

**RISCO DE CRÉDITO
EM CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE:
DETERMINAÇÃO DE PROBABILIDADES DE INCUMPRIMENTO
BASEADA NA TEORIA DA CREDIBILIDADE
(UMA APLICAÇÃO NO SISTEMA BANCÁRIO PORTUGUÊS)**

**Doutoramento em Gestão
Especialidade Finanças**

Carlos Rafael Santos Branco

Janeiro 2009

**RISCO DE CRÉDITO
EM CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE:
DETERMINAÇÃO DE PROBABILIDADES DE INCUMPRIMENTO
BASEADA NA TEORIA DA CREDIBILIDADE
(UMA APLICAÇÃO NO SISTEMA BANCÁRIO PORTUGUÊS)**

**Doutoramento em Gestão
Especialidade Finanças**

Orientador: Professor Doutor João Carvalho das Neves
(Professor Catedrático do ISEG-UTL)

Co-orientador: Professor Doutor Amílcar dos Santos Gonçalves
(Professor Catedrático Convidado do ISEG-UTL)

Candidato: Carlos Rafael Santos Branco

*Às minhas queridas filhas,
Mariana e Margarida.*

Agradecimentos

A realização de qualquer projecto – do mais simples até ao mais complexo – é pautada por ansiedades, dificuldades e desafios. A elaboração desta tese não fugiu a esta regra, mas os contributos de que fui alvo combateram as ansiedades, aligeiraram as dificuldades e permitiram uma melhor compreensão dos desafios.

É da mais elementar justiça começar por reconhecer o valioso apoio dispensado pelos orientadores desta tese. Em especial, ao Professor Carvalho das Neves, não posso deixar de agradecer o interesse sempre demonstrado, a disponibilidade manifestada, o rigor científico e as inúmeras sugestões, tendo imprimindo uma dinâmica que acabou por contagiar esta investigação. Ao Professor Amílcar Gonçalves, reconheço os conselhos transmitidos e as experiências partilhadas, que ilustram a sua forma de estar na vida.

Dirijo, igualmente, uma palavra de agradecimento aos Doutores Dirk Tasche e Laurent Balthazar, que disponibilizaram os estudos que desenvolveram em matérias similares àquela que é objecto desta investigação. Por razões de confidencialidade, privo-me de identificar os responsáveis dos departamentos de risco dos bancos que facultaram dados sobre operações de crédito, mas retenho e agradeço o interesse em contribuírem para a investigação. O mesmo é aplicável aos docentes e alunos da Universidade Aberta e do ISEG e aos especialistas que participaram no inquérito, bem como à equipa do SAS Portugal, liderada pela Eng. Helena Antunes, que entusiasticamente apoiou a parte computacional dos trabalhos de validação.

Ligado ao campo profissional, é importante destacar o constante incentivo, a partilha de informação e as sugestões avançadas pelos colegas do Banco de Portugal e da Universidade Aberta. Agradeço à Direcção do Departamento de Supervisão Bancária do Banco de Portugal, na pessoa da Dra. Adelaide Cavaleiro, todo o apoio prestado. Fruto de um relacionamento de longa data, hoje enraizado no foro pessoal, tenho a assinalar a dívida de gratidão para com os Doutores Alexandre Borrêgo, de quem guardo enorme saudade, e Maria do Rosário Almeida, que me mostraram que o rigor, a exigência e a ética são valores que nunca devemos prescindir.

Um agradecimento particularmente tocante do ponto de vista pessoal é devido à minha família, pela forma intensa que viveram as etapas e ansiedades deste percurso, assim como pelo conforto e carinho que me dispensaram. Ao João Pedro, agradeço a enorme ajuda e a resposta exemplar à pressão que lhe coloquei. Dirijo à Susana uma palavra de ternura particular, pela ponderação que soube incutir nas decisões mais marcantes que tomei, pela confiança inabalável que me obrigou a ter sempre presente e pela gestão bem-sucedida da “empresa” familiar, plenamente em linha com a cumplicidade e espírito de equipa que têm marcado o nosso relacionamento.

Finalmente, deixo às minhas filhas, Mariana e Margarida, um voto confiança no futuro, com a esperança de que honrem os valores que os meus pais e avós transmitiram e com os quais me identifico plenamente.

Resumo

A revisão do Acordo de Capital, concluída em 2005, veio relançar o interesse no tema do risco de crédito, em especial porque a determinação de requisitos de fundos próprios passou a poder basear-se em metodologias desenvolvidas pelos bancos. Entre as matérias que, desde então, têm despertado a atenção da comunidade científica, encontra-se a quantificação do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade.

O objectivo principal desta investigação prende-se com a definição de uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, apoiada pela Teoria da Credibilidade, um corpo teórico recomendado para contextos de informação limitada.

A fase de desenvolvimento dessa metodologia é dominada pela construção de uma medida para aferir a intensidade de baixa sinistralidade de cada operação de crédito, a *iLD*, obtida a partir da selecção de componentes reconhecidas pela literatura, com base em respostas recolhidas num questionário, e da confirmação da respectiva validade e consistência, por recurso a métodos estatísticos. A fase de validação é orientada pelas disposições regulamentares, optando-se por conceder particular relevo aos exercícios de *backtesting* e *benchmarking*, dado que a correspondente avaliação não depende do contexto de funcionamento efectivo nos bancos.

Os resultados dos testes sugerem que a metodologia proposta reúne condições para ser considerada compatível com as disposições regulamentares em matéria de validação e indicam a presença de uma margem adicional de conservadorismo nas probabilidades de incumprimento estimadas.

Palavras-Chave

Carteiras de Baixa Sinistralidade | Teoria da Credibilidade | Probabilidade de Incumprimento | Modelos de Risco de Crédito | Basileia II

Abstract

The revision of the Capital Accord in 2005 sparked new interest in credit risk, in particular because it enabled the determination of the own funds requirements to be based on methodologies developed by banks. Since that time, one of the key issues that has caught the interest of the scientific community is the quantification of credit risk in low-default portfolios.

The main goal of this research is to define a methodology for determining the probabilities of default in low-default portfolios, on the basis of Credibility Theory – a theoretical system recommended for situations of limited information.

The development stage of this methodology is dominated by the construction of a proxy to measure the intensity of the low-default level applicable to each credit operation – the *iLD* – obtained by selecting components recognised in the literature, on the basis of questionnaire replies and the confirmation of their respective validity and consistency using statistical methods. The validation stage is guided by regulatory provisions, with special emphasis placed on backtesting and benchmarking exercises, given that the corresponding assessment does not depend on the effective operating context in banks.

The test results suggest that the proposed methodology satisfies the necessary conditions to be considered compatible with validation-related regulatory provisions and indicate the presence of an additional margin of conservatism in estimated default probabilities.

Keywords

Low-Default Portfolios | Credibility Theory | Probability of Default | Credit Risk Models | Basel II

ÍNDICE GERAL

ÍNDICE DE QUADROS.....	IX
ÍNDICE DE FIGURAS.....	XII
SIGLAS E ACRÓNIMOS.....	XIV
INTRODUÇÃO.....	1

PARTE PRIMEIRA – APRESENTAÇÃO DO TEMA

1. ACTIVIDADE BANCÁRIA: RISCO E REGULAÇÃO.....	8
1.1 Intermediação Financeira	9
1.1.1 Justificações	9
1.1.2 Impacto no Crescimento Económico.....	13
1.2 Fontes de Risco.....	15
1.3 Regulação da Actividade Bancária.....	21
1.3.1 Argumentos.....	22
1.3.2 Instrumentos.....	27
1.3.3 Principais Iniciativas Internacionais.....	38
1.3.3.1 Acordo de Capital (Basileia I)	40
1.3.3.2 Revisão do Acordo de Capital (Basileia II).....	41
2. CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE	59
2.1 Noção, Tipologia e Importância	60
2.2 Tratamento Regulamentar.....	65
2.2.1 Comité de Supervisão Bancária de Basileia	68
2.2.2 Comité Europeu de Supervisores Bancários.....	70
2.2.3 Financial Services Authority (Reino Unido)	71
2.3 Consequências da Exclusão do Método das Notações Internas.....	76

PARTE SEGUNDA – REVISÃO DA LITERATURA

3. MODELIZAÇÃO DO RISCO DE CRÉDITO.....	85
3.1 Métricas Fundamentais.....	87
3.2 Revisão da Literatura sobre Quantificação do Risco de Crédito.....	93
3.2.1 Sistemas Clássicos de Análise do Risco de Crédito	96
3.2.1.1 Sistemas de Notação (<i>Rating</i>).....	97
3.2.1.2 Sistemas de Pontuação (<i>Scoring</i>).....	101
3.2.2 Modelização do Risco de Crédito.....	113
3.2.2.1 Modelos Estruturais	114
3.2.2.2 Modelos de Forma Reduzida	134
3.2.2.3 Modelos de Informação Incompleta.....	141
3.2.3 Novos Rumos da Investigação.....	147
4. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE RISCO DE CRÉDITO EM CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE.....	152
4.1 Princípio da Estimativa Mais Prudente	153
4.1.1 Eventos de Incumprimento Independentes	153
4.1.2 Eventos de Incumprimento Correlacionados	156
4.1.3 Calibração por Factores de Escala	159
4.1.4 Adaptação do Modelo <i>CreditRiskPlus</i>	160
4.2 Intervalos de Confiança	166
4.3 Abordagem da Verosimilhança	169
4.3.1 Ausência de Incumprimentos	172
4.3.2 Número Reduzido de Incumprimentos.....	173
4.4 Opinião de Peritos	176
4.5 Acontecimentos (Choques Aleatórios)	179
4.6 Questões em Aberto	184

PARTE TERCEIRA – INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

5. INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA.....	190
5.1 Objectivos.....	190
5.2 Fundamentos Teóricos (Teoria da Credibilidade)	191
5.2.1 Abordagem da Flutuação Limitada	195
5.2.2 Abordagem da Máxima Precisão.....	198
5.3 Metodologia.....	206
5.4 Desenvolvimento	214
5.4.1 Construção da <i>iLD</i>	214
5.4.2 Operacionalização da <i>iLD</i>	250
5.4.3 Caracterização da Amostra	255
5.4.4 Conversão da <i>iLD</i> em Probabilidades de Incumprimento.....	264
5.5 Validação (Ferramentas Quantitativas).....	289
5.5.1 <i>Backtesting</i>	293
5.5.1.1 Teste de Desempenho Fora do Tempo.....	301
5.5.1.2 Teste de Desempenho Fora da Amostra.....	310
5.5.2 <i>Benchmarking</i>	319
5.5.2.1 Taxas Históricas de Incumprimento – Standard & Poor’s e Moody’s.....	322
5.5.2.2 Princípio da Estimativa Mais Prudente (Pluto e Tasche, 2005)	326
5.5.3 Outros Testes de Validação	331
5.5.3.1 Intervalos de Confiança (Balthazar, 2004).....	333
5.5.3.2 Simulação da Distribuição de Incumprimentos (Dwyer, 2006).....	337
CONCLUSÃO	345
APÊNDICE A – QUESTIONÁRIO.....	354
APÊNDICE B – CÓDIGOS SAS.....	357
BIBLIOGRAFIA.....	360

ÍNDICE DE QUADROS

QUADRO 1 – REQUISITOS PARA UTILIZAÇÃO DO MÉTODO DAS NOTAÇÕES INTERNAS	50
QUADRO 2 – IMPORTÂNCIA DAS CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE	65
QUADRO 3 – CORRESPONDÊNCIA ENTRE EDF E NOTAÇÕES DA STANDARD & POOR’S	77
QUADRO 4 – PONDERADORES DE RISCO DO MÉTODO PADRÃO (SOBERANOS)	77
QUADRO 5 – FACTORES CONSIDERADOS NA DETERMINAÇÃO DO BFSR (MOODY’S).....	99
QUADRO 6 – CRITÉRIOS DE CLASSIFICAÇÃO PARA O SUBFACTOR ESTABILIDADE ECONÓMICA	100
QUADRO 7 – CORRESPONDÊNCIA ENTRE EDF E NOTAÇÕES DAS PRINCIPAIS AGÊNCIAS DE RATING ...	133
QUADRO 8 – CREDIBILIDADE TOTAL: NÚMERO NECESSÁRIO DE SINISTROS	193
QUADRO 9 – VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO RISCO DE CRÉDITO EM EXPOSIÇÕES SOBRE SOBERANOS ...	215
QUADRO 10 – SISTEMATIZAÇÃO DAS COMPONENTES INDICATIVAS DA BAIXA SINISTRALIDADE	217
QUADRO 11 – ESTATÍSTICAS DE ORDEM DE CADA COMPONENTE (ESTUDANTES)	226
QUADRO 12 – TABELAS DE DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIAS DAS COMPONENTES (ESTUDANTES)	227
QUADRO 13 – ESTATÍSTICAS DE ORDEM DE CADA COMPONENTE (PROFISSIONAIS)	228
QUADRO 14 – TABELAS DE DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIAS DAS COMPONENTES (PROFISSIONAIS)	228
QUADRO 15 – TESTES DE NORMALIDADE ÀS COMPONENTES (POR TIPO DE INQUIRIDO)	229
QUADRO 16 – SIMETRIA E ACHATAMENTO (POR TIPO DE INQUIRIDO)	231
QUADRO 17 – TESTES T PARA A IGUALDADE DE MÉDIAS ENTRE OS PAINÉIS.....	233
QUADRO 18 – MATRIZ DE CORRELAÇÕES ENTRE AS COMPONENTES	237
QUADRO 19 – ESTATÍSTICAS COMPONENTE-TOTAL.....	238
QUADRO 20 – COEFICIENTE DE FIABILIDADE INTERNA (ALPHA DE CRONBACH).....	241
QUADRO 21 – ESTATÍSTICA KMO E TESTE DE ESFERICIDADE DE BARTLETT	245
QUADRO 22 – VARIÂNCIA TOTAL EXPLICADA	246
QUADRO 23 – CORRELAÇÕES REPRODUZIDAS	247
QUADRO 24 – MATRIZ DE CORRELAÇÕES.....	247
QUADRO 25 – MATRIZES ANTI-IMAGEM	248
QUADRO 26 – COMUNALIDADES	249
QUADRO 27 – MATRIZ DE COMPONENTES	249
QUADRO 28 – DESAGREGAÇÃO E PONTUAÇÃO DE CADA COMPONENTE DA ILD.....	251
QUADRO 29 – NÚMERO DE ANOS SEM INCUMPRIMENTOS – REPARTIÇÃO ANUAL	261
QUADRO 30 – NÚMERO DE ANOS SEM INCUMPRIMENTOS – ESTATÍSTICAS GERAIS	261

QUADRO 31 – VALOR DE EXPOSIÇÃO – LIMITES DE DISCRIMINAÇÃO	262
QUADRO 32 – VALOR DE EXPOSIÇÃO – NÚMERO DE OPERAÇÕES POR LIMITE DE DISCRIMINAÇÃO.....	263
QUADRO 33 – VALOR DE EXPOSIÇÃO – ESTATÍSTICAS GERAIS	264
QUADRO 34 – EXEMPLOS DE VALORES ASSUMIDOS PELA <i>iLD</i>	266
QUADRO 35 – ESTATÍSTICAS GERAIS (« <i>iLD</i> »).....	266
QUADRO 36 – ANÁLISE DE SENSIBILIDADE À MAGNITUDE DA CORRECÇÃO DA « <i>iLD</i> » (MÉDIA)	270
QUADRO 37 – ESTATÍSTICAS GERAIS (« <i>iLD</i> » – CORRIGIDA).....	271
QUADRO 38 – REPARTIÇÃO DOS REGISTOS DAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO POR GRAU DE RISCO.....	276
QUADRO 39 – TAXAS MÉDIAS DE INCUMPRIMENTO ACUMULADAS	277
QUADRO 40 – TESTE T PARA UMA AMOSTRA (GRAUS DE RISCO «4» A «7»).....	285
QUADRO 41 – TESTE T PARA UMA AMOSTRA (GRAUS DE RISCO «1» A «3»).....	286
QUADRO 42 – EFEITOS DA DISPONIBILIDADE DE INFORMAÇÃO SOBRE PD DOS GRAUS DE RISCO.....	287
QUADRO 43 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – REPARTIÇÃO (ANSDEF)	302
QUADRO 44 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – ESTATÍSTICAS GERAIS (ANSDEF).....	303
QUADRO 45 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – NÚMERO DE OPERAÇÕES (VALEXP).....	303
QUADRO 46 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – ESTATÍSTICAS GERAIS (VALEXP)	304
QUADRO 47 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – ESTATÍSTICAS GERAIS (« <i>iLD</i> »).....	304
QUADRO 48 – RESULTADOS DOS TESTES DE ASSOCIAÇÃO E DE ADERÊNCIA À «NORMAL»	307
QUADRO 49 – TESTE T PARA AMOSTRAS EMPARELHADAS	308
QUADRO 50 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO – GRAUS DE RISCO	309
QUADRO 51 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – REPARTIÇÃO (ANSDEF)	311
QUADRO 52 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – ESTATÍSTICAS GERAIS (ANSDEF).....	311
QUADRO 53 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – NÚMERO DE OPERAÇÕES (VALEXP)....	312
QUADRO 54 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – ESTATÍSTICAS GERAIS (VALEXP)	312
QUADRO 55 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – ESTATÍSTICAS GERAIS (« <i>iLD</i> »).....	313
QUADRO 56 – RESULTADOS DOS TESTES DE ASSOCIAÇÃO E DE ADERÊNCIA À «NORMAL»	316
QUADRO 57 – TESTE T PARA AMOSTRAS EMPARELHADAS	316
QUADRO 58 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA – GRAUS DE RISCO	317
QUADRO 59 – RESULTADOS DOS TESTE DE ADERÊNCIA À «NORMAL»	323
QUADRO 60 – TESTE T PARA UMA AMOSTRA (STANDARD & POOR’S).....	324
QUADRO 61 – TESTE T PARA UMA AMOSTRA (MOODY’S)	325
QUADRO 62 – TESTES DE ADERÊNCIA À «NORMAL» (PLUTO E TASCHE, 2005)	328

QUADRO 63 – TESTES T PARA DUAS AMOSTRAS INDEPENDENTES (PLUTO E TASCHE, 2005)	329
QUADRO 64 – TESTES DE ADERÊNCIA À «NORMAL» (TENDÊNCIA CENTRAL).....	330
QUADRO 65 – TESTES T PARA DUAS AMOSTRAS INDEPENDENTES (TENDÊNCIA CENTRAL)	330
QUADRO 66 – TESTES DE ADERÊNCIA À «NORMAL» (DWYER, 2006).....	342
QUADRO 67 – TESTES T PARA DUAS AMOSTRAS INDEPENDENTES (DWYER, 2006).....	343

ÍNDICE DE FIGURAS

FIGURA 1 – RISCOS DA ACTIVIDADE BANCÁRIA.....	18
FIGURA 2 – ESTRUTURA DO NOVO ACORDO DE CAPITAL (BASELEIA II).....	43
FIGURA 3 – MÉTODO PADRÃO	46
FIGURA 4 – PONDERADORES DE RISCO EM FUNÇÃO DAS PD: REPARTIÇÃO ENTRE UL E EL	49
FIGURA 5 – TAXA DE INCUMPRIMENTO – EMISSÕES NA CATEGORIA DE INVESTIMENTO (1970-2005).....	64
FIGURA 6 – DESENVOLVIMENTO E TESTE DE MODELOS EM CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE	74
FIGURA 7 – REQUISITOS DE FUNDOS PRÓPRIOS: MÉTODO PADRÃO VS. IRB (M = 1)	79
FIGURA 8 – REQUISITOS DE FUNDOS PRÓPRIOS: MÉTODO PADRÃO VS. IRB (M = 2.5)	79
FIGURA 9 – REQUISITOS DE FUNDOS PRÓPRIOS: MÉTODO PADRÃO VS. IRB (M = 5)	80
FIGURA 10 – MOMENTO DE INCUMPRIMENTO NO MODELO ESTRUTURAL	115
FIGURA 11 – ESQUEMA DA APLICAÇÃO: FASE DE DESENVOLVIMENTO.....	212
FIGURA 12 – ESQUEMA DA APLICAÇÃO: FASE DE VALIDAÇÃO	213
FIGURA 13 – QUESTIONÁRIO: VALORES MÉDIOS POR COMPONENTE.....	224
FIGURA 14 – QUESTIONÁRIO: VALORES TOTAIS POR INQUIRIDO	225
FIGURA 15 – INTERVALOS DE CONFIANÇA PARA CADA COMPONENTE POR TIPO DE INQUIRIDO	226
FIGURA 16 – REPRESENTAÇÃO «NORMAL Q-Q» E HISTOGRAMA (ESTUDANTES)	231
FIGURA 17 – REPRESENTAÇÃO «NORMAL Q-Q» E HISTOGRAMA (PROFISSIONAIS)	232
FIGURA 18 – REPRESENTAÇÃO DOS VALORES PRÓPRIOS («SCREE PLOT»)	246
FIGURA 19 – PESO DE CADA COMPONENTE DA <i>iLD</i>	250
FIGURA 20 – AMOSTRA DE DESENVOLVIMENTO: NÚMERO DE REGISTOS (2000-2005).....	258
FIGURA 21 – VARIAÇÃO HOMÓLOGA DO DESVIO-PADRÃO DA T.C. REAL DO PIB EM PORTUGAL.....	259
FIGURA 22 – COMPONENTE ANDAMENTO DA ACTIVIDADE ECONÓMICA (2000-2006)	260
FIGURA 23 – VALORES MÉDIOS DA <i>iLD</i> (ANTES E APÓS CORRECÇÃO).....	271
FIGURA 24 – AMPLITUDE DOS GRAUS DE RISCO	274
FIGURA 25 – AMPLITUDE DOS <i>CLUSTERS</i>	275
FIGURA 26 – REPARTIÇÃO DOS REGISTOS DAS OPERAÇÕES POR GRAU DE RISCO	275
FIGURA 27 – TAXAS MÉDIAS DE INCUMPRIMENTO (1981-2006) NA CATEGORIA DE INVESTIMENTO	279
FIGURA 28 – AJUSTAMENTO EXPONENCIAL: CORRESPONDÊNCIA ENTRE <i>iLD</i> E PD	280
FIGURA 29 – ESTIMATIVAS DE PD POR GRAU DE RISCO	283
FIGURA 30 – VALORES ESTIMADOS DAS PD COM E SEM RECURSO À TEORIA DA CREDIBILIDADE.....	284

FIGURA 31 – PESO DA PARCELA COMUM NOS VALORES ESTIMADOS DAS PD	288
FIGURA 32 – LIMITES DOS GRAUS DE RISCO (<i>ILD</i>) E PD CORRESPONDENTES.....	289
FIGURA 33 – NÚMERO DE REGISTOS NAS AMOSTRAS DE VALIDAÇÃO E DE DESENVOLVIMENTO.....	301
FIGURA 34 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DO TEMPO: PD MÉDIAS POR GRAU DE RISCO.....	306
FIGURA 35 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA: REPARTIÇÃO POR GRAU DE RISCO.....	314
FIGURA 36 – TESTE DE DESEMPENHO FORA DA AMOSTRA: PD MÉDIAS POR GRAU DE RISCO	315
FIGURA 37 – <i>BENCHMARKING</i> (PRINCÍPIO DA ESTIMATIVA MAIS PRUDENTE): RESULTADOS.....	327
FIGURA 38 – <i>BENCHMARKING</i> (PRINCÍPIO DA ESTIMATIVA MAIS PRUDENTE): TENDÊNCIA CENTRAL ..	329
FIGURA 39 – SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO: INTERVALOS DE CONFIANÇA (CUMULATIVOS) A 99%....	336
FIGURA 40 – SIMULAÇÃO DE MONTE CARLO: ANUALIZAÇÃO DOS INTERVALOS DE CONFIANÇA	337
FIGURA 41 – ESTIMAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE INCUMPRIMENTO: MÉDIA	340
FIGURA 42 – ESTIMAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE INCUMPRIMENTO: PERCENTIL 99	341
FIGURA 43 – ESTIMAÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE INCUMPRIMENTO: PERCENTIL 99 (MONOTONIA).....	342

SIGLAS E ACRÓNIMOS

ACTECO	Andamento da Actividade Económica
AMA	<i>Advanced Measurement Approach</i> (Método de Medição Avançada)
ANSDEF	Número de Anos sem Incumprimentos
AR	<i>Accuracy Ratio</i> (Rácio de exactidão)
ASRF	<i>Asymptotic Single Risk Factor</i> (modelo de factor único)
BBA	British Banking Association
BCBS	Basel Committee on Banking Supervision (Comité de Supervisão Bancária de Basileia)
CEBS	Committee of the European Banking Supervisors (Comité Europeu de Supervisores Bancários)
CF	<i>Conversion Factor</i> (Factor de conversão)
CRD	<i>Capital Requirements Directive</i> (Directivas n.ºs 2006/48/CE e 2006/49/CE)
DPI	Distância Para Incumprimento
EAD	<i>Exposure at Default</i> (valor da exposição em incumprimento)
EDF	<i>Expected Default Frequency</i> (frequência esperada de incumprimento)
EL	<i>Expected Loss</i> (Perda esperada)
FLPM	<i>First Low Partial Moment</i> (Menor momento parcial de primeira ordem)
FSA	Financial Services Authority – Reino Unido
G10	Grupo dos Dez
IOSCO	International Organisation of Securities Commissions
IRB	<i>Internal Ratings-Based Approach</i> (Método das Notações Internas)
ISDA	International Swaps and Derivatives Association
KMO	Estatística <i>Kaiser-Meyer-Olkin</i>
LDP	<i>Low-Default Portfolio</i> (Carteira de baixa sinistralidade)
LGD	<i>Loss Given Default</i> (Perda em caso de incumprimento)
LIBA	London Investment Banking Association

LR	<i>Likelihood Ratio</i> (Rácio de verosimilhança)
LTV	<i>Loan-to-Value</i> (Proporção da exposição face à garantia)
NATMUT	Natureza do Mutuário
NUMDEF	Número de Incumprimentos
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i> (Regressão dos mínimos quadrados)
PD	<i>Probability of Default</i> (Probabilidade de incumprimento)
PDF	<i>Probability Density Function</i> (Função densidade de probabilidade)
PME	Pequena e Média Empresa
RATMUT	<i>Rating</i> Externo do Mutuário
RGIC	Regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras
SLPM	<i>Second Low Partial Moment</i> (Menor momento parcial de segunda ordem)
TIPOPE	Tipo de Operação
UE	União Europeia
UL	<i>Unexpected Loss</i> (Perda não esperada)
VALDEF	Valor de Incumprimento
VALEXP	Valor de Exposição
VaR	<i>Value-at-Risk</i> (Valor-em-Risco)
ZLPM	<i>Zero Low Partial Moment</i> (Menor momento parcial de ordem zero)

O sonho que nos promete o impossível já nisso nos priva dele, mas o sonho que nos promete o possível intromete-se com a própria vida e delega nela a sua solução. Um vive exclusivo e independente; o outro submisso das contingências do que acontece.

Fernando Pessoa

INTRODUÇÃO

O risco é um elemento indissociável da actividade bancária, presente nas funções de intermediação básicas. A confiança, desde sempre reconhecida como pedra de toque do negócio bancário, encontra-se intimamente ligada à capacidade de gestão do risco. Vistos sob uma perspectiva histórica, os episódios de crise que assolaram a actividade bancária foram ditados, na maioria dos casos, por lacunas ou insuficiências no plano da gestão do risco. A necessidade de actuar neste domínio, concedendo justificada atenção ao risco de crédito, induziu os bancos a implementarem procedimentos, voltados, numa primeira fase, para a vertente qualitativa, mas cada vez mais orientados para a vertente quantitativa, em especial, a partir da última década.

A revisão do Acordo de Capital (Basileia II), concluída em 2005, veio relançar o tema do risco de crédito, em especial porque a determinação de requisitos de fundos próprios passa a poder basear-se em metodologias desenvolvidas pelos bancos. Apesar de a gestão do risco de crédito constituir uma realidade nos sistemas mais evoluídos, essa iniciativa do Comité de Supervisão Bancária de Basileia sinaliza uma viragem importante, desde logo para o estabelecimento de uma linguagem comum entre instituições, autoridades de supervisão e investidores. A literatura sobre modelização do risco de crédito tem, por consequência, registado um desenvolvimento assinalável, confirmado não apenas pela sistematização e consolidação das metodologias existentes, mas também pelo aparecimento de novas abordagens, em particular no campo da estimação e validação.

Cruzando a realidade dos sistemas bancários com o teor das propostas regulamentares do Comité de Basileia, é possível identificar matérias que têm vindo a congregar o interesse da comunidade científica. É o caso do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade (*low-default portfolios*), situação que ocorre quando existem operações com um número reduzido ou inexistente de incumprimentos, motivado por razões de natureza estrutural (por exemplo, a qualidade dos mutuários), partilhadas

pelo sistema bancário. Como se depreende, as limitações de informação sobre incumprimentos condicionam significativamente a capacidade de obtenção de medidas que distingam de forma consistente o risco, e impõem um desafio significativo às actividades de validação.

O tema central de que se ocupa a presente investigação está ligado ao risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, e a sua escolha é justificada por critérios de actualidade, importância e representatividade. Em primeiro lugar, importa ter presente o facto de o interesse no tema ter sido renovado com a revisão do Acordo de Capital, que requer o cálculo de probabilidades de incumprimento, mesmo em operações que ostentem um historial de incumprimento reduzido ou nulo, nas instituições de crédito que enveredem pelo método das Notações Internas (IRB). Trata-se, pois, de um tema que passou a merecer maior destaque na sequência das dificuldades de qualificação para esse método, decorrentes das particularidades dessas carteiras. Por consequência, as propostas apresentadas na literatura são recentes – a maior parte tem data posterior a 2003. Em segundo lugar, dados disponibilizados por associações representativas do sector bancário do Reino Unido ilustram a dimensão das dificuldades em cumprir os requisitos de utilização do método IRB, por força da limitação dos episódios de sinistralidade. Essas dificuldades manifestam-se em segmentos com um número reduzido de operações, como soberanos e *project finance*, e em segmentos massificados, como o retalho (em especial, crédito hipotecário à habitação). Em terceiro lugar, há a salientar que a sinistralidade reduzida não é uma característica arredada dos mercados financeiros, conforme atestam dados publicados por Hamilton e Varma (2006), sobre a notação atribuída a emissões com melhor qualidade de crédito, em que a taxa média de incumprimento, ao longo período compreendido entre 1970 e 2005, foi de apenas 0.068%, com a particularidade de não se registarem incumprimentos em 22 desses anos.

O objectivo principal desta investigação prende-se com o desenvolvimento de uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, apoiada pela Teoria da Credibilidade, um corpo teórico nuclear no

âmbito das ciências actuariais, aplicado em contextos de informação limitada (*vide*, entre outros, Longley-Cook (1962), Bühlmann (1967) e Norberg (2004)). A enquadrar essa metodologia encontra-se o pressuposto de que as operações em que as características de baixa sinistralidade se manifestam com maior intensidade têm melhor qualidade de crédito. O número reduzido ou inexistente de incumprimentos é, pois, entendido como uma consequência do risco de crédito diminuto dessas exposições.

De um modo detalhado, o cumprimento desse objectivo principal passa, em primeiro lugar, por identificar e valorizar as componentes que concorrem para a intensidade de baixa sinistralidade nas operações de crédito, permitindo, também, a definição de regras objectivas que contribuam para a fixação dos limites em que essas características são reconhecidas. Em segundo lugar, assegurar a compatibilidade com as disposições previstas no Novo Acordo de Capital (Basileia II), vertidas na regulamentação dos Estados-membros da União Europeia – a partir da transposição da *Capital Requirements Directive* (CRD). Por outras palavras, visa-se especificar e validar uma metodologia que possa merecer reconhecimento por parte das autoridades de supervisão bancária, para efeitos de utilização do método IRB, contornando, por isso, a eminente inclusão no método Padrão. Em terceiro lugar, por verificar se as vantagens que a aplicação da Teoria da Credibilidade tem evidenciado no campo actuarial podem ser estendidas ao domínio do risco de crédito, dada a particular aposta na valorização da informação disponível. Por último, apurar se a aplicação da Teoria da Credibilidade pode contribuir para dar resposta às reservas apontadas à utilização de métodos fundados em técnicas estatísticas, ou seja, o afastamento face às condições específicas de cada mercado.

Em termos de organização, os trabalhos conduzidos na presente investigação encontram-se divididos em três partes, seguindo uma estrutura que se pode considerar clássica, contemplando, sequencialmente, a apresentação do tema, a revisão da literatura e o desenvolvimento da metodologia e correspondente aplicação.

A primeira parte é composta por dois capítulos. O primeiro capítulo contém uma breve incursão sobre o tema do risco na actividade bancária, percorre os argumentos da Teoria da Intermediação, sobre a existência de intermediários financeiros e sobre o respectivo impacto no crescimento económico, e sistematiza as principais fontes de risco. A temática da regulação da actividade bancária é, também, abordada no primeiro capítulo, percorrendo as justificações mais citadas para a actuação das autoridades e passando em revista os instrumentos de regulação. No final, centra-se nas iniciativas internacionais no domínio bancário, de onde emerge o Novo Acordo de Capital (Basileia II). O segundo capítulo, que finaliza a primeira parte, fixa-se nas carteiras de baixa sinistralidade e inicia-se com uma incursão pelo conceito, tipologia e importância destas carteiras. Na sequência da apresentação de aspectos ligados à vertente regulamentar, são avaliadas as possíveis consequências de uma eventual exclusão do método IRB.

A segunda parte é dedicada à revisão da literatura e compreende dois capítulos. No capítulo 3 expõem-se as métricas fundamentais para expressar o risco de crédito. Segue-se a revisão da literatura sobre quantificação do risco de crédito, organizada de modo a distinguir os sistemas clássicos de análise (essencialmente, *rating* e *scoring*) das principais abordagens de modelização (estrutural, forma reduzida e informação incompleta). Em paralelo, concretizam-se algumas soluções comercializadas assentes nessas estirpes de abordagens, desenvolvidas por empresas especializadas, tanto no domínio do risco de crédito individual como no âmbito do risco de crédito de carteira. No capítulo 4 fixa-se a atenção na literatura sobre modelização do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, na vertente das probabilidades de incumprimento. Do conjunto de propostas referenciadas, é concedido particular destaque às linhas de investigação que podem ser consideradas centrais – o princípio da Estimativa Mais Prudente (Pluto e Tasche, 2005), a determinação de intervalos de confiança (Schuermann e Hanson, 2004) e a abordagem da Verosimilhança (Forrest, 2005). No final, são sistematizadas as questões que permanecem em aberto, identificadas na literatura sobre risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade.

A terceira parte é voltada para os aspectos de natureza prática e contém um único capítulo (5), dedicado ao desenvolvimento da metodologia e à respectiva aplicação a uma amostra representativa do sistema bancário português. Em termos precisos, caracterizam-se as linhas essenciais da investigação a prosseguir, através do detalhe dos objectivos, dos fundamentos teóricos – uma vez que o referencial em que se baseia, a Teoria da Credibilidade, é distinto do das propostas de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade incluídas na revisão da literatura – e da respectiva operacionalização. Depois, volta-se a análise para a aplicação da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade a uma amostra representativa do sistema bancário português. Para o efeito, inclui uma fase dedicada à construção e operacionalização da medida de intensidade de baixa sinistralidade, e uma fase ligada à validação, de onde sobressai o recurso a ferramentas quantitativas – testes de desempenho fora do tempo e fora da amostra (*backtesting*), comparação com (i) taxas históricas de incumprimento, (ii) resultados de outras metodologias (*benchmarking*) e (iii) técnicas de validação desenhadas para carteiras de baixa sinistralidade (Balthazar, 2004 e Dwyer, 2006) – essencialmente por não dependerem do contexto de funcionamento efectivo nos bancos.

PARTE Primeira

Apresentação do Tema

Capítulo 1

O Risco na Actividade Bancária

1. ACTIVIDADE BANCÁRIA: RISCO E REGULAÇÃO

A actividade bancária é essencialmente um negócio de risco. As funções de intermediação elementares que os bancos exercem têm inerente o risco – compra quando concedem crédito e venda quando aceitam depósitos. O risco constitui um tópico de investigação que tem registado um interesse acrescido nas últimas décadas. É possível identificar duas ordens de razão principais para justificar esse interesse, sobretudo na óptica das instituições de crédito. Por um lado, a necessidade de controlar e gerir, uma vez que, quando tal não acontece, as consequências podem, em casos limite, colocar em causa a sobrevivência dessas instituições. Por outro lado, a necessidade de os responsáveis pela tomada de decisão disporem de conhecimento pormenorizado sobre os factos e as implicações das decisões que tomam.

O presente capítulo constitui uma breve incursão sobre o risco e a regulação da actividade bancária. Na incursão sobre o tema do risco, expõem-se os argumentos que a Teoria da Intermediação oferece para a existência de intermediários financeiros, como os bancos, em detrimento de uma ligação directa entre aforradores e investidores. Outro aspecto a analisar prende-se com as consequências da intermediação financeira sobre o crescimento económico, um tema clássico da Ciência Económica. Depois, são identificadas as principais fontes de risco da actividade bancária, agrupadas em torno dos riscos financeiros, operacionais, de negócio e de evento.

Na incursão sobre o tema da regulação da actividade bancária, percorrem-se as principais justificações para a intervenção das autoridades. Recorrendo à literatura económica, a primeira questão a dar resposta é «Porque existe regulação da actividade bancária?». Depois, revêem-se os principais instrumentos de regulação, na tentativa de responder à questão «Como se exerce a regulação da actividade bancária?». Por último, é concedida particular atenção às iniciativas internacionais na área da regulação bancária, com destaque para o Novo Acordo de Capital (Basileia II).

1.1 Intermediação Financeira

Entre os temas de que mais se tem ocupado a investigação no domínio da intermediação financeira, encontram-se as razões que servem para justificar a sua existência enquanto actividade e os efeitos que induz sobre o crescimento económico.

No que diz respeito às justificações para o exercício da actividade de intermediação financeira, os argumentos mais referenciados prendem-se com problemas de informação, com custos de transacção e com factores de regulação. O argumento dos problemas de informação reúne matérias como a selecção adversa e o *moral hazard*. O argumento dos custos de transacção resulta das vantagens implícitas na exploração de economias de escala, enquanto o argumento da regulação radica nos reflexos em termos de solvabilidade e liquidez.

Sobre a importância da intermediação financeira, começa-se por assinalar que Goldsmith (1969) demonstrou que, no decurso de um processo de desenvolvimento económico, o sistema financeiro cresce a um ritmo mais intenso do que a riqueza, e que o principal determinante da dimensão relativa de um sistema financeiro se situa na separação entre as funções de poupança e de investimento. Posteriormente, diversos estudos empíricos têm confirmado que os sistemas financeiros desenvolvidos fazem repercutir efeitos positivos sobre a actividade económica, principalmente através do fundamento da eficiência da afectação do capital (Levine, 1997) e do aumento dos níveis de poupança (Scholtens e Wensveen, 2003).

1.1.1 Justificações

O exercício da actividade de intermediação financeira pode ser fundamentado por cinco ordens de razão – acompanhamento dos mutuários, produção de informação sobre oportunidades de investimento, amortecimento dos padrões de consumo, fornecimento de liquidez e estabelecimento de mecanismos de compromisso. Como forma de congregar as razões anteriores, Gorton e Winton (2002) sublinham que o que torna

necessária a actividade dos intermediários financeiros é a capacidade de produzirem serviços não facilmente replicáveis, em especial, no universo de sistemas financeiros em que os mercados de capitais concentrem maior importância. Atente-se, pois, com maior detalhe, nas principais justificações apresentadas na literatura económica sobre a existência da actividade de intermediação financeira, concretamente na parcela que é assegurada pelos bancos.

Um primeiro conjunto de autores destaca a vertente de acompanhamento dos mutuários – Diamond (1984), Gorton e Haubrich (1987) e Seward (1990), todos citados em Gorton e Winton (2002). A noção de acompanhamento dos mutuários foi introduzida por Diamond (1984), inspirado nas propostas de Townsend (1979), e assenta no pressuposto de que a monitorização é mais eficiente se for realizada por agentes especializados, como os bancos. A necessidade desse acompanhamento é justificada pela assimetria de informação (*ex post*) sobre o desempenho dos projectos financiados, já que o mutuário apenas irá honrar os compromissos que assumiu (*ex ante*) se existirem incentivos. A solução passa, segundo o autor, pela introdução de penalidades nos contratos de financiamento.

Outra das justificações para a existência da actividade de intermediação que os bancos asseguram prende-se com a produção de informação sobre oportunidades de investimento. Na verdade, como demonstraram Leland e Pyle (1977, citados em Gorton e Winton, 2002), os bancos dispõem de argumentos para contornar o chamado *problema da fiabilidade*, suscitado por Hirshleifer (1971, citado em Gorton e Winton, 2002). Num cenário em que um número reduzido de agentes assegure a produção de informação sobre oportunidades de investimento – o que constituiria a abordagem mais eficiente perante a duplicação de recursos –, trata-se da questão da impossibilidade de o produtor da informação garantir que, de facto, cria informação com valor. Uma questão semelhante foi suscitada por Grossman e Stiglitz (1980), o chamado *problema da apropriabilidade*, ligado à eventual venda ou partilha da informação produzida. Leland e Pyle (1977) sugeriram que os intermediários financeiros podem ultrapassar os

problemas de fiabilidade e apropriabilidade, através da emissão de títulos e do investimento dos valores realizados numa carteira de títulos sobre os quais disponham de informação, realçando, portanto, a redução de custos através da diversificação. O tema despertou o interesse de outros autores, como Ramakrishnan e Thakor (1984) – que se fixaram na concentração de actividades num grande intermediário que se dedica à comercialização de informação –, Bhattacharya e Pfleiderer (1985) – que sugeriram a contratação de gestores de carteira por parte dos investidores –, Boyd e Prescott (1986) – que estudaram a assimetria de informação antes da formalização do financiamento e do investimento – e Allen (1990) – que abordou a distinção entre produtores e intermediários de informação sobre oportunidades de investimento.

O efeito da actividade bancária no amortecimento dos padrões de consumo foi evidenciado por Bryant (1980) e Diamond e Dybvig (1983) – citados em Gorton e Winton (2002). Com efeito, uma das justificações para a existência da actividade de intermediação resulta da protecção que os bancos asseguram face a choques no padrão de consumo dos depositantes. Trata-se, pois, de uma incursão sobre a vertente dos recursos dos bancos, em que é realçado o papel da intermediação na preservação dos investimentos, através da poupança. De outro modo, os consumidores teriam, prematuramente, de desmobilizar aplicações para satisfazerem essas necessidades de consumo. Segundo Gorton e Winton (2002, p. 17), a proposta de Diamond e Dybvig (1983) acentua a faceta dos bancos de fornecerem «*insurance against the risk of being an early consumer*». É importante notar que, de acordo com estes autores, a actividade seguradora e o mercado de títulos não reúnem condições para assegurar o amortecimento do consumo e a protecção face ao risco associado à preferência dos consumidores por fluxos de despesa incertos. A razão principal situa-se na impossibilidade de os consumidores executarem diferentes actividades em simultâneo, o que implica, como assinalam Haubrich e King (1990, citados em Gorton e Winton, 2002), que se assuma a restrição de os consumidores apenas poderem aceder a depósitos não transaccionáveis. A função de amortecimento do consumo foi retomada por outros autores, em especial por Allen e Gale (1997), que destacam o papel da função de

intermediação no amortecimento de riscos intertemporais e intergeracionais, nomeadamente, através da detenção de activos e da aceitação de depósitos a cada geração.

Ao contrário da justificação anterior, sobre o papel dos bancos no amortecimento dos padrões de consumo, um conjunto de autores enveredou por realçar o papel dos bancos como fornecedores de liquidez. Concretamente, são avançadas três linhas de argumentação. Numa primeira linha encontram-se as propostas de Freeman (1996) sobre a necessidade de as economias disporem de sistemas de pagamentos, dada a ineficiência que resultaria de um regime de troca directa. Como adiantam Gorton e Winton (2002, p. 21), «*this generates a need for a payments system, essentially a trading center or bank that can produce and net claims*». A segunda linha de argumentação prende-se com as propriedades de informação que os passivos dos bancos contêm e foi defendida por Gorton e Pennacchi (1990, citados em Gorton e Winton, 2002). Com efeito, os bancos proporcionam uma redução das perdas a que se encontram sujeitos os agentes que necessitam de consumir, quando transaccionam com agentes que dispõem de informação privilegiada. A terceira linha de argumentação, iniciada por Holmström e Tirole (1998, citados em Gorton e Winton, 2002), salienta os problemas de *moral hazard* que condicionam a capacidade das empresas em constituir poupanças para fazer face a necessidades inesperadas de investimento. Assim sendo, e dado que os problemas de *moral hazard* limitam a efectividade das transacções entre empresas com excesso e com carência de liquidez, será de admitir que «*a bank that provides contingent liquidity to those that need it can dominate a decentralized market*» (Gorton e Winton, 2002, p. 21).

A última das principais justificações apontadas na literatura económica para o exercício da actividade de intermediação por parte dos bancos está ligada ao estabelecimento de mecanismos de compromisso. Os autores que a despontaram foram Calomiris e Kahn (1991) e Flannery (1994) – citados em Gorton e Winton (2002) –, que assinalaram a fragilidade da estrutura de capital dos bancos face ao papel que desempenham, dado que os activos bancários ilíquidos são financiados através da

procura de depósitos. Flannery (1994) avançou o argumento de os depositantes (credores dos bancos) não terem capacidade para controlar, de forma eficiente, a substituição de activos operada na carteira dos bancos. Podem, em contrapartida, estimar o grau de risco. Então, como forma de os depositantes controlarem os bancos, defende o recurso a endividamento de curto prazo, dado que as alterações no perfil de risco dos bancos reflectem-se nos custos de financiamento. Como acentuam Gorton e Winton (2002, p. 25), «(...) *the capital structure of banks is designed to be fragile, so that it functions as a commitment mechanism*». Já Flannery e Sorescu (1996) demonstraram que os preços praticados pelos bancos nas operações activas indiciam o risco a que a instituição está exposta.

1.1.2 Impacto no Crescimento Económico

Na Teoria Económica, o papel do sector financeiro no processo de crescimento tem sido captado através dos factores incluídos em modelos endógenos de crescimento. Com efeito, os principais mecanismos de transmissão associados à actividade financeira encontram-se agrupados em cinco categorias – afectação eficaz de recursos, mobilização das poupanças, diminuição de custos de recolha de informação, redução de custos de supervisão de projectos de investimento e diversificação de riscos.

A actividade de intermediação financeira não deixa de exercer influência na selecção de projectos de investimento, dada a preferência por aqueles que apresentem melhor relação risco/rendibilidade. De acordo com Greenwood e Jovanovic (1990), este processo possibilita uma afectação mais eficiente de recursos. Não obstante, alguns autores assinalam que eventuais relações de proximidade entre mutuantes e mutuários, que se traduzam, por exemplo, na redução do custo do capital, poderão adulterar a relação risco/rendibilidade e viabilizar investimentos que, de outro modo, não seriam elegíveis (Tsuru, 2000). Stiglitz (1985) veio assinalar a possibilidade de existência de problemas de *selecção adversa*, neste caso, por acção da subida da taxa de juro. Concretamente, o

aumento do custo do capital – que afecta a rendibilidade de projectos de investimento que incorporem menos risco – conduz à selecção dos projectos mais arriscados, penalizando o crédito a projectos com relação risco/rendibilidade mais favorável.

A mobilização de poupanças é outro dos mecanismos de transmissão reconhecidos na Teoria Económica e resulta, principalmente, do efeito de escala que proporciona, ao permitir a congregação de poupanças para investimentos de maior dimensão. De facto, além da importância dos intermediários financeiros no estímulo e na captação de poupanças, a concentração de recursos permite o financiamento de projectos de investimento de maior envergadura.

No que toca à redução de custos de recolha de informação, e conforme reconhece Levine (1997), a possibilidade de um número reduzido de agentes dispor de competência e informação necessárias à avaliação de projectos tem repercussões favoráveis em termos de eficiência. Idêntico efeito decorre da manutenção de relacionamentos entre intermediários financeiros e empresas. Nesse sentido, e de acordo com Sharpe (1990), as relações de proximidade reduzem as assimetrias de informação, dado limitarem as restrições ao financiamento externo e melhorarem a afectação de recursos. Greenwood e Smith (1995) sublinham que a redução de custos de transacção induz uma maior especialização no desempenho de actividades.

Sobre a redução de custos de supervisão de projectos de investimento, há a salientar que, em representação dos seus interesses, os intermediários financeiros desempenham o papel de *delegated monitor* dos projectos de investimento (Levine, 1997). No entanto, conforme contrapõe Tsuru (2000), a proximidade entre credores e empresas financiadas pode ser prejudicial à afectação eficiente de recursos, por conduzir a um ambiente menos competitivo, em que o número de oportunidades para outras partes fica condicionado. A reacção a este fenómeno traduz-se na criação de barreiras à entrada de novos concorrentes, com impacto nefasto sobre o investimento.

O último dos mecanismos de transmissão prende-se com a diversificação de riscos associados ao investimento. Com efeito, através do financiamento de projectos

diversificados, a intermediação pode contribuir para a redução do risco em cada nível de rendibilidade esperada (Thiel, 2001). Do mesmo modo, é possível argumentar que permite a partilha de riscos intertemporais – o risco associado a choques externos com efeitos ao longo de um período temporal alargado. Como salientam Allen e Gale (1997), os intermediários diversificam esses riscos através da gestão de reservas e provisões, no médio e longo prazos.

1.2 Fontes de Risco

O negócio bancário tem implícita a exposição ao risco. A captação de depósitos e a concessão de crédito, as funções elementares da actividade bancária, podem ser entendidas, respectivamente, como venda e compra de risco. A actividade é ainda abrangida, em maior ou menor grau, por outras fontes de risco – liquidez, mercado, operacional, legal, reputacional e estratégico. Mas o que se entende por *risco*? Como se manifesta? Como devem as instituições reagir ao risco? Estas são algumas questões a analisar de seguida.

Como salienta Meyfredi (2004, p. 1), a resposta à questão o que é o risco «*is far from simple*». Uma primeira tentativa consiste na possibilidade de ocorrência de algo inesperado que conduza a perdas. O mesmo autor confronta esta definição com uma proposta em que a incerteza corresponde a uma situação em que as decisões de cada agente económico dependem de factores exógenos, cujos estados não podem ser previstos com certeza: «*To preserve the distinction (...) between the measurable uncertainty and an unmeasurable one may use the term “risk” to designate the former and the term “uncertainty” for the latter*» (Knight, 1921, p. 231, citado em Holton, 2004). Tratava-se, pois, de uma distinção entre probabilidades objectivas (risco) e probabilidades subjectivas (incerteza). A proposta não deixou de suscitar críticas, que podem ser sintetizadas na posição assumida por Holton (2004, p. 20): «*A criticism of Knight’s definition is the obvious one that it really is not a definition of risk. According to common usage,*

risk entails both uncertainty and exposure – possible consequences. Knight’s distinction addresses only the uncertainty».

As ideias expressas por Harry Markowitz na célebre *Teoria da Carteira*, constituem outro marco importante. A noção de risco é abrangida na descrição sobre a forma como os investidores combinam as parcelas de risco e de remuneração na tomada de decisão em carteiras de investimento. Mais precisamente, o autor, que nunca formalizou uma definição de risco, fez notar que: «*The concepts “yield” and “risk” appear frequently in financial writings. Usually if the term “yield” were replaced by “expected return”, and “risk” by “variance of return”, little change of apparent meaning would result*» (Markowitz, 1952, p. 89).

Como síntese das principais propostas que, numa perspectiva histórica, acompanharam a noção de *risco*, Holton (2004) identifica duas componentes essenciais – a exposição e a incerteza. Confirmando essa orientação, Cade (1997, p. 2) define *risco* como «*exposure to uncertainty of outcome*», fazendo notar que a referência à *exposição* (*exposure*) se encontra normalmente arredada das definições de risco, enquanto a referência ao *resultado* (*outcome*) é consequência de um tipo de acção particular. É, contudo, sobre o plano da *incerteza* que coloca maior ênfase, dado que pode ser reflectida na volatilidade de potenciais resultados integrados numa curva de distribuição de probabilidade. Neste contexto, o autor destaca que, se os desvios face ao valor esperado forem considerados como determinantes do risco e a volatilidade for entendida como indicador do risco, o registo de um resultado adverso esperado não deve ser considerado risco. Nesse sentido, «*the bank should position itself to accommodate the expected outcome within profits and provisions, leaving equity capital as the final shock-absorber for the unforeseen catastrophe*» (Cade, 1997, p. 3). A afirmação anterior permite ilustrar a forma como os bancos se podem posicionar face ao risco. A escolha da solução mais apropriada dependerá do tipo e da intensidade do risco, bem como da estratégia delineada, que conduz a uma maior ou menor propensão para a respectiva assunção. No essencial, a gestão do risco nas instituições pode passar pela não-aceitação do risco, não levando a efeito determinada operação, ou por considerar três tipos de estratégia: (i)

arbitragem, que tem subjacente uma justificação económica – exploração de diferenças de preços; (ii) especulação, que consiste no aumento do grau de exposição, com base em determinada expectativa de rendibilidade; e (iii) cobertura, que se traduz numa diminuição do grau de exposição, através da diversificação de carteira (incidência sobre o risco sistemático) ou da utilização de instrumentos derivados que assegurem maior protecção (incidência sobre o risco específico¹). No limite, o grau de exposição pode ser anulado através de operações sem recurso para outras entidades (*v.g.* operações de titularização).

As fontes que podem perturbar ou mesmo colocar em causa o desempenho das instituições são variadas, contemplando as que desde sempre estiveram implícitas nas actividades elementares, como o risco de crédito, até às associadas à componente tecnológica, cada vez mais importante para assegurar melhores níveis de serviço. Atendendo a essa diversidade, tem-se vindo a assistir a tentativas de sistematização das fontes de risco, procurando estabelecer padrões – *v.g.* Cade (1997). A proposta de Greuning e Bratanovic (2000), incluída numa publicação do Banco Mundial, é uma das que tem registado maior aceitação. Segundo as autoras, o espectro de riscos a que a actividade bancária se encontra exposta pode ser organizado em quatro categorias: riscos financeiros – que podem ser separados entre riscos puros e riscos especulativos –, riscos operacionais, riscos de negócio e riscos de evento. A composição de cada um destes agrupamentos encontra-se ilustrada na Figura 1 (adaptada de Greuning e Bratanovic, 2000).

¹ O risco sistemático corresponde à parcela comum à generalidade dos produtos/operações realizadas num mesmo mercado, enquanto o risco específico representa a componente intrínseca e própria de cada produto/operação (Neves, 2007).

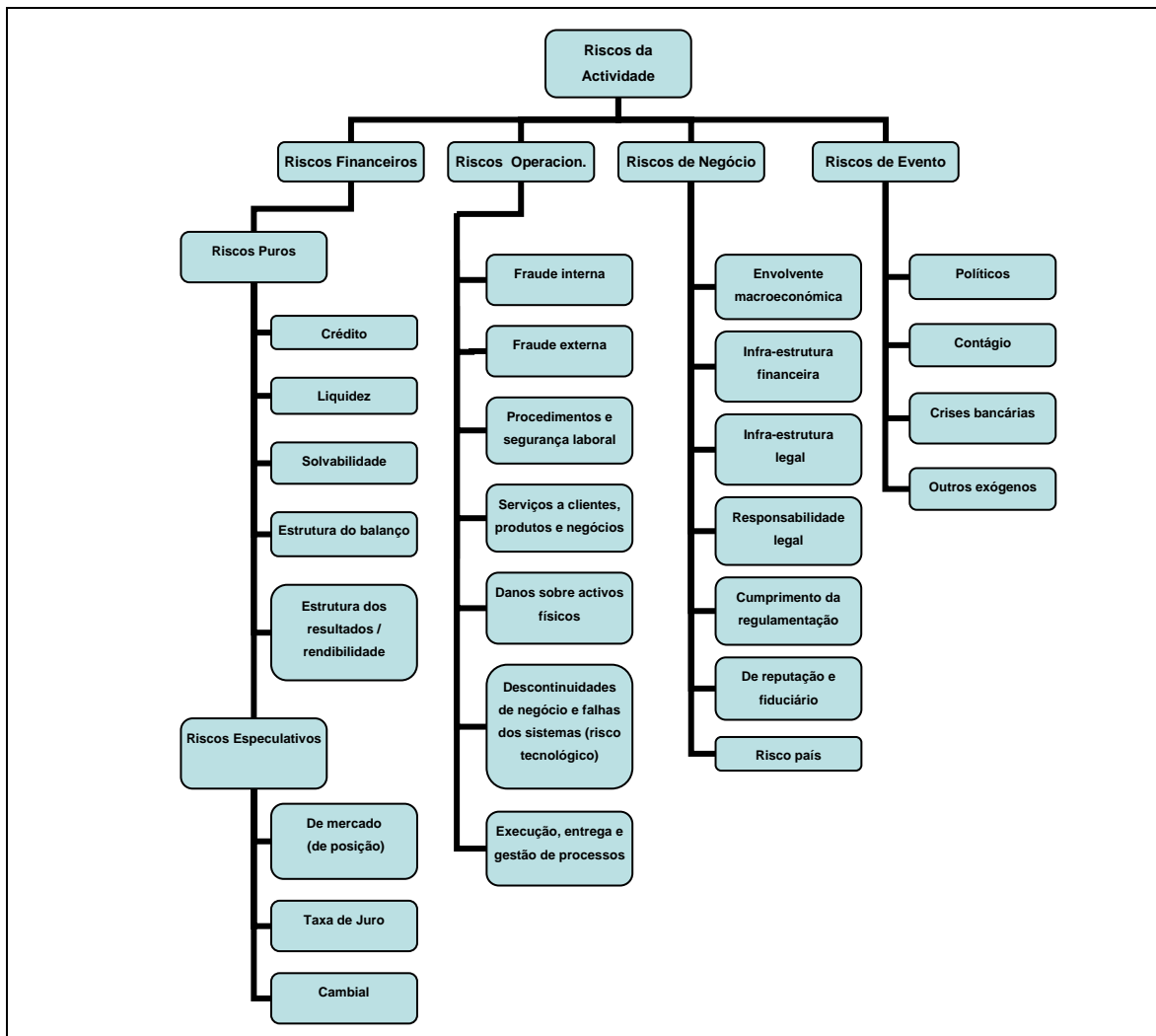


Figura 1 – Riscos da actividade bancária

Entre os riscos financeiros há a salientar, como referido, a distinção entre riscos puros e riscos especulativos. Os primeiros – onde se incluem os riscos de crédito, liquidez e solvabilidade – podem resultar em perdas se não forem adequadamente geridos. Os segundos têm por base a arbitragem, podendo redundar em resultados negativos ou positivos, consoante o grau de validade dessa avaliação.

O risco de crédito consiste, segundo Cade (1997, p. 16), em «*risk of loss to the bank through default by an obligor*». Tem, pois, por incidência a capacidade de as contrapartes fazerem face às obrigações que assumiram. O mesmo autor entende que o risco de

liquidez não é mais do que «*risk of the bank being unable to meet payments, withdrawals and other commitments on time*», ou seja, está ligado a uma diminuição da capacidade para satisfazer obrigações, à medida que as mesmas se tornam exigíveis. O risco de solvabilidade consiste em «*risk of ultimate financial failure of the bank through chronic inability to meet obligations*». Ao contrário das fontes anteriores, que apenas podem colocar em causa a existência da instituição se se expressarem com intensidade, o risco de solvabilidade assemelha-se aos acontecimentos que se manifestam com pouca frequência mas que têm elevadas repercussões, provavelmente fatais para a instituição.

Ainda no quadro dos riscos financeiros, agora no subconjunto dos riscos especulativos, encontram-se os riscos de mercado, ou de posição, o risco de taxa de juro (da carteira bancária e da carteira de negociação) e o risco cambial. Os riscos de mercado estão ligados às possíveis perdas no valor dos activos, dos passivos ou dos contratos de instrumentos derivados (*v.g. swaps*, opções e futuros) devido a alterações nos respectivos preços de mercado. O risco de taxa de juro sinaliza as vulnerabilidades da margem líquida de juros ou do valor presente da carteira a variações das taxas de juro. O risco cambial decorre da variação adversa das taxas de câmbio.

Antes de centrar a análise nos riscos operacionais, importa não perder de vista que os riscos financeiros encontram-se sujeitos a complexas interdependências, que podem ampliar significativamente o padrão de risco global. Será o caso da exposição ao risco de preço, por exemplo, sobre obrigações, que pode desencadear vulnerabilidades em termos de liquidez, crédito e, no limite, de solvabilidade.

De acordo com Greuning e Bratanovic (2000), os riscos operacionais estão ligados à estratégia global das instituições, à organização, ao funcionamento dos sistemas internos e respectivo controlo, ao cumprimento de disposições e políticas internas (*compliance*) e às medidas contra práticas de gestão desadequadas e fraude. Com efeito, a exposição aos riscos operacionais tem vindo a resultar, essencialmente, da intensificação do grau

de complexidade das operações (por exemplo, o recurso a instrumentos híbridos²) e da maior especialização de algumas actividades (por exemplo, asseguradas em regime de *outsourcing*). Todavia, os progressos registados nos sistemas de controlo interno, a progressiva implantação de uma cultura baseada no risco e os imperativos de competitividade têm contribuído para colocar o tema na ordem do dia.

Na verdade, no campo da gestão do risco operacional nas instituições financeiras assiste-se, na actualidade, a um maior enfoque sobre a vertente quantitativa, que compara com uma postura marcadamente qualitativa, que caracterizou os estádios iniciais. Com efeito, as vantagens mais evidentes do controlo deste factor de risco – designadamente, em termos de melhoria da eficiência, retorno para os accionistas e sinalização de posicionamento estratégico – podem ser ampliadas numa lógica de gestão que também consiga integrar recursos e competências da esfera quantitativa. Por outro lado, é de reter o impulso conferido por iniciativas de autoridades de supervisão, como o Novo Acordo de Capital, também conhecido por «Basileia II»³, ao prever a constituição de requisitos de capital e ao admitir a utilização de metodologias internas para a quantificação desses requisitos. A definição de risco operacional apresentada nessa iniciativa é a seguinte (BCBS, 2004, §644, p. 137): *«risk of loss resulting from inadequate or failed internal processes, people and systems or from external events. This definition includes legal risk, but excludes strategic and reputational risk»*.

Os riscos de negócio constituem o terceiro grupo de riscos a que se encontra exposta a actividade bancária. Basicamente, encontram-se associados ao ambiente em que a instituição exerce a sua actividade – envolvente macroeconómica, estabilidade política, quadro legal, organização administrativa, sistema fiscal e sistema de pagamentos.

² «“Hybrids” (...) encompasses the following three broad categories: (a) innovative instruments (i.e. instruments with incentives to redeem such as step-ups); (b) non-innovative instruments (i.e. instruments which do not have incentives to redeem); and (c) non-cumulative perpetual preference shares». (CEBS, 2007, p. 3).

³ Matéria a desenvolver no ponto 1.3.3.2.

Os riscos de evento são o último grupo de riscos proposto na sistematização de Greuning e Bratanovic (2000). Compreendem todos os tipos de risco exógeno que, no caso de se materializarem, podem afectar a continuidade das operações ou condicionar a adequação de fundos próprios⁴ da instituição. As autoras incluem nesta categoria o risco político e o risco de ocorrência de crises bancárias.

1.3 Regulação da Actividade Bancária

Os riscos associados à actividade bancária têm como particularidade o facto de não se confinarem ao conjunto de agentes directamente envolvidos. Como tem sido possível comprovar a partir de diversos episódios de perturbação e de crise, as repercussões podem ter grande alcance e serem suficientes para colocar em causa a estabilidade do sistema financeiro.

No ponto anterior foram identificados os factores que justificam a existência de intermediários financeiros. A presença de assimetrias de informação foi, com efeito, um dos aspectos a que se concedeu maior ênfase. Mas será que a capacidade de o sector influenciar o bem-estar da sociedade não é afectada com a chegada de um novo agente, com funções e responsabilidades próprias? Será que as novas regras do jogo deixarão inalterado o desenho dos processos de decisão dos agentes económicos? Estas são algumas interrogações que servem para enquadrar a questão da regulação.

⁴ A noção de fundos próprios é empregue numa óptica prudencial, associada às exigências das autoridades de supervisão. Para além do capital realizado inclui, no que é designado por Fundos Próprios de Base (*Tier I*), as acções preferenciais não remíveis (não cumulativas), as reservas (*v.g.* legais e estatutárias), os resultados positivos certificados do exercício em curso, o chamado *Innovative Tier 1 Capital* (*v.g.* interesses minoritários em entidades emittentes de títulos) e os interesses minoritários. Inclui, também, nos Fundos Próprios Complementares (*Tier II*), as reservas de reavaliação, as provisões genéricas – até 1.25% dos activos ponderados, as acções preferenciais não remíveis (cumulativas), a dívida subordinada de longo prazo e as acções preferenciais remíveis. Nos Fundos Próprios Suplementares (*Tier III*) inclui-se a dívida subordinada de curto prazo apenas para cobertura de riscos de mercado. Em regra, exige-se que os Fundos Próprios de Base sejam, pelo menos, equivalentes a metade dos Fundos Próprios Complementares.

1.3.1 Argumentos

Como foi assinalado ao longo do ponto 1.1.1, uma das justificações mais citadas na literatura económica para a existência de intermediação financeira prende-se com problemas de informação. Com efeito, o reconhecimento das imperfeições que caracterizam o mercado financeiro cria espaço à exploração económica da actividade de intermediação, por exemplo, através da constituição de instituições de crédito⁵. Nesta linha, Freixas e Santomero (2003, p. 2) salientam que «*financial intermediaries emerge endogenously to solve financial market imperfections that spring from various types of asymmetric information problems*». Na perspectiva anterior, a regulação da actividade financeira pode ser interpretada como a resposta das autoridades à existência de falhas de mercado, uma vez que, de outro modo, a actuação das instituições poderia conduzir a um acréscimo excessivo (ou mesmo incontrolável) de risco. Contudo, a regulação da actividade bancária impõe alterações à natureza das imperfeições de informação, dado que o regulador passa a ser parte interessada, o que, segundo Stiglitz (1994, citado em Freixas e Santomero, 2003), torna a situação de eficiência à Pareto⁶ mais difícil de alcançar.

Apesar de a questão da necessidade de regulação da actividade bancária se encontrar longe de reunir consenso na comunidade científica⁷, as duas justificações que congregam maior aceitação situam-se em torno do risco de crise sistémica e da incapacidade de acompanhamento dos bancos, por parte dos depositantes.

⁵ De acordo com o Regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras (RGIC), instituições de crédito são «*empresas cuja actividade consiste em receber do público depósitos ou outros fundos reembolsáveis, a fim de os aplicarem por conta própria mediante a concessão de crédito*» (Decreto-Lei n.º 298/92, de 31 de Dezembro, art. 2.º, n.º1). Em diante, passará a utilizar-se quer instituições quer bancos como sinónimos de instituições de crédito.

⁶ Conceito introduzido pelo economista francês, de ascendência italiana, Vilfredo Pareto, no final do século XIX, segundo o qual uma situação económica é ótima, se não for possível melhorar a utilidade de um agente económico sem degradar a utilidade de outro.

⁷ Veja-se, a este propósito, a argumentação apresentada por Benston e Kaufman (1998).

O argumento do risco de crise sistémica decorre, em primeira linha, da actividade de fornecimento de liquidez, que torna os bancos potencialmente vulneráveis a situações de corrida generalizada ao levantamento de depósitos. Efectivamente, o valor de liquidação dos activos dos bancos não se encontra alinhado com o dos depósitos. Admitindo que a expectativa sobre o valor dos depósitos depende da posição que os depositantes ocupam no momento do levantamento, dada a regra «*first come, first served*», é possível uma situação de corrida aos levantamentos sem a emissão de informação adversa (Santos, 2000). É, portanto, o receio de outros se anteciparem que conduz os depositantes a recolher, tão rápido quanto possível, os respectivos fundos, podendo a situação generalizar-se e arrastar outras instituições. Bhattacharya e Gale (1987, citados em Santos, 2000) assinalam que, em cenários de ausência de incerteza generalizada e em que o investimento de cada banco em activos de curto prazo seja objecto de divulgação pública, a concessão de empréstimos interbancários protege os depositantes do risco de liquidez a que os respectivos bancos estão expostos. Porém, quando existe assimetria de informação sobre os activos dos bancos (por exemplo, quando detêm uma parcela significativa dos seus activos sobre a forma de instrumentos ilíquidos), o funcionamento do mercado interbancário não é suficiente para assegurar protecção. Neste caso, os bancos tentam precaver-se face à chamada “*winner’s curse*”, ou seja, a possibilidade de operações de crédito rejeitadas num banco, dado o risco que incorporam, serem aprovadas por outros, conduzindo a uma degradação da qualidade de crédito do sistema bancário. Nesse sentido, as reservas impostas à concessão de fundos conduzem a que o montante concedido seja inferior ao que resultaria em situações de informação homogénea (Flannery, 1996).

De acordo com Jacklin e Bhattacharya (1988, citado em Santos, 2000), a assimetria de informação sobre os activos dos bancos poderá desencadear uma fonte adicional de corrida aos levantamentos, havendo que distinguir entre situações que resultam da divulgação de informação sobre o valor desses activos – o que constitui um efeito disciplinador da actividade bancária – e situações motivadas por pânico dos depositantes – «*confidence is a public good*» (Freixas e Santomero, 2003, p. 7).

Relativamente a esta situação, os custos em termos de bem-estar resultam, em primeiro lugar, da necessidade de liquidação prematura de activos e, em segundo lugar, com custos expressivos, da possibilidade de se transmitirem a outros bancos, colocando em causa a estabilidade do sistema financeiro⁸.

Para além do argumento do risco de crise sistémica, a incapacidade de acompanhamento dos bancos, por parte dos depositantes, é outra das razões enfatizadas para justificar a regulação da actividade bancária. É o caso da chamada *hipótese da representação*, proposta por Dewatripont e Tirole (1993), ligada aos problemas de governação suscitados pela separação entre propriedade e gestão, agravados pela incapacidade de os depositantes fiscalizarem os bancos. A base do argumento radica em problemas de selecção adversa e de *moral hazard*, evidenciando a necessidade de acompanhamento, por parte dos investidores. Esse acompanhamento torna-se, contudo, dispendioso, além de exigir o acesso à informação e requerer um nível de conhecimento adequado. No caso dos bancos, além da possibilidade de as tarefas poderem ser repetidas por diversos investidores, a situação é condicionada pelo facto de grande parte dos detentores de passivos dos bancos não dispor de conhecimentos técnicos suficientes nem da informação necessária. Na mesma linha, haverá que não perder de vista o facto de um número expressivo de depósitos se fixar em valores de reduzido montante, o que desincentiva o desempenho das funções de monitorização e faz emergir um problema de *free-riding*. É perante estas circunstâncias que é reforçada a necessidade de representação pública ou privada dos depositantes. Conforme assinala Santos (2000, p. 10), essa necessidade pode ser satisfeita através de «*regulation that mimics the control and monitoring that depositors would exert if they had the appropriate information, were sophisticated and fully coordinated*».

⁸ De acordo com o Relatório de Estabilidade Financeira 2005, «*a estabilidade financeira funda-se na existência de instituições financeiras credíveis que garantam o cumprimento das suas obrigações contratuais, de mercados em que os participantes transaccionem a preços que reflectam de maneira eficiente os respectivos factores explicativos e de um enquadramento regulamentar que forneça os incentivos adequados à gestão dos riscos financeiros incorridos pelos agentes económicos*» (Banco de Portugal, 2005, p. 9).

Os argumentos apresentados ganham maior sustentação quando cruzados com os três tipos de falha de mercado que tradicionalmente são acolhidos pela regulação da actividade bancária – custos de liquidez, custos de falência e repercussões sobre a eficiência. A importância dessas falhas de mercado é assinalada por Freixas e Santomero (2003, p. 5), uma vez que têm «(...) *direct relevance to the need for regulation and the beneficial impact of effective deployment of government resources to reduce such losses*».

A disponibilidade de meios de pagamento para a realização de transacções é uma matéria com presença obrigatória na regulação da actividade bancária e que figura entre as atribuições consideradas clássicas dos bancos centrais. A importância da função de liquidez é confirmada pela fiscalização dos meios de pagamento que também gravita na orla das funções daquelas autoridades⁹. A consignação do papel de regulação, fiscalização e promoção do bom funcionamento dos sistemas de pagamentos decorre, precisamente, da necessidade de as autoridades disporem de todos os meios para que seja assegurado um nível apropriado de liquidez na economia. É esta a lógica subjacente à função de estabilidade sistémica que é concedida aos bancos centrais.

Como se assinalou, as diferenças nos níveis de transformação do activo e do passivo dos bancos exigem que a afectação de activos tenha por base critérios de prudência, além de ser acompanhada por fundadas expectativas de realização das operações no mercado. Como é evidenciado por Freixas e Santomero (2003, p. 6), as repercussões estendem-se ao domínio da afectação eficiente de recursos – «*efficient consumption allocation is dependent upon a liquid and efficient operating financial structure*» –, o que reforça o reconhecimento da importância do sistema de pagamentos enquanto estrutura essencial à transferência de direitos de propriedade e permite confirmar a extensão das repercussões de episódios de falência para além do sector bancário.

⁹ Como é sabido, em Portugal, é ao Banco de Portugal que incube a emissão de notas com curso legal e poder liberatório e a colocação em circulação das moedas metálicas, embora o Banco Central Europeu detenha o direito exclusivo de autorizar a sua emissão. Esta função de liquidez é articulada com a função de regulação, fiscalização e promoção do bom funcionamento dos sistemas de pagamentos.

Os custos de falência figuram, também, no leque de falhas de mercado que a regulação da actividade bancária acolhe, constituindo o tipo de consequência que poderá gerar impactos de maior alcance. Na verdade, a falência de uma instituição bancária cria externalidades¹⁰ negativas de dois níveis. Por um lado, através do impacto sobre o bem-estar, dada a quebra da confiança dos depositantes. Por outro lado, através da possibilidade de difusão de custos ao sistema bancário, transmitindo e ampliando as consequências a agentes económicos não directamente envolvidos. Como sublinhado, e na sequência de dificuldades de uma instituição, os depositantes poderão questionar as restantes, dando origem, como referem Freixas e Santomero (2003, p. 6), «*a perfectly rational updating of the assessment of any other bank risk and a generalized withdrawal of deposits*».

Partindo do pressuposto de que a actividade bancária é um negócio em que o factor confiança é essencial, designadamente ao nível da garantia da segurança dos valores depositados, a quebra desse factor poderá fazer com que o sistema bancário perca uma das bases de sustentação. Nesse sentido, o risco de crise sistémica é efectivo, em resultado quer da alteração das expectativas dos depositantes quer da interdependência financeira que liga as instituições no contexto do mercado interbancário, do sistema de pagamentos ou do mercado de derivados. Em consequência, a falência de um banco poderá afectar a estabilidade real e percebida do sistema bancário ou, como é conhecido na literatura económica, a *estabilidade inerente* (Freixas e Santomero, 2003).

Para além dos custos de liquidez e dos custos de falência, as repercussões em termos de eficiência constituem outra falha de mercado reconhecida na regulação da actividade bancária. Neste particular são incluídos os efeitos transmitidos aos restantes ramos de actividade, focalizados na perda de confiança. Efectivamente, é na base do factor

¹⁰ Por *externalidade* entende-se o efeito que uma transacção entre duas partes exerce sobre uma terceira parte que não se encontra envolvida na realização da mesma. Na Ciência Económica, as externalidades são um exemplo de falha de mercado. Podem ser positivas, quando é gerado um benefício externo (é o caso de uma campanha de vacinação), ou negativas, quando é gerado um custo externo (por exemplo, a poluição).

confiança que se traduz a maioria das vantagens associadas à existência de intermediários financeiros, nomeadamente a eficácia com que os mercados afectam os recursos. Como atrás se mencionou, a confiança consubstancia, pois, o conceito de *bem público*¹¹, que poderá ser objecto de subprodução, dado que os benefícios privados dos bancos que adiram a códigos de conduta poderão ser inferiores aos benefícios da sociedade. Com efeito, os bancos que pautem o seu comportamento por princípios menos éticos poderão beneficiar da reputação construída por outros, o que configura um problema de *free-riding* aproveitando tal incentivo perverso para a obtenção de lucros.

Enquadrados os argumentos que servem de justificação à regulação da actividade bancária (risco de crise sistémica e incapacidade de os depositantes fiscalizarem os bancos) e cruzados com as falhas de mercado que a mesma acolhe (custos de liquidez, custos de falência e repercussões sobre a eficiência), passam-se em revista os principais instrumentos de regulação.

1.3.2 Instrumentos

A evolução da regulação e da supervisão do sector financeiro tem inegavelmente sido ligada à reacção das autoridades a episódios de perturbação ou a crises. À sucessão de acontecimentos que suscitaram preocupações com a estabilidade do sistema financeiro, responderam as autoridades com novos instrumentos. Numa alusão às diferenças de amplitude das crises que abalaram as décadas de 1920 e 1990 – a primeira, como é sabido, com impactos reais significativos –, Gordon (2005, p. 40) assinala que «*financial fragility in the 1920s can be partly traced to three policy-related aspects of the 1920s absent in the 1990s, namely the absence of deposit insurance, the unit-banking regulations in*

¹¹ Bem cujo consumo por um indivíduo não reduz a quantidade disponível do mesmo bem para consumo por outros indivíduos. A designação é também empregue para identificar os bens de cujo consumo os indivíduos não podem ser excluídos. A produção de bens que evidenciem tais características encontra-se sujeita a especificidades, podendo redundar em falhas de mercado que limitam o seu fornecimento nas quantidades desejadas. Paul Samuelson é considerado o primeiro economista a desenvolver a Teoria dos Bens Públicos, em 1954, no artigo intitulado *The Pure Theory of Public Expenditure*.

numerous states that prevented the diversification of financial risk across regions, and the stock market margin requirements that allowed speculators in 1928-29 to borrow fully 90 percent of the value of their equity purchases».

A regulação da actividade bancária é normalmente entendida como ferramenta fundamental para garantir a estabilidade do sistema financeiro. Tendo em conta a amplitude das consequências que decorrem de falências no sector bancário, é lógico que parte importante da regulação se encontre orientada para as prevenir ou para limitar os seus efeitos. É nesse sentido que, na literatura económica, é utilizada a designação «*safety net*», para descrever o conjunto de instrumentos de regulação. Em termos de racionalidade, a *safety net* tem sido justificada enquanto mecanismo de protecção dos agentes económicos que não dispõem ou que não acedem à informação sobre a actividade dos bancos. Não obstante as controvérsias teóricas – e mesmo políticas – acerca do grau de extensão do conjunto de instrumentos de regulação, poderá tomar-se como adquirido que a sua existência tem repercussões no comportamento dos agentes económicos, nomeadamente sobre o perfil de risco. Parece, pois, inevitável que o debate acerca da extensão da *safety net* seja pautado pela relação entre os custos e os benefícios que incute à estabilidade financeira.

Os sistemas de regulação da actividade bancária são compostos por diversos instrumentos. Entre os que podem ser considerados centrais e que, por isso, constituem presença na generalidade dos países, encontram-se os requisitos de fundos próprios, os mecanismos de garantia de depósitos, a concessão de meios de liquidez («*lender of the last resort*») e as políticas de recuperação («*bail-out*») e liquidação das instituições.

A fixação de requisitos de fundos próprios tornou-se um instrumento generalizado na sequência das propostas do Comité de Supervisão Bancária de Basileia, em 1988, no Acordo de Capital (*vide* ponto seguinte). Trata-se de exigir às instituições que mantenham um nível de capital em função da dimensão e do risco do activo. Na literatura económica, o tema tem evoluído especialmente em torno da definição do nível de capital que deverá ser exigido, de modo a que, por um lado, seja assegurada a

protecção dos depositantes e que, por outro lado, não sejam condicionadas as decisões de carteira dos bancos. Rochet (1992) demonstrou que a fixação de requisitos de fundos próprios em cada activo pode conduzir à escolha de carteiras ineficientes, além de assinalar que a inexistência de um nível mínimo pré-fixado pode incentivar o banco a tornar-se menos avesso ao risco, designadamente nas situações em que a remuneração obtida seja reduzida. Como é salientado por Freixas e Santomero (2003, p. 16), «*with real-time variations in bank risk-taking, and uncertain volatilities associated with given credit and/or market risk positions, most have concluded that optimal capital regulation is unfeasible*».

Em primeiro lugar, é de notar a proposta de Kupiec e O'Brien (1997, citados em Freixas e Santomero, 2003) sobre a exigência de divulgação pública do nível de capital dos bancos, dado o conhecimento mais exacto sobre o risco que as respectivas carteiras incorporam. Se, *a posteriori*, vier a verificar-se que o mesmo é insuficiente, os reguladores fixarão uma penalização pecuniária. No entanto, e apesar do apelo teórico da solução, as tentativas de a implementar revelaram resultados pouco satisfatórios, não obstante a vertente de divulgação voltar a ser equacionada, agora numa base mais ampla, no Novo Acordo de Capital (Basileia II), no âmbito do Pilar 3 (*vide* ponto 1.3.3.2).

Em segundo lugar, são de referir as propostas apresentadas por alguns autores (por exemplo, Benston e Kaufman, 1988), no sentido de a regulação passar a exigir que uma parcela dos requisitos de fundos próprios das instituições seja constituída por dívida subordinada, na tentativa de a mesma funcionar como mecanismo de reforço da disciplina de mercado. A argumentação utilizada para suportar esta proposta radica no facto de este tipo de dívida apresentar maturidades superiores a um ano e de a sua transformação em liquidez não ser imediata, especialmente em episódios de crise, o que reforça os incentivos dos detentores dessa dívida para fiscalizar ou monitorizar os bancos que a emitem. Como refere Freixas e Santomero (2003, p. 16), «*in contrast to shareholders that may choose higher points on the risk-return frontier, subordinated creditors, (...), generally prefer safe portfolios and are likely to penalize banks that take significant risks*». Nesse sentido, a proposta faz apelo à capacidade de controlo do risco dos bancos através

da disciplina de mercado, uma vez que uma descida de valor poderá constituir um alerta para os restantes credores sobre as políticas em curso e sobre a solvabilidade. Segundo Calomiris e Litan (2000), tal permitiria dotar os reguladores com informação sobre a percepção do mercado acerca do risco assumido pelas instituições, beneficiando da característica prospectiva que acompanha a existência de preços de mercado. Não obstante, perante uma situação de aumento súbito do risco, os bancos poderão não ser confrontados, de imediato, com maiores encargos com juros ou com restrições sobre a quantidade de títulos emitida, uma vez que as amortizações de dívida não ocorrem em todos os períodos temporais. Como tal, Freixas e Santomero (2003, p. 17) concluem que *«market discipline through price and quantity sanctions may be effective and informative, but sufficient limited in magnitude to provide time for crisis resolution or orderly termination»*. Na sequência das reservas que a proposta anterior tem suscitado, agravada pela dificuldade de mobilização dos detentores da dívida subordinada e pela (questionável) capacidade de o mercado secundário fornecer sinais fiáveis através dos preços, têm surgido argumentos que promovem a valorização da vertente de auto-regulação – por exemplo, Kane (1995). A recente proposta de alteração do quadro de regulação das instituições, promovida pelo Comité de Supervisão Bancária de Basileia (BCBS), poderá ser situada neste contexto, uma vez que a determinação de requisitos de fundos próprios para os riscos de crédito e operacional (à semelhança do que sucede com os riscos de mercado) passa a poder basear-se em metodologias desenvolvidas pelas instituições, se respeitado o conjunto de requisitos quantitativos e qualitativos exigido¹².

Os mecanismos de garantia de depósitos são um instrumento que visa limitar as fragilidades dos bancos. Foram propostos por Diamond e Dybvig (1983) como forma de garantir o reembolso dos valores depositados nas instituições. Apesar das variantes que se observam em diferentes países, os mecanismos ou fundos de garantia de depósitos constituem um instrumento essencial da regulação da actividade bancária. É de salientar que, na maioria dos casos, é notória a orientação para a protecção dos pequenos

¹² No ponto 1.3.3.2 procede-se a uma apresentação detalhada da proposta do BCBS.

depositantes, designadamente por via da limitação dos montantes garantidos (em Portugal, o limite encontra-se fixado em 25.000 euros¹³). Outra característica a destacar diz respeito aos recursos financeiros destes mecanismos, que, em regra, são constituídos por contribuições das instituições de crédito participantes¹⁴.

Apesar de a eficácia dos esquemas de protecção de depositantes ser reconhecida na literatura económica, a vertente que, na mesma, tem merecido maior destaque prende-se com os custos, em especial com a indução de situações de *moral hazard*. Com efeito, para a eliminação (de uma parcela) do risco poderá redundar em menores incentivos para os depositantes acompanharem os bancos, os quais, se sujeitos a contribuições fixas, poderiam não internalizar o custo total que suportam e, como tal, assumirem níveis de risco superiores. Merton (1977, citado em Santos, 2000) propôs a aplicação da metodologia de valorização de opções aos esquemas de garantia de depósitos, identificando-os com uma opção de venda sobre o valor dos activos do banco, com preço de exercício equivalente ao valor (estimado) da dívida na maturidade. Da mesma resultou que, no caso de esquemas em que as contribuições não distinguissem o risco, os bancos poderiam aumentar o valor da opção de venda se agravassem o risco dos seus activos e/ou se reduzissem a relação entre o capital e os activos¹⁵. A metodologia proposta por Merton tem sido utilizada para determinar prémios ou contribuições que efectivamente traduzam o risco. Todavia, a assimetria de informação dificulta esse cálculo (Chan, Greenbaum e Thakor, 1992, citados em Santos, 2000) ou conduz a resultados indesejáveis do ponto de vista do bem-estar (Freixas e Rochet, 1998).

¹³ Artigo 166.º do Regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras (versão aprovada pelo Decreto-Lei 1/2008, de 3 de Janeiro). Na sequência da crise financeira internacional, foi aprovada, em articulação com outros governos da UE, a extensão do valor para 100.000 euros.

¹⁴ Em Portugal, a contribuição anual das instituições participantes é calculada pela aplicação de uma taxa sobre o valor médio dos saldos mensais dos depósitos do ano anterior. A taxa contributiva de cada instituição participante é determinada em função do seu rácio médio de solvabilidade observado no ano anterior. Para efeitos de determinação da taxa contributiva de cada instituição participante, a taxa contributiva de base é de 0.03% (Instrução do Banco de Portugal n.º 11/2006).

¹⁵ Como adianta Santos (2000), a investigação empírica levada a cabo nos EUA, durante os anos de 1980, não permitiu confirmar a maximização do valor da opção de venda, por parte dos bancos.

Para além dos esquemas da fixação de requisitos de fundos próprios e da protecção de depósitos, a disponibilização de facilidades de liquidez figura também entre os instrumentos de regulação. Trata-se, com efeito, de uma função clássica dos bancos centrais, também conhecida pelo papel de *refinanciador de última instância* (*lender of last resort*). Laidler (2004, p. 17) não deixa de sublinhar que «*the idea of the central bank as lender of last resort is as old as the idea of central banking itself*». Com efeito, desde os trabalhos pioneiros de Thornton (1802), passando por Bagehot (1873) e por Hawtrey (1932) – todos citados em Laidler (2004) – que a função é inerente à actuação dos bancos centrais. Em concreto, destina-se a fornecer liquidez às instituições solventes, em contrapartida de instrumentos de caução de reconhecida qualidade, sujeitos a um prémio. Numa avaliação retrospectiva, é possível confirmar que as instituições têm também recorrido a estas facilidades em situações de emergência, fruto da dificuldade das autoridades em distinguir, *ex ante*, entre problemas de liquidez e contrariedades na solvência (Freixas e Santomero, 2003).

Do conjunto de críticas normalmente direccionadas ao papel de refinanciador de última instância, desempenhado pelos bancos centrais, sobressaem três observações (Freixas, Parigi e Rochet, 2003). Em primeiro lugar, o funcionamento dos mercados interbancários restringe a necessidade de concessão de facilidades de liquidez em situações de emergência. Em segundo lugar, a distinção entre problemas de liquidez e de solvência não se revela, *ex ante*, simples de pôr em prática, apesar da existência de indicadores avançados. Em terceiro lugar, as consequências para os bancos, em termos de *moral hazard*. Com base num modelo que pretende captar esta vertente, Freixas, Parigi e Rochet (2003) alertam para as implicações da existência de um *lender of last resort* na arquitectura do mercado interbancário e concluem que, nas situações em que a fonte principal de *moral hazard* radique da avaliação (*ex ante*) – admitindo a dificuldade de distinção entre problemas de liquidez e de solvência –, o mercado interbancário não deverá funcionar sob a forma de cobertura das operações por caução, devendo o banco central limitar a excessiva liquidação de activos. Pelo contrário, quando a fonte principal de *moral hazard* decorrer do acompanhamento (*ex post*), o mercado interbancário deverá

funcionar numa base de cobertura integral das operações por caução, contribuindo para assegurar maior eficiência. De acordo com Laidler (2004), a actualidade do papel de *refinanciador de última instância*, por parte dos bancos centrais, depende, em primeira linha, da arquitectura da política monetária, a qual, na maioria dos regimes em vigor, envolve um conjunto de instrumentos desenhados para ultrapassar eventuais perturbações de liquidez que cada instituição possa enfrentar. Esse papel encontra-se, sobretudo, reforçado no contexto das funções de estabilidade financeira, na perspectiva de assegurar liquidez em situações em que o funcionamento habitual do mercado monetário seja posto em causa (nomeadamente, na vertente interbancária). É neste sentido que Laidler (2004, p. 17) defende que «*a broader view of the lender of last resort's significance, (...), retains considerable relevance for modern central banking*». Mas, como Freixas, Parigi e Rochet (2003, p. 21) fazem questão de frisar, «*the lender of last resort of the 21st Century lies at the intersection of monetary policy, supervision and regulation of the banking industry, and design of the interbank market*».

O último dos instrumentos presente na maioria dos sistemas de regulação engloba as políticas de recuperação e liquidação. Com efeito, quando uma instituição enfrentar uma situação de desequilíbrio financeiro, as autoridades poderão exigir a aplicação de medidas de recuperação e de saneamento. Se as mesmas não produzirem os efeitos desejados, entram em campo os procedimentos tendentes à liquidação e conseqüente revogação da autorização concedida.

Na literatura económica são identificadas duas particularidades das políticas de recuperação e saneamento. Por um lado, a prioridade em direccionar esforços para a protecção dos bancos cujas dificuldades possam desencadear efeitos sistémicos (Hughes e Mester, 1993). Por outro lado, o facto de as mesmas não serem anunciadas com antecedência, na tentativa de limitar eventuais *free-riders* (Freixas, 1999). Este autor recomenda, também, uma análise custo-benefício e salienta a necessidade de, na mesma, se incluírem os custos sociais. Assim, partilha da opinião generalizada sobre o apoio incontestável às instituições com impacto sistémico – as chamadas “*too big to fail*” – e

defende uma estratégia diversificada para suportar a decisão de apoiar instituições de menor peso no sistema que tenham cumprido as disposições regulamentares. A questão pode igualmente ser enquadrada na perspectiva dos efeitos sobre a reputação das autoridades, abrangendo as políticas de liquidação. Estará em causa apurar se a associação proposta por Boot e Thakor (1993, citados em Freixas e Santomero, 2003, p. 19) se mantém válida: «*since a bank closure damages a regulator's reputation, in a reputational equilibrium regulators will always tend to implement excessively lenient bank policy*».

Antes de passar em revista as principais iniciativas internacionais ligadas à regulação da actividade bancária, é importante destacar a presença simultânea dos instrumentos apresentados, os quais, sendo meios preventivos (como sugere a designação *supervisão prudencial*¹⁶), não podem substituir-se à gestão competente e ao controlo interno eficaz das instituições de crédito. Talvez apoiada pelo argumento do reforço de meios ao dispor das autoridades, e que resultaram de sucessivas soluções desenhadas (em resposta a constrangimentos de origem diversa), a regulação da actividade bancária, na actualidade, não se confina ou confere privilégio a um único instrumento. A multiplicação de instrumentos ao dispor das autoridades é, como já referido, o resultado de diversas perturbações que se registaram no sistema bancário.

Em Abril de 2004, o BCBS publicou um estudo, intitulado “*Bank Failures in Mature Economies*”, em que são identificadas as causas de perturbações bancárias em oito dos mercados bancários mais desenvolvidos e apuradas as consequências que das mesmas resultaram, no plano regulamentar (BCBS, 2004a). No que respeita à identificação das causas dos treze episódios abrangidos¹⁷, o risco de crédito é citado em onze casos, seguindo-se o risco operacional em cinco e os riscos de mercado em quatro. É

¹⁶ «*Prudential supervision, broadly construed, involves government regulation and monitoring of the banking system to ensure its safety and soundness*» (Mishkin, 2000, p. 2).

¹⁷ Crises financeiras ou bancárias: Japão (1994-2002), Noruega (1988-1993), Espanha (1978-1983), Suécia (1991-1994), Suíça (1991-1996). Episódios de falência: Alemanha (Herstatt, em 1974), Estados Unidos – Continental Illinois (1984), Savings & Loans (1982-1995), New England (1990-1991) e Sub-Prime (1998-2000) – e Reino Unido – BCCI (1991), bancos de reduzida dimensão (1991-1992) e Barings (1995).

importante mencionar que a liberalização financeira se manifestou como característica comum da maioria das crises bancárias de maior impacto (por exemplo, levantamento de controlos sobre taxas de juro), sugerindo que os sistemas de supervisão não se encontravam devidamente preparados para as mudanças. De facto, o padrão identificado na maior parte dos episódios aponta para os efeitos do rápido crescimento das operações de crédito, em especial no sector imobiliário. Com a subida de preços nesse mercado foram encorajadas novas operações, que beneficiaram de um sistema regulamentar menos efectivo, até que o efeito da recessão económica veio colocar em causa a valorização atingida, produzindo um efeito de arrastamento sobre a capacidade de cumprimento das responsabilidades. Todavia, no caso das falências que não se repercutiram em outras instituições, o padrão anterior não é confirmado, sugerindo uma menor proximidade face ao agravamento da situação económica. Como seria de esperar dada a diversidade de causas, a resposta das autoridades foi de ordem distinta, abrangendo o encerramento e liquidação (Barings e Herstatt) e a aquisição (Noruega e Suécia). Efectivamente, a actuação das autoridades pautou-se pelo desempenho de um papel activo, em especial quando as perturbações resultaram do andamento da actividade económica e quando as instituições envolvidas podiam desencadear efeitos sistémicos. Como é salientado a propósito da crise do Savings & Loans nos EUA, que minou a confiança dos depositantes sobre a efectividade dos esquemas de protecção (BCBS, 2004a, p. 68), «*it seems, though, that the type of resolution, as far as it is anticipated by the markets, can have an impact on the crisis itself*».

A partir do início do Verão de 2007, a deterioração da qualidade de crédito no segmento de maior risco do mercado hipotecário norte-americano desencadeou uma forte instabilidade no sistema financeiro internacional. A turbulência que se tem manifestado constitui, pela sua amplitude e duração, um dos episódios mais severos da história recente (Banco de Portugal, 2007). Não obstante a injeção de montantes avultados de liquidez no sistema bancário mundial desde o Verão de 2007, as instituições têm enfrentado condições de financiamento extremamente adversas, com perturbações graves no funcionamento do mercado monetário interbancário, bem como

dificuldades na colocação de títulos de dívida. Com efeito, esta situação no mercado *subprime* serve para ilustrar a interligação entre o risco de liquidez e os riscos de mercado. Nos mercados de acções têm-se registado movimentos de forte correcção das cotações, acompanhados por significativa volatilidade. Em paralelo, começam a surgir sinais de que o risco de crédito está a materializar-se, de forma intensa, num leque alargado de segmentos do mercado de crédito, como o das grandes empresas (*v.g.* indústria automóvel), dando mostras de que as repercussões na actividade económica não serão marginais.

O contexto descrito tem vindo a ser acompanhado com particular atenção pelas autoridades que, regra geral, têm procurado actuar de forma concertada, com o objectivo de limitar a amplitude e intensidade de um problema que assume contornos globais. Para além do resgate de algumas instituições consideradas sistémicas, na União Europeia¹⁸, os esforços têm-se centrado no fortalecimento dos sistemas financeiros nacionais, na protecção dos depósitos e na manutenção da regularidade do financiamento da actividade económica. Concretamente, as medidas implementadas têm passado pela concessão, pelo Estado, de garantias pessoais ao cumprimento de obrigações assumidas, pelos bancos, em contratos de financiamento (em Portugal, o valor global previsto na Lei n.º 60-A/2008 é de 20.000 milhões de euros, até Dezembro de 2009), pelo reforço dos montantes de cobertura pelos fundos de garantia de depósitos (em Portugal, o montante coberto passou para 100 mil euros) e por planos de capitalização de instituições de crédito, por exemplo, através do reforço dos fundos próprios de base (em Portugal, a elevação do rácio *Tier 1* para 8%).

Fixando-nos no tema da regulação, mais propriamente na situação em Portugal, a supervisão das instituições de crédito e das sociedades financeiras encontra-se confiada

¹⁸ A Comissão Europeia anunciou um conjunto de recomendações sobre a matéria, designadamente a observância: (i) do carácter temporário no apoio público; ii) da natureza subsidiária face ao reforço de capitais pelos accionistas; (iii) do comprometimento pelas instituições de crédito apoiadas no seu esforço de capitalização com planos de recuperação; e (iv) da distinção de tratamento entre instituições de crédito estruturalmente sólidas daquelas que apresentam problemas de solvência (MFAP, 2008).

ao Banco de Portugal¹⁹, enquadrada no objectivo, previsto na respectiva Lei Orgânica²⁰, de «*velar pela estabilidade do sistema financeiro nacional, assegurando, com essa finalidade, designadamente, a função de refinanciador de última instância*» (art.º 12.º alínea c)).

Para além da autorização relativa à constituição, o Banco de Portugal procede ao acompanhamento das actividades das instituições, recorrendo, para o efeito, a um conjunto de regras prudenciais e práticas de supervisão. Entre as primeiras cabe salientar o montante mínimo de capital social, os requisitos mínimos de fundos próprios para cobertura do risco de crédito, do risco operacional e dos riscos de mercado (resultantes da variação de preços dos instrumentos financeiros e da taxa de câmbio), os limites à concentração de riscos e as regras de provisionamento e liquidez. Entre as segundas cabe assinalar a realização de inspecções, nas quais se procede à verificação da conformidade das regras prudenciais, abrangendo vertentes tão distintas como provisionamento, controlo interno e capital interno. Face a eventuais perturbações nas condições normais de funcionamento de uma instituição e de modo a evitar a propagação ao resto do sistema (prevenção dos riscos de contágio), o Banco de Portugal pode impor medidas de saneamento. Essas providências extraordinárias são diversificadas (desde restrições ao exercício de determinadas actividades até à designação de administradores provisórios), em função da dimensão e intensidade dos problemas existentes. O Banco de Portugal tem, também, a faculdade de accionar o processo de liquidação, despoletando a intervenção do Fundo de Garantia de Depósitos.

¹⁹ Em alguns países, como o Reino Unido e a Suécia, a supervisão bancária, dos mercados e dos seguros foi confiada a uma única autoridade, permanecendo a garantia da estabilidade financeira como atribuição do Banco Central. É de referir que, em Portugal, foi criado, em Setembro de 2000, pelo Decreto-Lei n.º 228/2000, um fórum de coordenação da supervisão do sistema financeiro – o Conselho Nacional de Supervisores Financeiros – que reúne os responsáveis máximos do Banco de Portugal, da Comissão do Mercado de Valores Mobiliários e do Instituto de Seguros de Portugal. Esta estrutura visa reforçar a coordenação e a articulação entre as três autoridades de supervisão do sector financeiro, através, designadamente, de uma abordagem comum de questões intersectoriais, do estabelecimento de canais de comunicação estruturados e da eliminação de potenciais conflitos de competências ou lacunas regulamentares.

²⁰ Aprovada pela Lei n.º 5/98, de 31 de Janeiro, com as alterações introduzidas pelos Decretos-Leis n.ºs 118/2001, de 17 de Abril e 50/2004, de 10 de Março.

Em termos de intervenção do Estado no sector bancário, é de referir, no final de 2008, a nacionalização das acções representativas do capital social do Banco Português de Negócios, consubstanciada na Lei n.º 62-A/2008. De acordo com documentos oficiais, esse banco *«vem enfrentando, há já algum tempo, um conjunto de dificuldades com origem na própria instituição, cujo alcance só recentemente foi apurado na totalidade, e que, conjugado com o actual agravamento das condições de liquidez dos mercados financeiros, se vieram a demonstrar inultrapassáveis»* (MFAP, 2008a, p. 1). No essencial, *«a situação de ruptura iminente de pagamentos por parte do Banco, o que punha em risco o interesse dos depositantes e a estabilidade do sistema financeiro, justifica, assim, plenamente, uma intervenção urgente por parte do Estado»* (MFAP, 2008a, p. 2).

1.3.3 Principais Iniciativas Internacionais

A actividade financeira, em particular a desenvolvida no sector bancário, tem sido sujeita a diferentes tipos de regulação. Com efeito, a evolução ao longo do tempo confirma que as principais alterações nos sistemas de regulação têm sido induzidas por situações de debilidade ou mesmo de crise, confirmando, também, que o crescimento e a complexidade da actividade têm contribuído para conceder maior peso ao argumento sistémico, justificando-se, por essa via, a crescente atenção das autoridades.

Vista de uma perspectiva histórica, a criação dos primeiros bancos centrais obedeceu, entre outras razões, a imperativos de segurança nacional, como o financiamento de conflitos militares – é o caso do Banco de Inglaterra, criado em 1694 – e a razões ligadas ao reordenamento do sistema financeiro, como o exclusivo da emissão de notas – é o caso do Banco de Portugal, criado em 1846. Todavia, é sobre as diversas crises que abalaram os sistemas financeiros, com origem em factores de natureza

distinta²¹, que se consolidou a intervenção das autoridades e se afirmou o seu papel enquanto garante da estabilidade do sistema financeiro.

No início do século XX, já tinham sido constituídos bancos centrais na maioria dos países europeus²². A Conferência Financeira Internacional, realizada em Bruxelas, em 1920, sob os auspícios da Sociedade das Nações, visou o desenvolvimento do sistema financeiro internacional, constituindo uma das primeiras iniciativas em que foi reconhecida a importância da regulação e supervisão como meio de promover a estabilidade. Nos anos de 1930, as crises bancárias conduziram a uma onda generalizada de regulamentação, em particular, impondo a separação entre os segmentos comercial e de investimento e o controlo das taxas de juro. A estabilidade que a regulamentação proporcionou deixou, contudo, marcas ao nível da ineficiência, criando espaço para a introdução de um quadro regulamentar mais voltado para a concorrência.

Todavia, se a desregulamentação conduziu, num primeiro momento, à relativização de alguns dispositivos institucionais, não deixou de potenciar a elaboração de regulamentação mais eficiente do ponto de vista dos objectivos prosseguidos pelas autoridades. Um exemplo é adopção, pelo Grupo dos Dez (G10), aos quais se juntou a Suíça e o Luxemburgo, sob a égide do Comité de Supervisão Bancária de Basileia²³, de um conjunto de regras prudenciais para o sistema bancário, que se inspiraram no

²¹ Os casos da *Tulip Mania* na Holanda (1634-37), da *South Sea Bubble*, em Inglaterra (1717-1719), da *Mississippi Company*, em França (1717-1720), da Grande Depressão (1929-1939) e da crise Argentina (1999-2002) constituem referências sobre a natureza das causas e a intensidade dos impactos das crises no sistema financeiro, em particular no sector bancário.

²² Em alguns casos, com a constituição (de raiz) de uma instituição, em outros casos, por força da prática bancária, certas funções – fundamentalmente a partir do direito de emissão – foram concentradas em instituições que, de facto, começaram a assumir as funções de banco central.

²³ O Comité de Supervisão Bancária de Basileia foi fundado pelos governadores dos bancos centrais do Grupo dos 10, no final de 1974. Actualmente, a Bélgica, a Espanha, o Luxemburgo, a Suécia e a Suíça são igualmente membros do Comité, que não dispõe de qualquer poder de supervisão supranacional e as suas decisões não têm força legal. Antes, formula padrões de supervisão e declarações de boas práticas, na expectativa da sua implementação pelas autoridades nacionais, após a necessária adaptação e detalhe. Um dos principais objectivos que persegue situa-se na efectividade da cobertura internacional das actividades de supervisão, que se apoia em dois princípios: que todos os bancos se encontrem sujeitos a supervisão e que a mesma seja adequada. O secretariado do Comité é assegurado pelo Banco de Pagamentos Internacionais, na cidade suíça de Basileia.

Relatório Cooke, de Julho de 1988, e que foram integradas no que hoje se conhece por *Acordo de Capital* ou *Acordo de Basileia*.

1.3.3.1 Acordo de Capital (Basileia I)

Desde o final dos anos 80, tem-se assistido à intensificação de iniciativas, a nível internacional, com vista à adaptação do quadro regulamentar das instituições de crédito às novas realidades dos serviços financeiros, designadamente no domínio das regras de adequação de fundos próprios. Entre as iniciativas encetadas, que têm sido enquadradas pela garantia da estabilidade financeira e pelo reforço do processo de inovação financeira, destaca-se a recomendação proposta pelo BCBS, publicada no ano de 1988, dedicada à regulamentação prudencial da actividade bancária: o Acordo de Capital.

O núcleo da proposta do BCBS situa-se no chamado *rácio de solvabilidade*, isto é, a relação entre fundos próprios e elementos do activo e extrapatrimoniais, ponderados em função do respectivo risco, que não poderá ser inferior a 8%. Trata-se de uma abordagem de cobertura do risco que permite avaliar em que medida os fundos próprios²⁴ têm capacidade para cobrir eventuais perdas, sem comprometer a continuidade da instituição.

Apesar de o novo regime de adequação de capital ter sido desenhado para os chamados *bancos internacionalmente activos*, não tardou a ser reconhecido, durante a década de 1990, como padrão internacional, tendo sido aplicado em mais de cem países, incluindo os Estados-membros da União Europeia, através da transposição da Directiva nº 89/647/CEE para os respectivos ordenamentos jurídicos. Em 1996, para reflectir no quadro regulamentar a importância das actividades de negociação, foi introduzida uma emenda ao Acordo de Capital, no sentido da constituição de requisitos de fundos próprios para cobertura de riscos de mercado.

²⁴ Vide definição genérica de fundos próprios apresentada na nota de rodapé 4.

Sem deixar de reconhecer o carácter inovador da proposta de 1988, que estabeleceu a ponderação de elementos do activo e extrapatrimoniais em função do risco (essencialmente de crédito), o BCBS alertava para a importância de outras fontes de risco e para o perigo de as avaliações sobre a solvência se reduzirem aos valores do rácio de solvabilidade:

The framework (...) is mainly directed towards assessing capital in relation to credit risk (the risk of counterparty failure) but other risks, notably interest rate risk and the investment risk on securities, need to be taken into account by supervisors in assessing overall capital adequacy. (...) Furthermore, and more generally, capital ratios, judged in isolation, may provide a misleading guide to relative strength (BCBS, 1988, p. 2).

1.3.3.2 Revisão do Acordo de Capital (Basileia II)

Dez anos volvidos sobre a publicação do Acordo de Capital, foi iniciada a sua revisão, que culminou com a emissão²⁵, em 2004, do documento *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework*, já conhecido por *Novo Acordo de Capital e Basileia II*. De facto, a definição de requisitos mínimos de fundos próprios do Acordo de Capital, que à data da sua introdução reflectia razoavelmente a abordagem utilizada pelos bancos no controlo dos riscos, afastou-se progressivamente dos sistemas de gestão, tornando cada vez mais evidentes as suas limitações enquanto medida de avaliação dos níveis de capital face ao risco.

As razões que motivaram essa revisão são de ordem diversa²⁶. É o caso do desenvolvimento de instrumentos financeiros de maior complexidade, como as operações de titularização e os derivados registados fora do balanço, dos avanços nas

²⁵ Em Novembro de 2005, foi publicada uma versão que incorporou um conjunto de novas propostas, essencialmente na área dos riscos de mercado.

²⁶ Com efeito, «the fundamental objective of the Committee's work to revise the 1988 Accord has been to develop a framework that would further strengthen the soundness and stability of the international banking system while maintaining sufficient consistency that capital adequacy regulation will not be a significant source of competitive inequality among internationally active banks» (BCBS, 2004, p. 2).

técnicas de medição e gestão dos riscos, em que os progressos alcançados no âmbito dos riscos de mercado, em especial através de modelos do tipo *Value-at-Risk* (VaR), fizeram despertar o interesse pela modelização do risco de crédito, e do aparecimento de conglomerados financeiros posicionados a uma escala global, que conduziu a uma maior interconexão de riscos no sistema financeiro, essencialmente nas vertentes bancária e seguradora.

O Acordo de Capital (de 1988) visou alcançar dois objectivos essenciais: a suficiência de capital e a neutralidade competitiva. Tendo em conta as razões que justificaram a respectiva revisão, aliaram-se, no Novo Acordo de Capital (em diante, Basileia II), três novos propósitos. Em primeiro lugar, assegurar maior sensibilidade dos requisitos de capital ao risco, de modo a que os níveis de fundos próprios acompanhem as alterações do perfil de risco. Em segundo lugar, alargar o regime de adequação de fundos próprios, não o limitando à fixação de rácios regulamentares mínimos, de forma a reconhecer relevância à actuação das autoridades de supervisão e à disciplina de mercado. Em terceiro lugar, difundir as “melhores práticas” no sistema financeiro, desenvolvendo um conjunto de incentivos que premeie a capacidade das instituições em mensurar e gerir o risco. Estes objectivos não visam, portanto, o aumento dos níveis de fundos próprios regulamentares, mas envolvem a redistribuição pelas instituições, premiando aquelas que tenham capacidade para utilizar metodologias de medição mais sensíveis ao risco e que divulguem informação relevante ao mercado com grau de detalhe adequado.

Em termos de estrutura, o regime prudencial proposto em Basileia II encontra-se repartido pelos chamados três Pilares (ilustrados na figura seguinte). O *Pilar 1* envolve a determinação de requisitos mínimos de fundos próprios. O *Pilar 2* é dedicado ao processo de supervisão, que prevê a possibilidade de diferenciação dos requisitos mínimos, em função do perfil de risco ou da solidez dos sistemas de gestão e controlo interno. O *Pilar 3* abrange a prestação de informação ao mercado, de modo a assegurar maior transparência sobre a solvabilidade e os riscos.

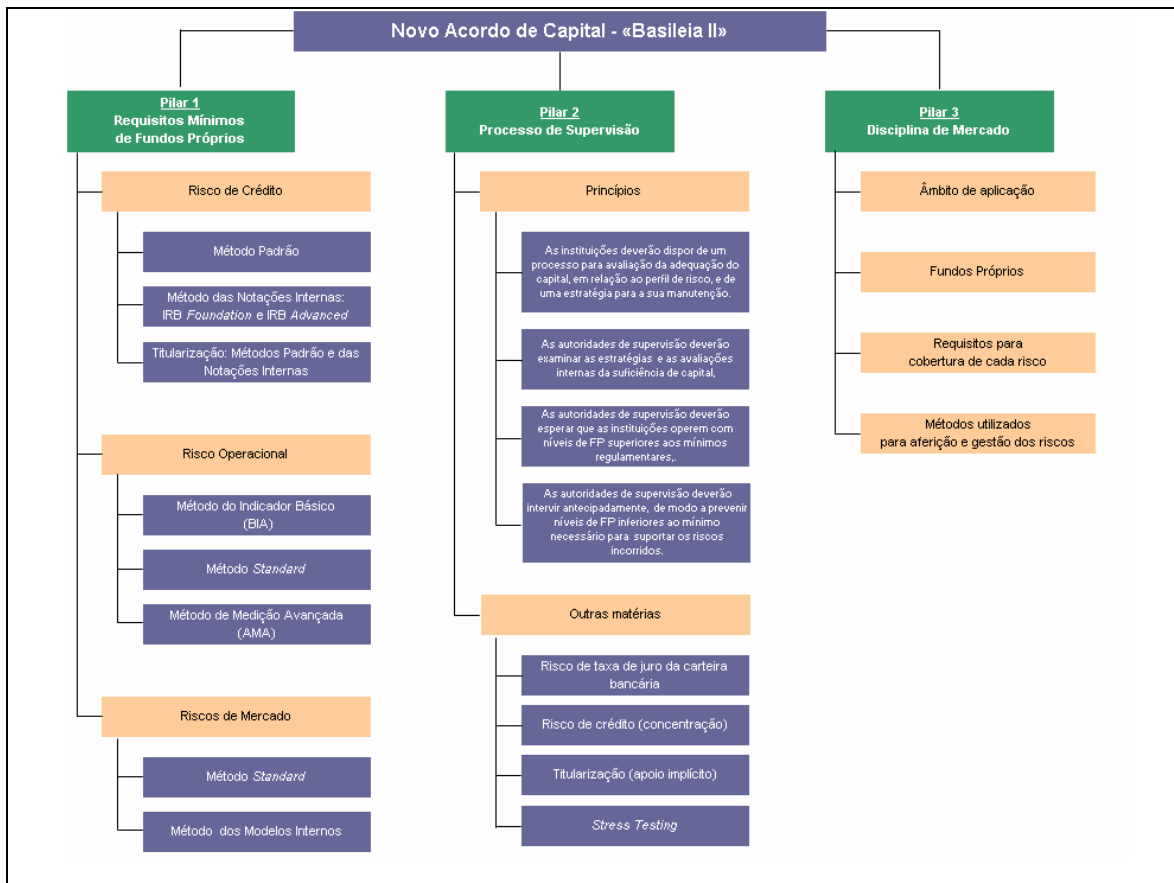


Figura 2 – Estrutura do Novo Acordo de Capital (Basileia II)

As alterações em termos de requisitos mínimos de fundos próprios centram-se, sobretudo, na melhoria da capacidade de quantificação do risco de crédito e na autonomização do risco operacional. Relativamente ao risco de crédito, o BCBS propõe dois métodos para o cálculo do capital necessário para a sua cobertura. O primeiro é o método Padrão, baseado, em larga medida, nas notações divulgadas por agências de *rating*. Consiste na ponderação dos riscos em função do tipo de mutuário ou do tipo de exposição. O segundo, de que existem duas variantes, é o método das Notações Internas (IRB)²⁷ e permite a utilização de metodologias internas para o cálculo de requisitos de fundos próprios, em que a determinação do valor ponderado da exposição depende das estimativas dos parâmetros *probabilidade de incumprimento* (PD) – probabilidade de uma

²⁷ No original, *Internal Ratings-Based Approach*.

contraparte entrar em incumprimento no espaço de um ano –, *perda em caso de incumprimento* (LGD) – percentagem de perda registada numa exposição, em relação ao montante em risco, à data do incumprimento – e *valor da exposição em incumprimento* (EAD)²⁸ – exposição individual bruta esperada (em unidades monetárias), em relação a uma dada contraparte, à data do incumprimento.

Dada a relevância que o tema do risco de crédito assume na presente investigação, fixam-se, em seguida, as linhas essenciais do respectivo tratamento, em sede do Pilar 1 (requisitos mínimos de fundos próprios). Para o efeito, recorre-se às disposições da chamada *Capital Requirements Directive* (CRD), a qual contempla as alterações à Directiva Bancária Codificada (2000/12/CE) e à Directiva relativa à Adequação de Fundos Próprios (93/6/CEE). Concretamente, e sublinhando que as regras previstas em Basileia II não têm aplicação directa na União Europeia, as Directivas n.º 2006/48/CE e 2006/49/CE, que constituem a CRD, foram transpostas para ordem jurídica portuguesa, respectivamente, através dos Decretos-Leis n.º 104/2007 e n.º 103/2007. Por opção do legislador nacional, apenas o articulado das referidas directivas foi vertido nos referidos decretos-leis, remetendo-se as matérias de índole técnica (tratadas nos anexos das directivas) para instrumentos regulamentares do Banco de Portugal. Ainda no decurso do primeiro semestre do ano de 2007, o Banco de Portugal procedeu à publicação de sete avisos e dez instruções, que completaram o processo de transposição da CRD, em Portugal. Não apenas com o propósito de ilustrar esse conjunto, mas também por servir de base à análise que se segue, destacam-se o Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, que regulamenta o cálculo de requisitos de fundos próprios para cobertura de risco de crédito, e a Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, sobre o processo de validação interna de sistemas de notação, no método das Notações Internas.

²⁸ No original, *Probability of Default, Loss Given Default e Exposure at Default*.

- **Tratamento do Risco de Crédito – Método Padrão**

O método Padrão pode ser entendido, antes de mais, como um aperfeiçoamento das regras de Basileia I. Não obstante, constitui uma primeira manifestação do anunciado incremento da sensibilidade dos requisitos de fundos próprios ao risco. Com efeito, se ao abrigo das regras anteriores as exposições sobre empresas, por exemplo, eram ponderadas a 100%, independentemente do risco que a mesma represente – descontando, obviamente, eventuais efeitos de mitigação (garantias, cauções, etc.) –, na proposta do BCBS passa a permitir-se a ligação desse ponderador à notação atribuída por agência devidamente reconhecida pela autoridade de supervisão. Trata-se de um primeiro sinal do propósito de ligação dos requisitos de fundos próprios ao risco²⁹.

Como se ilustra na figura seguinte, os ponderadores de risco passam a depender do tipo de mutuário – mais propriamente, estão previstas as classes de risco *Administrações centrais ou bancos centrais*³⁰, *Administrações regionais ou autoridades locais*, *Organismos administrativos e empresas sem fins lucrativos*, *Bancos multilaterais de desenvolvimento*, *Organizações internacionais e Instituições* – e do tipo de exposição – classes *Carteira de retalho*, *Com garantia de bens imóveis*, *Obrigações hipotecárias ou obrigações sobre o sector público*, *Posições de titularização* e *Organismos de investimento colectivo*. Encontram-se, igualmente, previstas algumas situações particulares, como é o caso de *Elementos pertencentes a categorias regulamentares de risco elevado*³¹ e *Elementos vencidos*³².

²⁹ A limitação do número de mutuários/operações objecto de notação pelas agências de *rating* constitui um condicionalismo evidente a este propósito.

³⁰ Em diante, esta classe de risco será identificada por «Soberanos».

³¹ Por exemplo, capital de risco e exposições a soberanos com notação inferior a “B-”.

³² A título ilustrativo, prevê-se a aplicação de um ponderador de risco de 150%, sempre que as provisões específicas sejam inferiores a 20% do valor remanescente do empréstimo.

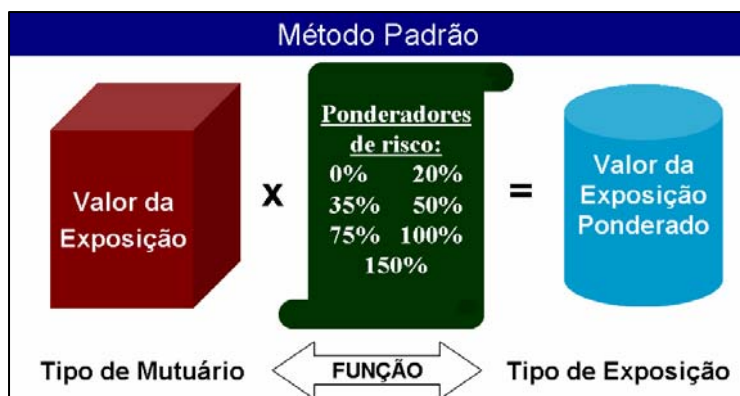


Figura 3 – Método Padrão

Uma vez assegurado o cumprimento das regras associadas à utilização deste método – onde se inclui, nomeadamente, o tratamento a aplicar em situações em que exista mais do que uma notação para a mesma exposição –, a metodologia de cálculo passa pela multiplicação do ponderador de risco, correspondente ao tipo de exposição ou ao mutuário, pelo respectivo valor. Por último, importa mencionar que, em situações em que a instituição não disponha de notação para basear a aplicação do ponderador de risco, a percentagem a utilizar coincide, em regra, com o valor a aplicar ao abrigo das regras anteriores (Basileia I).

- **Tratamento do Risco de Crédito – Método das Notações Internas**

O método das Notações Internas (IRB) constitui uma das expressões mais notórias do propósito de assegurar a proximidade entre o risco e os requisitos de fundos próprios. Dadas as variantes que prevê, com gradação em termos de sensibilidade ao risco, as autoridades de supervisão passam a reconhecer, para efeitos regulamentares, as medidas de risco produzidas pelas instituições³³. O valor ponderado da exposição passa a resultar do produto entre PD, LGD e EAD. Contudo, é no âmbito dos parâmetros

³³ Note-se que, apesar de alguns bancos (principalmente os de maior expressão a nível internacional) já utilizarem metodologias semelhantes para efeitos de gestão do risco de crédito ou de definição de margens (*pricing*), as mesmas não eram reconhecidas pelas autoridades de supervisão, para efeitos de determinação de requisitos de fundos próprios.

estimados que resulta a principal diferenciação entre as duas variantes que este método prevê³⁴. Na variante IRB *Foundation*, as instituições terão que estimar as probabilidades de incumprimento, enquanto, na variante IRB *Advanced*, essa determinação abrange também a perda em caso de incumprimento e o valor da exposição em incumprimento (através da estimação de factores de conversão).

Com naturais semelhanças face ao método Padrão, encontram-se previstas as seguintes classes para o método IRB: *Administrações centrais ou bancos centrais, Instituições, Empresas, Carteira de retalho*³⁵, *Acções, Posições de titularização e Outras posições que não sejam obrigações de crédito*. Para as classes mais representativas existem fórmulas de cálculo de requisitos de fundos próprios, em que os parâmetros PD e LGD são alguns dos *inputs*. Para aplicação dessas fórmulas será necessário determinar o ajustamento de maturidade (*b*) e a correlação (*R*), obtidos a partir de outras fórmulas. A título representativo, as fórmulas aplicáveis a exposições sobre empresas, soberanos e bancos são as seguintes (BCBS, 2004):

$$b = [0,11852 - 0,05478 \times \ln(PD)]^2 \quad (1.1)$$

$$R = 0,12 \times \left[\frac{1 - \text{Exp}(-50 \times PD)}{1 - \text{Exp}(-50)} \right] + 0,24 \times \left[1 - \left(\frac{1 - \text{Exp}(-50 \times PD)}{1 - \text{Exp}(-50)} \right) \right] \quad (1.2)$$

$$K = \left[LGD \times \Phi \left(\frac{1}{\sqrt{1-R}} \times \Phi^{-1}(PD) + \frac{R}{\sqrt{1-R}} \times \Phi^{-1}(0,999) \right) - PD \times LGD \right] \times \left(\frac{1}{1-1,5 \times b} \right) \times [1 + (M - 2,5) \times b] \quad (1.3)$$

Na primeira fórmula está representado um ajustamento de maturidade, destinado a acomodar o impacto que a estrutura temporal dos créditos incluídos na carteira pode desencadear nas probabilidades de incumprimento. Com efeito, o ajustamento baseia-se no pressuposto de que os créditos com maior maturidade têm associado um nível de risco superior, ou seja, «*maturity adjustments can be interpreted as anticipations of additional*

³⁴ Essa diferença reflecte-se, de igual modo, nas exigências de informação e nos requisitos implícitos à respectiva utilização.

³⁵ Para a carteira de retalho, não existe diferenciação entre IRB *Foundation* e IRB *Advanced*. As instituições terão de proceder ao cálculo dos parâmetros PD, LGD e EAD.

capital requirements due to downgrades. Downgrades are more likely in case of long-term credits and hence the anticipated capital requirements will be higher than for short-term credits» (BCBS, 2005, p. 9). Em termos de intensidade, o ajustamento produz um efeito de correcção mais pronunciado nos valores menos expressivos da probabilidade de incumprimento, atendendo a que a possibilidade de se registarem avaliações menos favoráveis é mais acentuada nos créditos (comparativamente) de melhor qualidade.

A segunda fórmula é dedicada ao efeito de correlação, e capta o grau de exposição ao factor de risco sistemático. Na verdade, reflecte o modo como o valor de um activo (leia-se, uma operação de crédito) depende do valor de outro activo, mecanismo que é representado pela dependência face ao andamento da actividade económica nos modelos de factor único (ASRF³⁶). O ajustamento baseia-se em dois limites de correlação, de 12% e 24%, que cobrem o espectro de probabilidades de incumprimento entre 100% e 0%, respectivamente. A técnica de modelização baseia-se numa função exponencial (ponderada), reflectindo um padrão observado em dados oriundos dos países do G10, em que a correlação entre activos diminui à medida que a probabilidade de incumprimento aumenta. O pressuposto assumido é o de que as exposições com maior risco são aquelas em que os factores idiossincráticos têm maior relevo.

A terceira fórmula (equação 1.3) é aplicada no cálculo de requisitos de fundos próprios (K) e inclui os parâmetros b (ajustamento de maturidade) e R (correlação), resultantes das duas primeiras equações, além da probabilidade de incumprimento (PD), da perda em caso de incumprimento (LGD) e da maturidade da exposição (M). Apesar de, no ponto 3.2.2.1, se apresentarem os fundamentos desta fórmula, é de assinalar a ligação à proposta de Merton (1974), em que o incumprimento ocorre quando o valor do activo é inferior ao limite ditado pelo conjunto de responsabilidades. É, precisamente, esse limite que é representado através da distribuição «Normal Inversa»³⁷ (Φ^{-1}). Na mesma fórmula encontra-se reflectida a ideia de que a determinação de

³⁶ Tópico a desenvolver no ponto 3.2.2.1.

³⁷ A distribuição «Normal Inversa» é uma função não linear contínua e monótona crescente.

requisitos de fundos próprios assegura apenas a cobertura de perdas não esperadas (UL), sendo as perdas esperadas (EL) cobertas por provisões³⁸. Recorrendo à equação (1.3), ilustra-se, na figura seguinte³⁹, a cobertura por requisitos de fundos próprios, que tem um padrão crescente, na fase inicial de evolução das probabilidades de incumprimento, mas que se inverte, reflectindo a exigência de cobertura das perdas esperadas por provisões, quando esse tipo de perdas passa a ser predominante. Depois, representa-se a cobertura das perdas esperadas (por provisões) e a cobertura total.

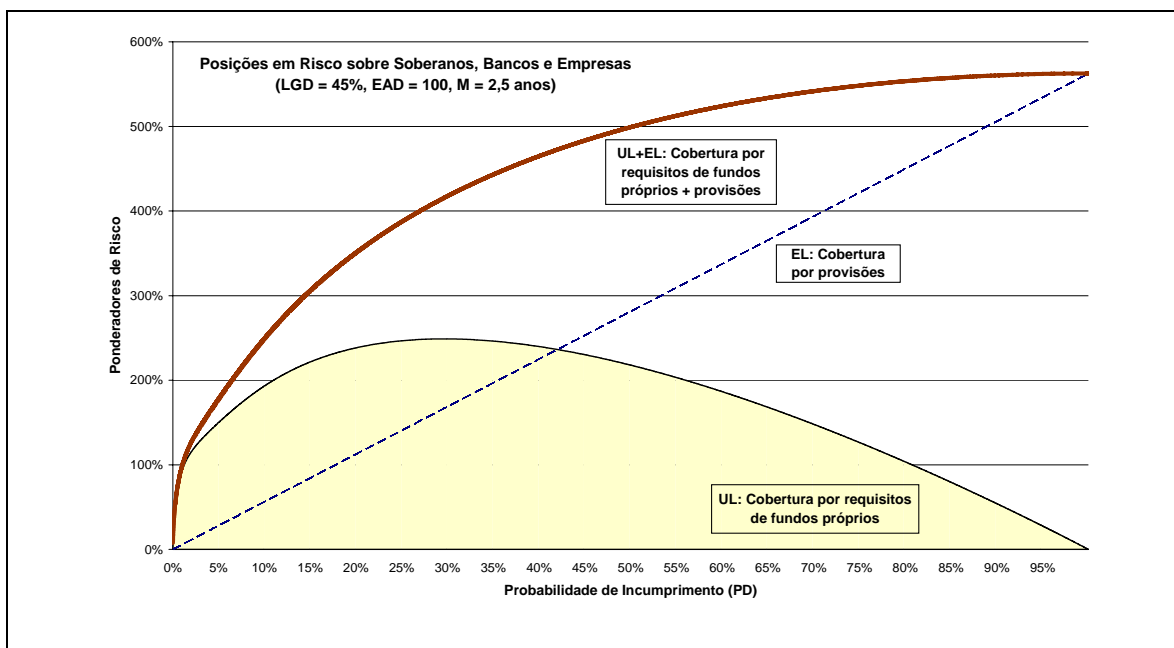


Figura 4 – Ponderadores de risco em função das PD: repartição entre UL e EL

A utilização do método IRB é fundamentada na verificação do cumprimento de requisitos (Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007), ligados a quatro áreas (excluindo os referentes à utilização do método dos Modelos Internos para a carteira de acções e à aplicação do método IRB – aplicação sequencial e utilização parcial permanente), que se sistematizam no quadro seguinte – sistemas de notação, quantificação dos riscos, validação das estimativas internas, e governo das sociedades e acompanhamento.

³⁸ Os excessos de provisões são reconhecidos até 0.6% dos fundos próprios de base, enquanto as insuficiências são deduzidas, equitativamente, aos fundos próprios de base e aos complementares.

³⁹ É de referir que a representação utilizou a fórmula aplicável a exposições sobre soberanos, instituições e empresas, considerando valores médios de LGD (45%) e de M (2.5 anos).

Quadro 1 – *Requisitos para Utilização do Método das Notações Internas*

Sistemas de Notação	
▪ Estrutura dos sistemas de notação	▪ Repartição por grau ou categoria
▪ Afectação das exposições	▪ Integridade do processo de afectação das exposições
▪ Utilização de modelos (<i>use test</i>)	▪ Documentação dos sistemas de notação
▪ Manutenção de dados	▪ Testes de esforço (adequação dos fundos próprios)
Quantificação dos Riscos	
▪ Definição de incumprimento	▪ Requisitos em matéria de estimativas
Validação de Estimativas	
Governo das Sociedades e Acompanhamento	
▪ Governo das sociedades	▪ Controlo do risco de crédito
▪ Auditoria interna	

Os sistemas de notação são um dos alicerces da metodologia que passa a ser reconhecida para efeitos regulamentares. Compreendem os métodos, processos, controlos, sistemas de recolha de dados e sistemas de tecnologia de informação que permitem proceder à avaliação do risco de crédito, à afectação de exposições a um dado grau e à estimação da probabilidade de incumprimento e das perdas. Sobre a sua estrutura, exige-se que, quando uma instituição utilizar estimativas directas dos parâmetros de risco, as mesmas possam ser consideradas como o resultado de uma classificação por grau, numa escala de notação contínua. No caso de exposições sobre empresas, instituições, administrações centrais e bancos centrais, os sistemas de notação deverão tomar em consideração as características dos riscos inerentes ao devedor e à operação. No mesmo caso, é exigido que a escala de notação comporte, no mínimo, sete graus⁴⁰ aplicáveis aos devedores que não se encontrem em situação de incumprimento e um grau relativo aos devedores em situação de incumprimento. A preocupação com a concentração do risco é também manifestada ao nível dos sistemas de notação (que

⁴⁰ «Por “grau de devedor”, entende-se uma categoria de risco no âmbito de uma escala de notação, à qual os devedores são afectos com base num conjunto de critérios precisos e específicos, a partir dos quais são estimadas as PD. As instituições devem documentar, por escrito, a relação entre os graus de devedor, em termos do nível de risco de incumprimento subjacente a cada grau, e os critérios utilizados para definir esse nível de risco» (Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, ponto 7 da Parte 4 do Anexo IV).

acresce ao Pilar 2). Com efeito, as instituições devem dispor de um número suficiente de graus num dado intervalo de risco de incumprimento, a fim de evitar a concentração excessiva. As concentrações significativas em torno de um único grau deverão ser fundamentadas por dados empíricos sólidos, que comprovem que o mesmo engloba um intervalo de probabilidade de incumprimento razoavelmente restrito e que o risco suscitado por todos os devedores desse grau está inserido nesse intervalo. Por outro lado, cada devedor será afectado a um determinado grau no âmbito do processo de aprovação do crédito, com cada entidade jurídica distinta, que constitua uma fonte de risco para a instituição, a ser objecto de notação separada. Todavia, exige-se que as instituições identifiquem as situações em que o julgamento humano se sobrepõe aos parâmetros de entrada ou aos resultados do processo de notação, bem como os responsáveis pela aprovação de tais derrogações. Relativamente à integridade do processo de afectação das exposições, é necessário que a repartição das posições e o seu reexame periódico sejam aprovados por entidade independente, interna ou externa, no primeiro caso, desde que não beneficie directamente das decisões de concessão do crédito. Já em termos de informação, exige-se que as instituições actualizem a repartição das suas posições, pelo menos anualmente, devendo os devedores de elevado risco e as posições problemáticas ser objecto de reexame frequente.

No conjunto dos requisitos ligados aos sistemas de notação, a utilização de modelos, ou *use test*, é um dos mais valorizados pelas autoridades de supervisão. Como seria de esperar, uma das provas mais seguras acerca da fiabilidade e capacidade das metodologias internas resulta, justamente, do grau de utilização das mesmas na gestão do risco, por exemplo, para efeitos de definição de limites de exposição e de *spreads*. Especificamente, exige-se que as notações internas e as estimativas de incumprimento e de perda utilizadas na determinação de requisitos de fundos próprios (e os sistemas e processos associados) desempenhem um papel essencial na gestão do risco e na tomada de decisão, designadamente ao nível da aprovação de crédito, da afectação interna de capital e do governo interno. Para reforçar esta exigência, a instituição terá de demonstrar que tem vindo a utilizar os sistemas de notação em consonância com os

requisitos mínimos definidos, pelo menos durante os três anos⁴¹ que antecedem a qualificação para a utilização do método IRB. Adicionalmente, é exigido que:

- comprove que o modelo apresenta sólida capacidade de previsão e que os requisitos de fundos próprios não registam distorções. Por outro lado, as variáveis utilizadas no modelo devem constituir uma base razoável e eficaz para as previsões, e o modelo não deve denotar enviesamento significativo;
- disponha de um processo de controlo de entrada de dados no modelo que permita avaliar a exactidão e o carácter exaustivo e adequado dos referidos dados;
- comprove que os dados utilizados para construir o modelo são representativos do conjunto dos devedores ou riscos efectivos;
- institua um ciclo regular de validação do modelo, que inclua o acompanhamento da respectiva estabilidade, o reexame das especificações, bem como ensaios comparativos entre resultados do modelo e valores efectivamente registados; e
- complemente a vertente estatística com a intervenção humana, com vista a controlar a repartição ditada pelo modelo e a assegurar a utilização adequada das estimativas dos parâmetros de risco.

A documentação é outro domínio central nos requisitos sobre sistemas de notação. Com efeito, as instituições deverão documentar a concepção e o funcionamento dos sistemas de notação, com o objectivo de atestar a observância dos requisitos mínimos estabelecidos, de modo a cobrir áreas como a diferenciação de carteiras, os critérios de notação, as responsabilidades das partes encarregues da notação das exposições, a frequência de reexame destas notações e o controlo do processo de notação pelo órgão de administração. É também exigido que sejam documentadas as alterações significativas introduzidas no processo de notação, bem como a descrição do modo

⁴¹ O requisito de utilização de três anos poderá ser reduzido para um período não inferior a um ano, no caso de instituições que se candidatem à utilização do método IRB antes do ano de 2010, sujeito a aprovação das autoridades competentes (Decreto-Lei n.º 104/2007, art.º 34.º, n.º 1).

como se encontra organizada a repartição das notações, incluindo o respectivo processo e a estrutura de controlos internos. Por último, quando uma instituição utilizar modelos estatísticos, é exigido que documente as metodologias empregues, incluindo:

- a descrição pormenorizada da teoria, das premissas ou base matemática e empírica da afectação das estimativas aos graus, devedores individuais, posições ou conjuntos de posições e das fontes de dados utilizadas para definir o modelo;
- um processo estatístico de validação do modelo (incluindo testes em matéria de desempenho, fora do horizonte temporal e fora da amostra); e
- a indicação de eventuais circunstâncias em que o modelo não funcione de forma eficaz.

Nos requisitos sobre os sistemas de notação encontram-se, ainda, incluídas a manutenção de dados e a realização de testes de esforço⁴² (*stress tests*) para avaliação da adequação dos fundos próprios. No primeiro caso, exige-se a recolha e o armazenamento de informação sobre: antecedentes relativos às notações atribuídas aos devedores e garantes reconhecidos, data de atribuição de notações, metodologia e dados fundamentais utilizados para elaborar as notações, responsável pela atribuição das notações, identidade dos devedores e valores das exposições objecto de incumprimento, data e circunstâncias desses incumprimentos e sobre a probabilidade de incumprimento e taxas de perdas associadas a cada grau de risco (incluindo migração das notações). No segundo caso, é exigido que a instituição disponha de processos sólidos de teste das situações de tensão para avaliar a adequação dos fundos próprios, processos esses que deverão envolver a identificação e respectivos efeitos de acontecimentos possíveis ou de

⁴² Os testes de esforço (ou *stress tests*) constituem um instrumento de gestão de risco para avaliação de potenciais efeitos de choques excepcionais, mas plausíveis, na rendibilidade e solidez financeira. Em traços gerais, consistem na simulação do efeito de alterações, de diferente intensidade, em variáveis previamente identificadas (por exemplo, taxas de juro e nível de endividamento) como fontes significativas de risco para a instituição. O principal objectivo destes testes consiste, portanto, na avaliação da vulnerabilidade a eventos extraordinários ou a condições de mercado anormais, mas plausíveis, através da estimativa das perdas potenciais que decorreriam dessas situações. A Instrução do Banco de Portugal n.º 18/2007 estabelece as linhas essenciais dos testes de esforço destinados às instituições de crédito.

alterações eventuais das condições económicas susceptíveis de terem efeitos nefastos sobre o risco de crédito, bem como apreciar a capacidade para os enfrentar. Esses testes deverão ser escolhidos pela instituição, sob reserva de aprovação das autoridades de supervisão, devendo ser significativos e razoavelmente prudentes, prevendo, pelo menos, as consequências de cenários de recessão ligeira.

Como se assinalou, outro dos conjuntos de requisitos para a utilização do método IRB prende-se com a quantificação dos riscos, sendo de realçar aspectos relacionados com a definição de incumprimento e com as estimativas. Em relação à definição de incumprimento, há a assinalar, antes de mais, a existência de dois critérios – um de natureza qualitativa e outro temporal – para ser verificada uma situação desse teor. O critério de natureza qualitativa consiste em a instituição considerar, de acordo com determinados indícios⁴³, que é pouco provável que o mutuário respeite, na íntegra, as suas obrigações em matéria de crédito perante a instituição, a empresa-mãe ou qualquer das suas filiais, se não recorrer, por exemplo, ao accionamento de eventuais garantias detidas, ou o devedor registar um atraso superior a 90 dias relativamente a uma obrigação de crédito significativa perante a instituição de crédito, a sua empresa-mãe ou qualquer das suas filiais. É de notar, também, que as instituições que utilizarem dados externos, que não se coadunem com a definição de incumprimento, terão de demonstrar que procederam a ajustamentos adequados, a fim de assegurar a equivalência, em termos genéricos, com a definição.

⁴³ De acordo com o Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 (Anexo IV, Parte 4, ponto 46), «as seguintes circunstâncias constituem indícios de uma possível situação de incumprimento:

- a) Atribuição à obrigação de crédito do estatuto de crédito improdutivo;
- b) Introdução de um ajustamento de valor atendendo à percepção da existência de uma deterioração significativa da qualidade de crédito, por comparação com a data de concessão do crédito;
- c) Venda da obrigação de crédito, com realização de uma perda económica significativa;
- d) Decisão de proceder a uma reestruturação urgente da obrigação de crédito, incluindo as posições em risco sobre acções que sejam objecto do método PD/LGD, susceptível de reduzir o seu montante, devido, designadamente, a um importante perdão ou adiamento do respectivo reembolso do capital em dívida, juros ou, se for caso disso, comissões;
- e) Solicitação da declaração de falência do devedor por parte da instituição, da sua empresa-mãe ou de qualquer das suas filiais;
- f) Solicitação da declaração de falência ou de recuperação especial de empresa por parte do devedor, de modo a evitar ou a protelar o reembolso das suas obrigações à instituição, à sua empresa-mãe ou a qualquer das suas filiais.

Sobre os requisitos gerais em matéria de estimativas, convém não perder de vista que devem ter em conta os dados, informações e métodos relevantes, sendo elaboradas com base na experiência adquirida e em elementos empíricos, não devendo basear-se meramente em considerações subjectivas. As estimativas devem ser plausíveis e intuitivas e fundamentar-se nos principais factores determinantes dos parâmetros de risco. É claramente assumido que «quanto menos dados uma instituição de crédito dispuser, tanto mais prudentes serão as suas estimativas» (Directiva 2006/48/CE, Anexo VII, Parte 4, ponto 49). No mesmo sentido, reforça-se que as instituições acrescentarão às estimativas uma margem de prudência relacionada com a amplitude do intervalo esperado dos erros de estimativa. Assim, quanto menos satisfatórios forem os métodos e os dados utilizados e maior o intervalo de erro, mais elevada terá de ser a margem de prudência. Do mesmo modo, requer-se que o número de exposições contido na amostra e o período de referência utilizado para efeito de quantificação sejam suficientes para que a instituição possa assegurar-se da exactidão e solidez das estimativas.

Centrando a análise nos requisitos específicos das estimativas de probabilidade de incumprimento, estabelece-se, no caso das exposições sobre empresas, instituições e administrações centrais e bancos centrais, que a estimação por grau de devedor seja realizada a partir das médias a longo prazo das taxas de incumprimento anuais. Contudo, é reconhecida a importância de considerações subjectivas, a fim de ultrapassar as limitações das técnicas e da informação. É de salientar, também, que independentemente de uma instituição recorrer a fontes de dados externas, internas ou centralizadas, ou ainda a uma conjugação das três fontes, o período de observação subjacente para o cálculo das estimativas da probabilidade de incumprimento deve ser, no mínimo, de cinco anos no que diz respeito a, pelo menos, uma das fontes⁴⁴.

A validação de estimativas é outro dos alicerces para a utilização do método IRB. Trata-se, não mais, da existência de um sistema para validar a exactidão e a coerência

⁴⁴ Na data de aplicação da nova regulamentação, a exigência de cinco anos é reduzida para dois anos, com alargamento anual sucessivo até ser atingido esse referencial.

dos sistemas e processos de notação, bem como das estimativas dos parâmetros de risco relevantes. Com efeito, as instituições terão de demonstrar a adequação, coerência e robustez do processo de validação interna. Para clarificar, «*the term 'validation' encompasses a range of processes and activities that contribute to an assessment of whether ratings adequately differentiate risk and whether estimates of risk components (such as PD, LGD, or CF) appropriately characterise the relevant aspects of risk. Rating systems and their outputs are typically used by credit institutions for a range of different purposes*» (CEBS, 2006, §374). Em termos concretos, exige-se que as instituições comparem regularmente as taxas de incumprimento com as estimativas de probabilidade de incumprimento, perda em caso de incumprimento ou factores de conversão, por grau de notação, e analisem os motivos específicos na origem desse desvio, quando as mesmas se situarem fora do intervalo previsto. Deverão, igualmente, utilizar outros instrumentos de validação quantitativos e proceder a comparações com fontes externas de dados. Por outro lado, deverão existir normas internas sólidas para os casos em que os desvios das estimativas dos parâmetros de risco, em relação aos valores efectivos, coloquem em causa a respectiva validade. Tais normas tomarão em consideração os ciclos económicos e qualquer variabilidade sistemática comparável da taxa de incumprimento. Se os valores efectivos continuarem a ser superiores às previsões, as instituições procederão a uma revisão em alta das estimativas, a fim de reflectir a experiência adquirida em matéria de incumprimento e de perdas.

O último conjunto de requisitos sobre a utilização do método IRB concentra-se numa vertente a que tem vindo a ser concedido um protagonismo crescente, não apenas em termos da gestão dos bancos, mas também em termos de gestão das organizações em geral. Fala-se, a este propósito, de governo das sociedades e acompanhamento. O envolvimento dos órgãos de administração em todos os aspectos significativos do processo de notação e de estimativa é um requisito fundamental. Estes órgãos devem dispor de uma noção geral do sistema de notação e de um conhecimento aprofundado dos relatórios de gestão associados. Deverão ser regularmente informados, pela unidade de controlo do risco de crédito, sobre o desempenho do processo de notação, sobre as

áreas que requerem melhorias e sobre o andamento das acções destinadas a colmatar as lacunas identificadas. A análise do perfil de risco da instituição baseada nas notações internas constitui, também, uma vertente essencial dos relatórios de gestão submetidos à apreciação dos órgãos de administração. Esses relatórios deverão incluir, no mínimo, informação sobre o perfil de risco por grau, sobre a migração de notações, sobre a estimativa dos parâmetros relevantes por grau e sobre a comparação entre, por um lado, os resultados produzidos pelo modelo (*ex-ante*) e os valores efectivamente registados (*ex-post*) e, por outro lado, as previsões e os resultados dos testes de esforço. É, ainda, prescrita a constituição de uma unidade de controlo do risco de crédito, que deverá ser independente da área de concessão ou renovação de créditos e reportar directamente ao órgão de administração. Terá a seu cargo a concepção, implementação, controlo e desempenho dos sistemas de notação e elaborará e analisará, regularmente, relatórios sobre os resultados dos sistemas de notação. Por último, exige-se que a auditoria interna reexamine, pelo menos numa base anual, os sistemas de notação e o respectivo funcionamento, incluindo as estimativas de probabilidade de incumprimento, perda em caso de incumprimento e factores de conversão.

O primeiro capítulo inseriu-se nos propósitos de apresentação do tema, para evidenciar os aspectos essenciais do risco e da regulação da actividade bancária. Com efeito, a investigação a levar a cabo não pode ser descontextualizada da vertente regulamentar, uma vez que a determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade foi impulsionada na sequência da publicação das recomendações do Comité de Supervisão Bancária de Basileia. Para o próximo capítulo está reservada a primeira incursão sobre carteiras de baixa sinistralidade, culminando a primeira parte.

Capítulo 2

Carteiras de Baixa Sinistralidade

2. CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE

As recentes propostas regulamentares do Comité de Supervisão Bancária de Basileia (BCBS) promovem a quantificação do risco de crédito, em particular no método das Notações Internas (IRB), representando uma aproximação entre o risco e o capital regulamentar. No contexto bancário, algumas carteiras podem apresentar características particulares, em termos de risco de crédito – número reduzido ou nulo de incumprimentos ou, por oposto, uma frequência de incumprimento significativa. As chamadas *carteiras de baixa sinistralidade* são compostas por operações que contêm um número reduzido ou inexistente de incumprimentos, motivado por causas distintas – por exemplo, a qualidade dos mutuários ou a existência de ramos de actividade com número exíguo de empresas – partilhadas pelo sistema bancário.

As instituições têm vindo a manifestar preocupação com o facto de as particularidades das carteiras de baixa sinistralidade não permitirem cumprir alguns requisitos de utilização do método IRB. Com efeito, argumentam que a opção por exposições a mutuários de risco reduzido – como soberanos – não deve penalizar o acesso àquele método (com os consequentes reflexos em termos de mobilização de capital), uma vez que a incapacidade para cumprir algumas condições de elegibilidade resulta, precisamente, do nível de risco dessas exposições. As autoridades de supervisão têm-se mostrado atentas a essas preocupações, em especial por reconhecerem que a limitação do número de incumprimentos não deve bloquear o acesso ao método IRB. Não obstante, e em linha com o objectivo de gestão efectiva do risco de crédito, têm optado por uma postura prudente, uma vez que o universo pode abranger realidades distintas, que importa diferenciar.

O presente capítulo é dedicado à caracterização das carteiras de baixa sinistralidade e visa clarificar o conceito, distinguir as variantes e assinalar a importância que assume no activo dos bancos. Em paralelo, procede-se à apresentação da vertente regulamentar e à análise de uma hipótese de pressupostos sobre as consequências de uma eventual exclusão do método IRB.

2.1 Noção, Tipologia e Importância

A partir das propostas oriundas de autoridades de supervisão e de instituições, não é possível encontrar uma definição única de *carteira de baixa sinistralidade* (*low-default portfolio*). O Comité Europeu de Supervisores Bancários⁴⁵ (CEBS) limita-se a reconhecer que são «(...) *portfolios with few or no defaults observed*» (CEBS, 2006, §402), enquanto para as principais associações bancárias do Reino Unido são «*portfolios where the firm has no or a very low level of defaults and is therefore unable to validate PD, LGD or EAD estimates on the basis of a proven statistical significance*» (BBA, LIBA e ISDA, 2005, p. 4).

Na verdade, e recorrendo ao entendimento avançado pelo BCBS, numa *Newsletter* publicada em Setembro de 2005, fica clara a intenção de não isolar essas carteiras das restantes, sublinhando que «(...) *bank portfolios are either low-default or non-low-default; rather, (...) there is a continuum between these two extremes. A portfolio is closer to the LDP end of this continuum when a bank's internal data systems include fewer loss events (...)*» (BCBS, 2005a, p. 1). Por outro lado, o grupo de trabalho conjunto entre representantes da autoridade de supervisão do Reino Unido (Financial Services Authority – FSA) e das instituições ressalva que «*Low-default portfolios are not well defined*» (EGLDP, 2005, p. 15). Na regulamentação portuguesa, uma carteira de baixa sinistralidade é definida como «*um conjunto de créditos com características homogêneas ou pertencentes à mesma classe de risco, cujas características estruturais – elevada qualidade de crédito ou número circunscrito de mutuários – condicionam significativamente o número e a dimensão de casos de incumprimento*» (Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, Anexo II). Adicionalmente, e já no campo da validação, exige-se que as instituições fundamentem a decisão de classificar uma determinada carteira como de baixa sinistralidade e que, no processo de validação, concedam importância reforçada às ferramentas de índole qualitativa. Note-se, porém,

⁴⁵ O CEBS resultou de decisão da Comissão da UE (2003-11-05) e tem por missão: (i) aconselhar a Comissão, seja a pedido desta ou por iniciativa própria, em particular, no que respeita à implementação técnica de legislação no domínio da actividade bancária; (ii) contribuir para a aplicação consistente de Directivas e para a convergência das práticas de supervisão na UE e (iii) reforçar a cooperação entre as autoridades de supervisão, designadamente, no plano da troca de informação.

que deve ser assegurado um nível acrescido de conservadorismo na estimativa dos parâmetros de risco.

Não obstante as reservas que as citações anteriores sinalizam, a que não são alheias as diferentes causas que podem estar na origem das características de baixa sinistralidade, é possível identificar dois traços que normalmente partilham. Por um lado, abrangem exposições sobre mutuários semelhantes (por exemplo, de um mesmo segmento de negócio) efectivadas em produtos similares e que, em regra, são geridas como uma única carteira. Por outro lado, as estimativas dos parâmetros de risco de crédito podem dar origem a medidas não consentâneas com o verdadeiro risco. As características apontadas, apesar de entendidas como mínimo denominador comum, confirmam que o tratamento prudencial das carteiras de baixa sinistralidade envolve dificuldades, que se iniciam logo no plano conceptual. Como se depreende, aquelas características constituem simplesmente condições necessárias à inclusão no universo das carteiras de baixa sinistralidade e deixam, por consequência, margem de interpretação. O facto de não existir um limite quantitativo que permita fixar o número de incumprimentos necessário para que uma carteira seja considerada de baixa sinistralidade⁴⁶ pode, também, ilustrar essas dificuldades.

Como referido, as autoridades de supervisão têm manifestado reservas com as carteiras que, em essência, podem ser integradas no universo da baixa sinistralidade, mas que não assegurem o cumprimento das condições de qualificação para o método IRB. Os efeitos indesejados prendem-se, sobretudo, com o impacto na gestão interna do risco e com a eventual subestimação de requisitos de fundos próprios. Tem sido perante a eminência desses efeitos que têm surgido algumas tentativas para classificar as diferentes origens das características de baixa sinistralidade.

⁴⁶ Este tema será retomado no ponto 4.6. A metodologia de tratamento proposta pela FSA prevê o estabelecimento de um limite regulamentar, mas a respectiva especificação não se encontra concretizada (*vide* ponto 2.2.3).

O BCBS reconhece que as características de baixa sinistralidade podem surgir, sobretudo, nas seguintes situações: (i) carteiras que, no passado, registaram um número de incumprimentos reduzido e que normalmente são identificadas como de baixo risco – *v.g.* soberanos; (ii) carteiras pouco expressivas no total do activo ou de exploração comercial recente por parte de uma instituição – *v.g.* *project finance*; e (iii) carteiras em que, à luz da experiência acumulada (por conhecimento do mercado ou pelo histórico), a possibilidade de ocorrerem incumprimentos é superior àquela que o comportamento recente sugere – *v.g.* crédito a segmentos de mercado com elevada sensibilidade ao andamento do ciclo económico (BCBS, 2005a). Apesar de qualquer das situações anteriores ter a particularidade de se traduzir num número reduzido ou nulo de incumprimentos, é sobre as duas primeiras que se materializa o conceito de carteira de baixa sinistralidade.

A classificação proposta pelo CEBS radica na distinção entre carteiras de baixa sinistralidade de curto e de longo prazos e entre carteiras de baixa sinistralidade sistémicas e específicas (CEBS, 2006). Na primeira classificação são incluídas as carteiras de natureza temporária, ligadas, por exemplo, à entrada de novos participantes no mercado e a mutuários de risco reduzido, como grande parte dos bancos das economias mais desenvolvidas, ou a um número limitado de mutuários, como soberanos. A segunda classificação visa distinguir as situações em que a indisponibilidade de dados é comum ao sistema bancário, das situações de baixa sinistralidade específicas de determinada instituição.

A autoridade de supervisão bancária do Reino Unido prevê que as características de baixa sinistralidade possam surgir em três circunstâncias (FSA, 2005). Em primeiro lugar, quando o sistema bancário dispõe de histórico de incumprimento suficiente para a determinação consistente de probabilidades de incumprimento, mas que não está disponível para uma instituição em concreto. Em segundo lugar, quando as instituições do sistema não dispõem de informação suficiente para aquela determinação, mas deverá ficar disponível no futuro, fruto da experiência acumulada. Neste âmbito encontram-se

situações relacionadas com mercados recém-criados. Em terceiro lugar, quando nenhuma instituição do sistema dispõe de experiência de incumprimento suficiente, não se admitindo que a situação venha a ser corrigida com o decurso do tempo. É o caso da maioria das exposições sobre soberanos, bancos e grandes empresas, para citar as mais representativas.

Como realçado, as reservas colocadas pelas autoridades de supervisão – sobre a eventualidade de inclusão de carteiras que não possuem, de facto, características de baixa sinistralidade – e as preocupações manifestadas pelas instituições – sobre possíveis penalizações em termos de requisitos de fundos próprios, pela impossibilidade de acesso ao método IRB – radicam, essencialmente, na origem distinta das características dessas carteiras. Para melhor percepção do que poderá estar em causa e, no fundo, para justificar as reservas e preocupações assinaladas, é útil averiguar a expressão das carteiras que podem ser abrangidas por características da baixa sinistralidade.

A primeira perspectiva é apoiada em informação que abrange o período compreendido entre 1970 e 2005, relativa à notação atribuída a emissões classificadas na *categoria de investimento* (acima ou igual a «Baa3»), portanto, com melhor qualidade de crédito. De acordo com dados publicados por Hamilton e Varma (2006), a taxa média de incumprimento ao longo daquele horizonte temporal foi de 0.068%, com a particularidade de não se registarem incumprimentos em 22 desses anos. Por outro lado, existe evidência de que as taxas de incumprimento para créditos situados na categoria de investimento são pressionadas nos períodos de recessão económica⁴⁷ – 1973, 1982, 1991 e entre 2000 e 2002. A figura seguinte pretende ilustrar essa realidade (Hamilton e Varma, 2006):

⁴⁷ A recessão económica que a generalidade das previsões (quer públicas quer privadas) aponta, a nível mundial, para 2009, na sequência da crise financeira internacional, deverá confirmar a evidência histórica, uma vez que se perfilam dificuldades de cumprimento de compromissos assumidos em muitas empresas incluídas na categoria de investimento – o caso da indústria automóvel é o mais ilustrativo.

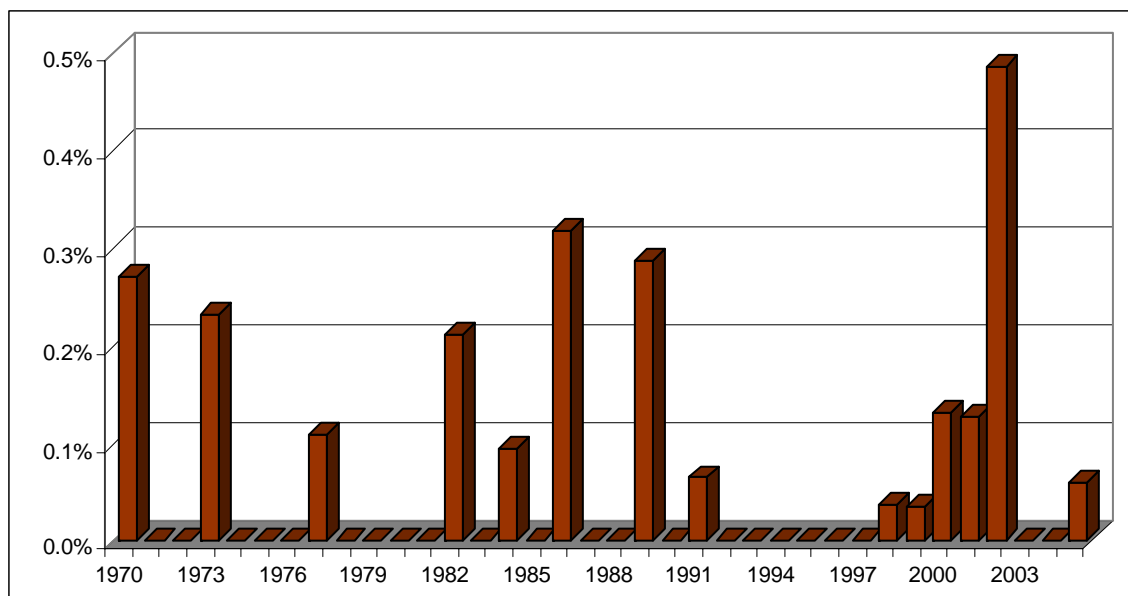


Figura 5 – Taxa de incumprimento – emissões na categoria de investimento (1970-2005)

Outra perspectiva parte de dados publicados pelas principais associações representativas do sector bancário do Reino Unido (BBA, LIBA e ISDA⁴⁸), que reuniram informação, referente a 2005, de sete instituições (com activos próximos de três triliões de dólares), sobre a percentagem das carteiras em que os registos de incumprimento são insuficientes para assegurar uma estimação com significado estatístico de PD, LGD e EAD, é possível verificar que atinge 26% do total dos activos e que se manifesta com particular expressão fora da carteira de retalho, onde atinge 57%. Curiosamente, marca presença em 32% do segmento do crédito hipotecário à habitação. Os dados publicados pelas referidas associações estão disponíveis no quadro seguinte (BBA, LIBA e ISDA, 2005, p. 16).

⁴⁸ Respectivamente, British Banking Association, London Investment Banking Association e International Swaps and Derivatives Association.

Quadro 2 – Importância das Carteiras de Baixa Sinistralidade

Tipos de Activo	% de dados insuficientes para estimação com significado estatístico de:		
	PD	LGD	EAD
Wholesale			
Soberanos	90	98	86
<i>Object Finance</i>	70	70	70
Bancos	62	70	50
<i>Project Finance</i>	50	83	83
Empresas	48	50	46
Sub-Total	57	62	53
Retalho			
Outras Posições	52	13	5
Residencial	32	34	41
PME	1	26	1
<i>Revolving</i>	2	2	2
Sub-Total	3	7	10
TOTAL	26	30	25

Os dados anteriores permitem traçar uma primeira perspectiva sobre a importância das carteiras de baixa sinistralidade no activo dos bancos. Apesar de os valores apresentados para o Reino Unido não poderem ser contrastados com os de outros mercados, não deixa de ser possível realçar a dimensão que atinge em algumas parcelas do activo, desde soberanos, como seria de esperar, até retalho residencial, menos antecipável. As autoridades de supervisão têm vindo a seguir a situação atentamente, também por reconhecerem a expressão que a característica de baixa sinistralidade pode atingir em algumas carteiras.

2.2 Tratamento Regulamentar

O tema das carteiras de baixa sinistralidade tem concentrado um número significativo de comentários, durante as fases de consulta pública a que têm sido sujeitas as propostas de regulamentação – casos de Basileia II, da Directiva 2006/48/CE e das *Guidelines* do CEBS. Essa preocupação resulta, como se assinalou, da eventual exclusão do método IRB de uma parcela importante de activos, dado que as características

particulares inviabilizam o cumprimento de alguns requisitos necessários à elegibilidade para aquele método. Na verdade, a questão não se encontra prevista nem em Basileia II nem na referida Directiva. Trata-se, pois, de matéria que emergiu da aplicação do novo quadro regulamentar.

No caso de Basileia II estar em causa, por exemplo, a exigência constante do parágrafo 449, segundo a qual as estimativas devem ser baseadas na experiência histórica e em evidência empírica, e não apenas em considerações subjectivas. No parágrafo 501, é requerido que as instituições comparem regularmente, em cada grau de risco, as probabilidades de incumprimento estimadas com as taxas de incumprimento, devendo demonstrar que se encontram em linha com o intervalo esperado em cada um desses graus.

No ponto 1.3.3.2 foram sistematizados os requisitos de elegibilidade do método IRB, no âmbito da Directiva n.º 2006/48/CE, que se encontram ligados ao sistema de notação, à quantificação dos riscos, à validação das estimativas internas e ao governo das sociedades e acompanhamento. Com efeito, ao abrigo do Decreto-Lei n.º 104/2007, é exigido que os sistemas de notação permitam a avaliação adequada do devedor e das características da operação, bem como a diferenciação correcta do risco e a produção de estimativas quantitativas de risco rigorosas e coerentes (alínea a), n.º 2, art. 14.º). De uma forma detalhada, e por referência à Parte 4 do Anexo IV do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, na presença de carteiras de baixa sinistralidade, pode estar em causa o cumprimento dos seguintes requisitos:

- demonstração de que o modelo tem capacidade de previsão adequada e que os requisitos de fundos próprios não registam qualquer distorção em consequência da sua utilização. As variáveis utilizadas devem constituir uma base razoável e eficaz para as previsões e o modelo não deve denotar qualquer enviesamento significativo (alínea a), ponto 30);

- implementação de um ciclo periódico de validação dos modelos, que inclua o acompanhamento dos resultados e sua estabilidade, a revisão das especificações, bem como mecanismos que visem a comparação das estimativas com os resultados observados (alínea d), ponto 30);

- desagregação das perdas históricas em termos de frequência de incumprimento, perda em caso de incumprimento e factores de conversão (ou em termos de perda, quando recorrer a estimativas de perda esperada), identificando os factores relevantes para a evolução dos parâmetros de risco (alínea a), ponto 49);

- suficiência do número de exposições contido na amostra e do período de referência utilizado para efeitos de quantificação, para que as instituições possam assegurar a exactidão e a solidez das estimativas (ponto 52);

- comparação periódica, e no mínimo uma vez por ano, entre as taxas de incumprimento e as estimativas de probabilidades de incumprimento por grau de risco e, quando estas taxas se situarem fora do intervalo previsto, análise dos motivos específicos na origem desse desvio. Tais comparações recorrerão a dados históricos que englobem um período o mais alargado possível (ponto 118);

- definição de normas internas sólidas para os casos em que os desvios dos valores efectivos, em relação às previsões, coloquem em causa a validade das estimativas. Se os valores efectivos continuarem a ser superiores às previsões, deverão rever-se as estimativas, a fim de reflectir a experiência adquirida em matéria de incumprimento e de perdas (ponto 121).

Não obstante as condicionantes ao cumprimento das disposições regulamentares na presença de carteiras de baixa sinistralidade, é igualmente reconhecido, na Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, que *«no processo de validação interna dos sistemas de notação utilizados para carteiras de baixa sinistralidade, deve ser conferida uma importância adicional às ferramentas de validação qualitativa, em particular no que se refere ao nível de utilização interna,*

e aos exercícios de benchmarking. Nesse processo deve ser assegurada a adopção de um nível acrescido de conservadorismo na estimativa dos parâmetros de risco» (Anexo II, Parte 1, ponto 3). Dado que as características de baixa sinistralidade não se encontram expressamente reconhecidas na Directiva n.º 2006/48/CE, apresentam-se, de seguida, algumas propostas de tratamento regulamentar, entretanto surgidas.

2.2.1 Comité de Supervisão Bancária de Basileia

Em Setembro de 2005, o BCBS publicou uma *Newsletter*, intitulada *Validation of Low-default Portfolios in the Basel II Framework*, desenvolvida «in response to industry questions and concerns regarding such portfolios» (BCBS, 2005a, p. 1). Trata-se da primeira tomada de posição daquele Comité, dado que Basileia II não contém qualquer referência sobre carteiras de baixa sinistralidade⁴⁹.

A principal ideia constante daquela publicação pode resumir-se em torno do reconhecimento de que as carteiras de baixa sinistralidade não devem ser automaticamente excluídas do método IRB. Por analogia, é vincado que as particularidades destas carteiras não são suficientes para a inclusão imediata naquele método. Como tal, defende que «an additional set of rules or principles specifically applying to LDPs is neither necessary nor desirable» (BCBS, 2005, p. 2). Esta posição resulta fundamentalmente do facto de os princípios de validação que o Comité emitiu permitirem suficiente flexibilidade para atender às características das carteiras de baixa sinistralidade. É o caso do quarto princípio, segundo o qual não existe um método de validação único⁵⁰, ou seja, é reconhecida a inexistência de uma metodologia de validação aplicável a todas as carteiras, em todas as instituições.

⁴⁹ No método IRB, a fixação regulamentar de ponderadores de risco em operações de *project finance* indicia o reconhecimento das características de baixa sinistralidade deste segmento de negócio.

⁵⁰ Os restantes princípios são: (i) a validação consiste fundamentalmente na avaliação da capacidade de previsão das estimativas de risco e da utilização de notações nos processos de crédito; (ii) as instituições são as primeiras responsáveis pelo processo de validação; (iii) a validação é um processo iterativo; (iv) a

Começando por clarificar que as carteiras de baixa sinistralidade «*should not be considered or treated as conceptually different from other portfolios*» (BCBS, 2005a, p. 1), é recomendado que a escolha das técnicas de validação dependa de circunstâncias particulares da instituição e da especificidade da carteira. Entre as técnicas que podem revelar-se mais adequadas às características de baixa sinistralidade encontra-se, por exemplo, o recurso a fontes de dados externas (*v.g. pooling* de dados com outras instituições), a combinação de segmentos de carteira com perfil de risco similar, o cruzamento (em determinadas condições) de diferentes graus de risco e análise das probabilidades de incumprimento resultantes, a utilização do limite superior das estimativas de probabilidade de incumprimento como *input* da fórmula dos activos ponderados pelo risco, a determinação de probabilidades de incumprimento cumulativas plurianuais e posterior anualização dos resultados obtidos e, nos casos em que as características de baixa sinistralidade resultarem de protecção de crédito, a utilização da notação que traduz maior risco de crédito como *proxy* de incumprimento.

Na acepção do quinto princípio de validação, é reconhecido que «*while the qualitative IRB requirements are important for all portfolios, they are of even greater importance where a bank lacks plentiful historical loss data to develop accurate quantitative risk estimates*» (BCBS, 2005a, p. 3). Sem perder de vista os condicionalismos do recurso à técnica de *backtesting*, na presença de carteiras de baixa sinistralidade, é enfatizada a vantagem de as instituições concederem maior protagonismo à técnica de *benchmarking*, nomeadamente, através da comparação das notações e das matrizes de transição internas com referenciais de mercado (*v.g. agências de rating*), com valores resultantes do julgamento de especialistas, com indicadores de qualidade de crédito baseados no mercado (*v.g. cotações de acções e spreads* de obrigações) ou com o comportamento registado em toda a carteira, em vez da habitual referência aos segmentos abrangidos. Por isso, a leitura de que as carteiras de baixa sinistralidade não devem ser isoladas das restantes ou, dito de

validação deve ser composta quer por elementos quantitativos quer por elementos qualitativos; e (v) os processos de validação e os resultados devem ser sujeitos a revisão independente.

outro modo, de que existe um contínuo entre as carteiras que partilham ou não dessas limitações sobre o número de incumprimentos, constitui a posição fundamental do BCBS, sem deixar de reconhecer que a estimação e validação de parâmetros de risco naquelas carteiras representa um desafio quer para as instituições quer para as autoridades de supervisão.

2.2.2 Comité Europeu de Supervisores Bancários

Uma das missões do CEBS⁵¹ é a de contribuir para a aplicação consistente da regulamentação e para a convergência das práticas de supervisão na UE. Nessa perspectiva, tem promovido a emissão de orientações sobre a aplicação das disposições da CRD. No caso concreto, publicou, em 2006, o documento intitulado *Guidelines on the implementation, validation and assessment of Advanced Measurement (AMA) and Internal Ratings Based (IRB) Approaches*, onde o tema das carteiras de baixa sinistralidade é abordado.

Como assinalado no ponto 2.1, entende-se por carteira de baixa sinistralidade aquela que apresenta um número reduzido ou inexistente de incumprimentos, desde que classificada como sistémica, ou seja, quando a insuficiência de dados é transversal ao mercado. No essencial, é corroborada a posição admitida pelo BCBS acerca da elegibilidade das carteiras de baixa sinistralidade para o método IRB, apesar da limitação de dados para a validação das estimativas. Como tal, é reconhecido que essas carteiras «*may be included if institutions can demonstrate that the methods and techniques applied to estimate and validate PD, LGD and CF constitute a sound and effective risk management process and are employed in a consistent way*» (CEBS, 2006, §404). No plano da estimação de parâmetros, é sublinhada a importância do recurso a fontes adicionais de informação – internas (*v.g.* com base em *spreads*) e externas (*v.g.* com base em notações de agências de *rating*) – fazendo-se notar que o respectivo processo de validação não

⁵¹ Vide nota de rodapé 45.

deve ser distinto daquele que é praticado em carteiras que não partilham as singularidades associadas às características de baixa sinistralidade.

Sobre o cumprimento dos requisitos previstos na Directiva 2006/48/CE, é sublinhada a importância não apenas do reforço da margem de conservadorismo das estimativas, mas também dos aspectos de implementação e utilização, alicerçados por procedimentos de validação interna e por uma envolvente tecnológica adequada. O cumprimento do *use test* constitui, por consequência, um dos requisitos mais enfatizados. Na verdade, «*a high level of compliance with the use test is an important indicator of an institution's confidence in its estimates, and will therefore be viewed as a necessary part of meeting the minimum requirements*» (CEBS, 2006, §407). Porém, o cumprimento do requisito de *use test*, que sinaliza o grau de fiabilidade das estimativas e que constitui uma base essencial para os trabalhos de validação das autoridades de supervisão, não deve ser entendido como condição suficiente para o cumprimento dos requisitos previstos na Directiva n.º 2006/48/CE. A razão principal para tais reservas resulta, como se depreende, da dificuldade em demonstrar a exactidão das estimativas de probabilidade de incumprimento, sendo fundamental assegurar a qualidade, objectividade e credibilidade das fontes de informação utilizadas, bem como a transparência e a abrangência da documentação de suporte.

2.2.3 Financial Services Authority (Reino Unido)

A autoridade de supervisão bancária do Reino Unido (Financial Services Authority – FSA) admite que as características de baixa sinistralidade podem surgir em três circunstâncias, conforme descrito no ponto 2.1. É, contudo, na situação em que nenhuma das instituições do sistema bancário dispõe de experiência de incumprimento suficiente – sem se admitir a respectiva correcção com o decorrer do tempo – que essas características assumem maior significado. É o caso de exposições sobre soberanos, bancos e grandes empresas.

As referências adiantadas pela FSA, no plano da validação, incidem nas técnicas quantitativas ligadas à definição de regiões de confiança para as estimativas de probabilidade de incumprimento, concretamente, a Teoria Bayesiana e a Teoria da Credibilidade⁵². Partindo desta base teórica, é apresentada uma proposta de determinação de estimativas conservadoras de parâmetros de risco em carteiras de baixa sinistralidade, assente em sete etapas.

As três primeiras etapas incidem sobre questões de forma e critério. Na primeira etapa a autoridade de supervisão divulga um critério objectivo para identificar carteiras de baixa sinistralidade, a aplicar, pela instituição, na etapa seguinte. Na terceira etapa a autoridade de supervisão publica informação sobre a probabilidade de incumprimento média para uma carteira teórica, em função da profundidade histórica e do número de incumprimentos envolvidos. A probabilidade de incumprimento média – que, na prática, funciona como referencial – é objecto de divulgação pública, acompanhada pela metodologia empregue. A possibilidade avançada em Benjamin, Cathcart e Ryan (2006) segue a proposta de Pluto e Tasche (2005), apresentada no capítulo 4 – *vide* equação (4.6). Na quarta etapa a instituição identifica o histórico de dados disponível, que deverá verificar as disposições regulamentares sobre profundidade das séries de dados cronológicos e sobre a inclusão de situações adversas. A informação disponível deverá fornecer indicações sobre a qualidade do crédito de cada mutuário, isto é, sobre a identificação do grau de risco em que se posiciona. Na quinta etapa a instituição procede à determinação da probabilidade de incumprimento em cada grau de notação, podendo recorrer a métodos analíticos ou a técnicas baseadas na opinião de especialistas. Depois, calcula a média ponderada das probabilidades de incumprimento, sendo o peso atribuído a cada grau de risco determinado proporcionalmente ao número de anos de histórico. Na sexta etapa a instituição verifica a probabilidade de incumprimento de

⁵² Em termos genéricos, envolve a estimação de uma média ponderada utilizando diversas estimativas de uma variável, sendo a dimensão dos ponderadores determinada pela credibilidade das estimativas individuais. A área do risco operacional tem sido palco para o emprego da Teoria da Credibilidade, que tem larga aplicação no domínio das ciências actuariais (matéria a desenvolver ao longo do capítulo 5).

referência, designada por *look-up PD*, que se aplica às características da carteira de baixa sinistralidade, resultante da terceira etapa. Na sétima e última etapa a instituição compara a média ponderada das probabilidades de incumprimento, obtida a partir da estimação que levou a cabo, com a *look-up PD*, sendo necessário proceder a um ajustamento se a probabilidade de incumprimento que resultar da referência (determinada pela autoridade de supervisão) for superior. Trata-se, portanto, de um ajustamento assimétrico, a efectuar caso a média ponderada das probabilidades de incumprimento fique aquém da *look-up PD*.

Como se depreende, para que o percurso anterior possa ser reconhecido pelas autoridades, a instituição terá de assegurar que a afectação das exposições por graus de risco é fiável. De facto, admite-se que os critérios internos que conduzem à ordenação das exposições da carteira são consistentes e traduzem as condições de risco. Em síntese, a proposta da FSA constitui uma incursão concreta sobre as especificidades das carteiras de baixa sinistralidade – a primeira por parte de uma autoridade de supervisão – e visa estabelecer um patamar mínimo para as probabilidades de incumprimento estimadas, em função da profundidade temporal e do número de incumprimentos registado. Trata-se de uma metodologia que pode ser considerada «(...) *a starting point from which further adjustments could be made e.g. based on additional information such as external data*» (Benjamin et al., 2006, p. 13).

A proposta avançada pela FSA foi, porém, precedida – e talvez motivada – por preocupações manifestadas pelas principais associações bancárias do Reino Unido (BBA, LIBA e ISDA), publicamente assumidas num documento em que foram abordadas as linhas essenciais do desenvolvimento, desempenho e validação de modelos de risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade (BBA, LIBA e ISDA, 2005). Para além de marcar posição sobre a elegibilidade para o método IRB⁵³, passa em revista a estrutura

⁵³ «*It seems inconsistent with the spirit of the New Accord, to exclude these portfolios [carteiras de baixas sinistralidade] from the IRB treatment on the grounds that they have suffered so few defaults*» (BBA, LIBA e ISDA, 2005, p.1).

de construção de modelos de risco de crédito para carteiras de baixa sinistralidade e deixa transparecer que não se trata de um domínio que exija a implementação de procedimentos opostos aos aplicáveis em carteiras que não sejam caracterizadas por aquelas particularidades, apesar do apelo à utilização de técnicas qualitativas. De forma a sistematizar a estrutura proposta, optou-se por reproduzir, na figura seguinte, o esquema disponível no documento publicado por aquelas associações (BBA, LIBA e ISDA, 2005, p. 3):

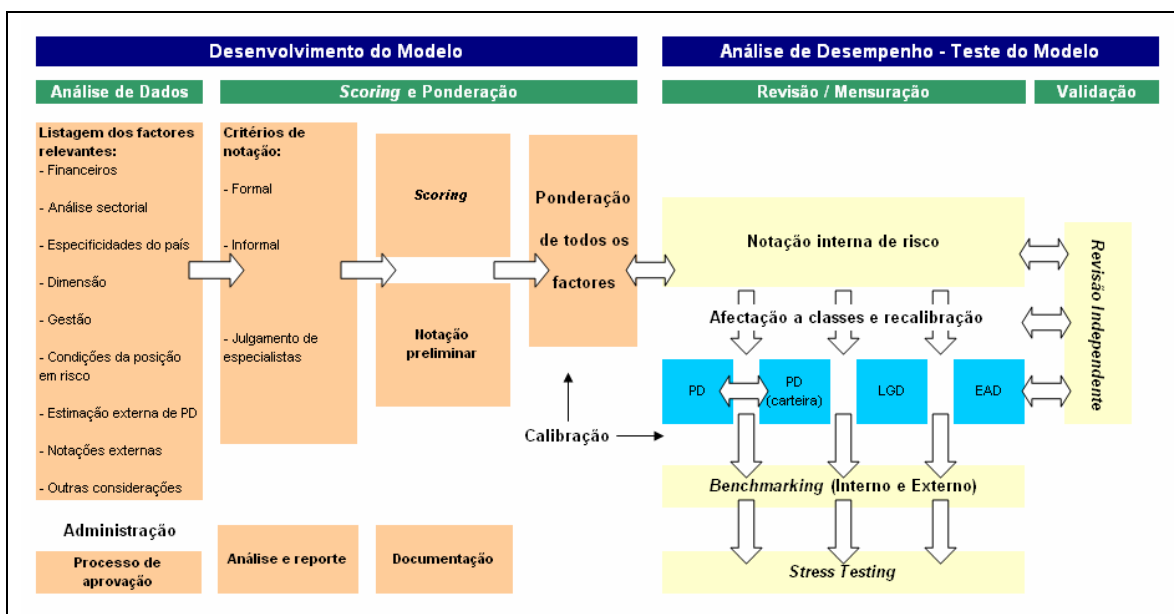


Figura 6 – Desenvolvimento e teste de modelos em carteiras de baixa sinistralidade

Tendo em conta os aspectos assinalados, em especial sobre a ênfase no recurso a técnicas de natureza qualitativa, deve salientar-se que a principal novidade do documento das associações bancárias do Reino Unido está situada no domínio do governo das sociedades (*governance*), matéria, aliás, que é abrangida nos requisitos de elegibilidade para o método IRB (*vide* ponto 1.3.3.2). Dando por adquirido que a qualidade de um modelo depende da sua implementação, utilização e gestão, é assumido que a necessidade de colocar em prática políticas, procedimentos e controlos adequados constitui um requisito essencial, transversal a todas as carteiras. Contudo, é no campo das de baixa sinistralidade que esse requisito se manifesta de forma plena, por

exemplo, através da indispensável separação entre as funções comerciais e de notação, dada a importância do julgamento realizado por especialistas. Na vertente de controlo, a afectação de responsabilidades no seio da estrutura hierárquica e/ou funcional abrange, por exemplo, no que diz respeito à integridade dos modelos que constituem o sistema de notação, as equipas que têm por missão a garantia da qualidade dos dados que servem de *input*, as unidades de processamento central responsáveis pela monitorização da qualidade dos dados e a função independente de verificação da qualidade dos dados.

Numa clara alusão ao domínio de negócio, em particular sobre a forma como as instituições têm vindo a lidar com as carteiras de baixa sinistralidade, dado que a questão não é original – em termos de gestão do risco –, são apontadas algumas ferramentas utilizadas para monitorizar e controlar notações internas e que «(...) *are of particular relevance to LDP ratings systems that rely to a large extent on expert judgement and business experience*» (BBA, LIBA e ISDA, 2005, p. 14). São os casos da *lista de observação* (composta por exposições que recentemente registaram deterioração na qualidade de crédito e que podem ser sujeitas a medidas de constituição/reforço de garantias), da *lista de grandes riscos* (utilizada para reportar as contrapartes mais significativas da instituição, em termos correntes ou potenciais), da *lista de contrapartes prioritárias* (contrapartes para as quais o agravamento das exposições não se traduzirá num acréscimo do nível de risco), da *lista de países de risco agravado* (que toma por base informação interna e externa, por exemplo, sobre coeficientes de provisionamento a exposições sobre mutuários oriundos de determinados países) e dos *semáforos de exposição sectorial* (em que são assinalados os ramos de actividade em que se irá assistir à degradação, ao acompanhamento ou à manutenção da notação aplicável). Numa palavra, depreende-se que as referidas associações fizeram questão de vincar que as dificuldades inerentes a carteiras de baixa sinistralidade são uma realidade já enfrentada pelas instituições e que as mesmas já dispõem de recursos metodológicos para aferir o risco de crédito.

Admitindo que os resultados de uma amostra de bancos do Reino Unido são representativos (*vide* ponto 2.1), a expressão que as carteiras de baixa sinistralidade pode atingir justifica o apuramento das consequências da inelegibilidade dessas carteiras para o método IRB, em termos de requisitos de fundos próprios.

2.3 Consequências da Exclusão do Método das Notações Internas

A exclusão de carteiras de baixa sinistralidade do método IRB, motivada pela incapacidade de cumprimento de alguns requisitos de elegibilidade, tem por consequência a utilização do método Padrão. Para sinalizar o efeito dessa exclusão, realizou-se a análise de uma hipótese de pressupostos, baseada no alinhamento dos ponderadores de risco dos métodos em causa, aplicado a exposições sobre soberanos. Pretende-se, pois, verificar se a exclusão das carteiras de baixa sinistralidade do método IRB tem reflexos em termos de agravamento dos requisitos de fundos próprios para cobertura do risco de crédito. Para tal, a análise compara os requisitos de fundos próprios a que ficaria sujeita uma mesma exposição, quer ponderada através do método Padrão quer através do método IRB.

Na preparação da análise foi identificada a necessidade de conjugação dos métodos Padrão e IRB, dado que, como assinalado no ponto 1.3.3.2, os quadros conceptuais em que os mesmos se baseiam não são compatíveis. Assim, foi necessário tomar uma decisão sobre o método (Padrão ou IRB) sobre o qual incide a correspondência entre os ponderadores de risco. Por uma questão de minimização de impactos, a escolha recaiu no método Padrão, até porque a aplicação ao método IRB seria susceptível de desencadear a introdução de outras alterações, como seria o caso da acomodação das perdas esperadas (aspecto a tratar mais à frente).

Sucintamente, são comparados os ponderadores de risco dos métodos Padrão e IRB, ao longo de um espectro de probabilidades – necessariamente reduzidas, em linha com as características de baixa sinistralidade –, através da correspondência entre uma

medida proposta pela Moody's KMV, apresentada no ponto 3.2.2.1, e que se identifica com a probabilidade de incumprimento – a EDF (*Expected Default Frequency*) – e as notações da Standard & Poor's, disponíveis no quadro seguinte (adaptada de Crouhy, Galay e Mark, 2000):

Quadro 3 – Correspondência entre EDF e Notações da Standard & Poor's

EDF (p.b.)	Standard & Poor's
2-4	AAA/AA+
4-10	AA/A
10-19	A/BBB+
19-40	BBB+/BBB-
40-72	BBB-/BB
72-101	BB/BB-
101-143	BB-/B+
143-202	B+/B
202-345	B/B-

No método Padrão, a ponderação de exposições sobre soberanos, prevista no Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 e na Instrução do Banco de Portugal n.º 10/2007, é a seguinte:

Quadro 4 – Ponderadores de Risco do Método Padrão (Soberanos)

AAA/AA-	A+/A-	BBB+/BBB-	BB+/B-	>B-	Sem rating
0%	20%	50%	100%	150%	100%

A informação constante dos quadros anteriores permite assegurar a correspondência entre as probabilidades de incumprimento (conceito genericamente captado através da EDF) e os ponderadores de risco do método Padrão. Por exemplo, as exposições com probabilidade de incumprimento equivalente a 0.03% seriam ponderadas a 0% no método Padrão. Nos casos em que os intervalos do quadro anterior não se alinham com os propostos para a EDF, optou-se por considerar o valor mais elevado da EDF. Por exemplo, o ponderador de 0% cobre as notações entre "AAA" e "AA-", enquanto o intervalo de EDF entre 0.02%-0.04% abrange apenas as notações entre "AAA" e "AA+".

Para colmatar essa discrepância e por uma questão de conservadorismo e proximidade à realidade, decidiu-se que a notação “AA-” ficaria sujeita ao intervalo de EDF entre 0.04%-0.10%, em vez de entre 0.02%-0.04%. Foi, portanto, atribuída uma EDF de 0.07% (ponto médio do intervalo) em vez de 0.03%.

Para a ponderação do risco em sede do método IRB, e atendendo à dependência dos ponderadores de risco face aos valores de LGD – conforme resulta da equação (1.3) – procedeu-se à tomada em consideração de três cenários, apropriados ao contexto das carteiras de baixa sinistralidade, ou seja, 1/2, 1/4 e 1/8 do valor da LGD regulamentar (ponto 8, Parte 2 do Anexo IV do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007) no método IRB *Foundation* (45%). Do mesmo modo, cruzaram-se estes valores de LGD com diferentes possibilidades do parâmetro maturidade (M) – 1 (mínimo), 2.5 (médio) e 5 (máximo) anos –, que asseguram representatividade em termos temporais.

É importante salientar que aos requisitos de fundos próprios calculados através da equação (1.3), destinados a cobrir as perdas não esperadas (UL), foi adicionada a cobertura por provisões, destinada a cobrir as perdas esperadas (EL), para não desvirtuar a comparação com o método Padrão. Com efeito, e a partir da Figura 4, é possível verificar que os valores de UL são crescentes até as probabilidades de incumprimento atingirem cerca de 25%, amplitude até à qual estão englobadas as exposições incluídas em carteiras de baixa sinistralidade. Por conseguinte, no exercício, os requisitos do método IRB resultam da cobertura das componentes de perdas esperadas (EL) e de perdas não esperadas (UL). Por outro lado, a ligação entre as notações que servem de base ao método Padrão e as probabilidades de incumprimento em que se apoia o método IRB, foi cingida ao espectro de notações “AAA”/“BB-”, a que equivalem probabilidades de incumprimento entre 0.02% e 1.01%, valores compatíveis com as características de baixa sinistralidade. Os resultados do exercício encontram-se ilustrados nas três figuras seguintes, para os diferentes pressupostos assumidos para LGD e M.

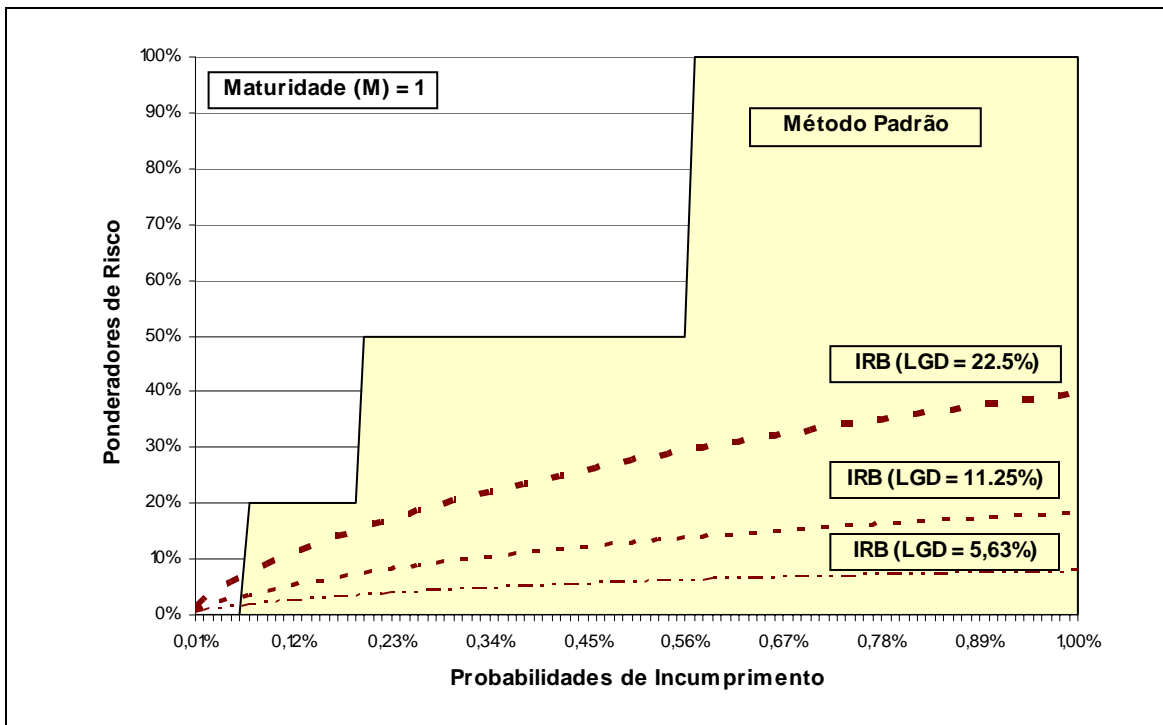


Figura 7 – Requisitos de fundos próprios: método Padrão vs. IRB (M = 1)

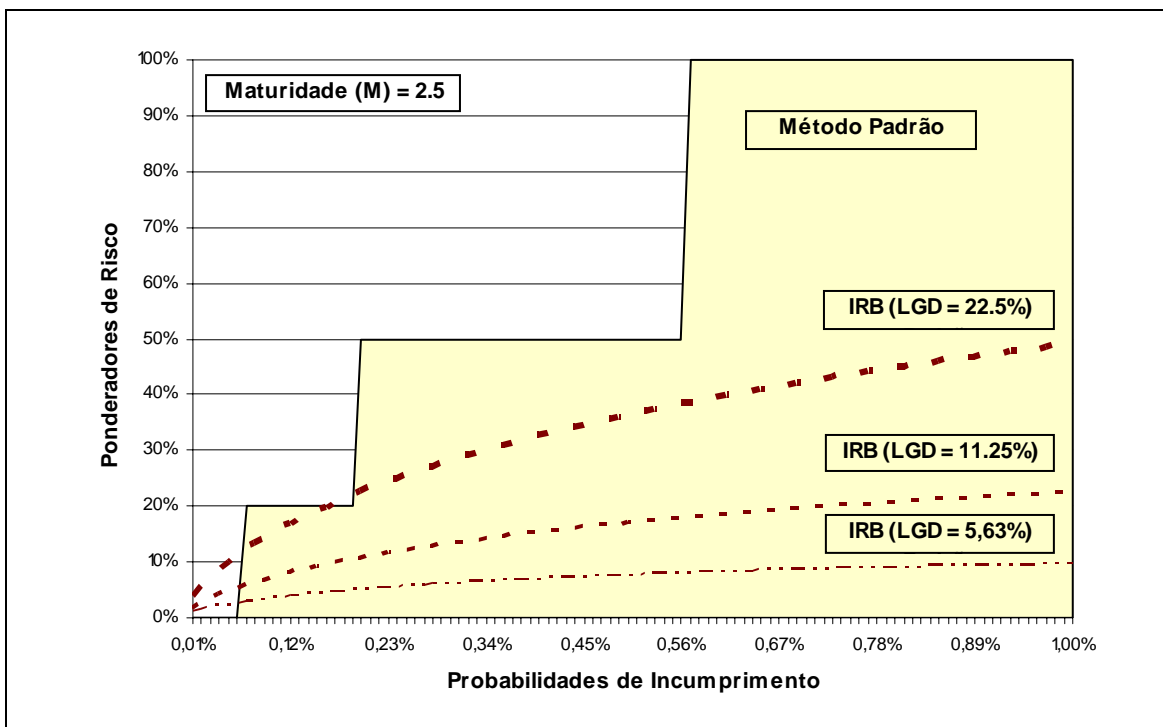


Figura 8 – Requisitos de fundos próprios: método Padrão vs. IRB (M = 2.5)

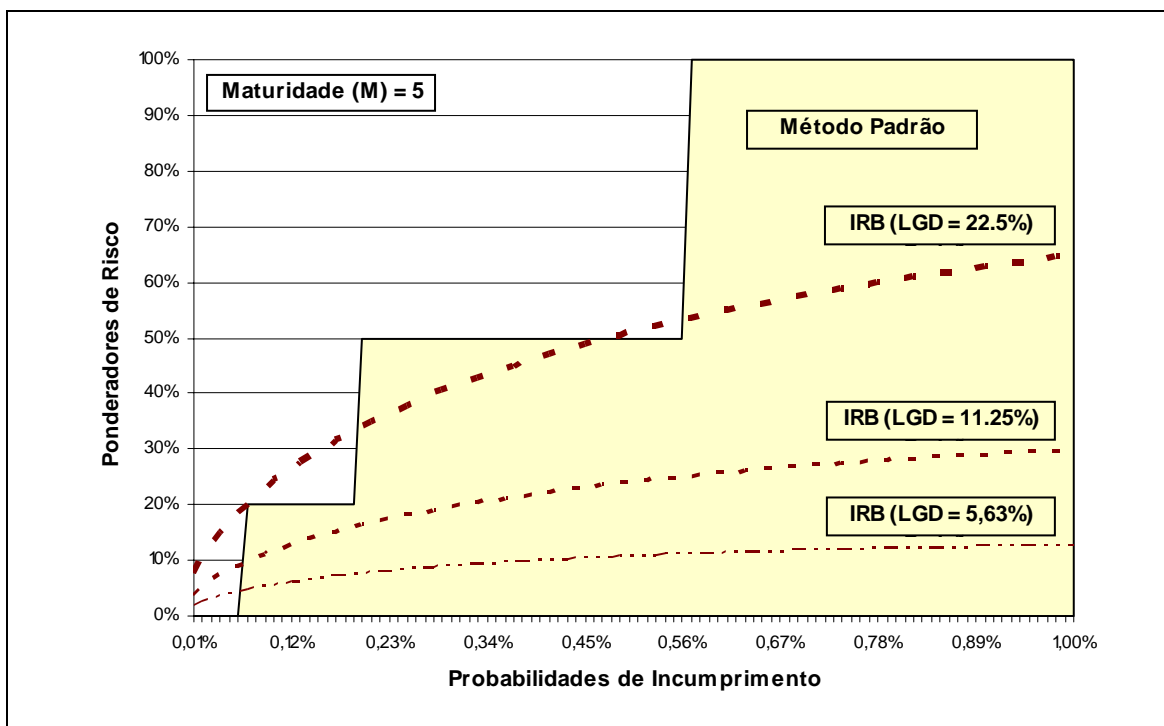


Figura 9 – Requisitos de fundos próprios: método Padrão vs. IRB (M = 5)

Vistos de uma perspectiva agregada, os resultados do exercício apontam para que as exposições integradas em carteiras de baixa sinistralidade – portanto, com probabilidades de incumprimento pouco expressivas –, que fiquem afastadas do método IRB por incapacidade de cumprirem alguns dos requisitos de elegibilidade, sofram um agravamento de requisitos de fundos próprios para cobertura do risco de crédito, quando ponderadas através do método Padrão. Em geral, esse agravamento é observado em todas as combinações de LGD e M, mas é mais pronunciado para valores de LGD de 5.63% e 11.25% e para maturidades de 1 e 2.5 anos.

É importante não perder de vista que os valores considerados para a perda em caso de incumprimento e para a maturidade são, como se esperava, determinantes para as conclusões anteriores, sendo notório para o propósito da análise assinalar que a variação do parâmetro LGD reflecte-se na inclinação das curvas dos ponderadores – a LGD mais elevadas correspondem curvas com maior inclinação – e que a variação do parâmetro M influencia o posicionamento dessas curvas – agravamento dos ponderadores quando consideradas operações com maior maturidade.

As conclusões obtidas a partir dos resultados apresentados corroboram o interesse do presente estudo – que se consubstancia no desenvolvimento de uma metodologia de determinação de probabilidade de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade compatível com os requisitos de elegibilidade do método IRB – e contribuem para reforçar a importância, em primeira linha para os bancos, do desenvolvimento de metodologias de determinação de probabilidades de incumprimento.

O capítulo que agora se conclui completa a primeira parte deste estudo e foi antecedido por uma incursão sobre o risco e a regulação da actividade bancária, para caracterizar a intermediação financeira e assinalar a importância que congrega no processo de crescimento económico. Incluiu, ainda, uma referência ao conjunto de riscos associado à actividade bancária, com realce para o risco de crédito. Visou, também, clarificar alguns contornos da regulação a que os bancos se encontram sujeitos. Em particular, depois de analisadas as principais justificações para a intervenção das autoridades e de caracterizados os instrumentos de regulação mais utilizados, foi descrita a recente iniciativa do Comité de Supervisão Bancária de Basileia, conhecida por Basileia II, que reconhece capacidade aos bancos para determinarem requisitos de fundos próprios com base em metodologias próprias, após validação pelas autoridades de supervisão. A quantificação do risco de crédito, através da probabilidade de incumprimento, em carteiras de baixa sinistralidade em instituições que recorram a metodologias próprias, devidamente reconhecidas pelas autoridades, justifica a atenção concedida ao domínio da regulação da actividade bancária.

O presente capítulo foi dedicado às carteiras de baixa sinistralidade. As matérias analisadas envolveram a especificação das principais características das operações integradas nestas carteiras, a identificação da tipologia e a aferição da sua importância. Depois, foram abordados alguns aspectos do tratamento regulamentar, contemplando propostas oriundas do lado das autoridades de supervisão e do lado da indústria. Terminou com a análise de uma hipótese de pressupostos, que visou ilustrar as

consequências, em termos de requisitos de fundos próprios, de uma eventual exclusão do método IRB.

A segunda parte deste estudo vai ser dedicada à revisão da literatura sobre modelos de risco de crédito, primeiro com uma perspectiva genérica para depois se focalizar nas carteiras de baixa sinistralidade. Pode justificar-se enquanto referencial para a proposta de tratamento que se pretende investigar – a determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade.

PARTE Segunda
Revisão da Literatura

Capítulo 3

Modelização do Risco de Crédito

3. MODELIZAÇÃO DO RISCO DE CRÉDITO

Durante a última década, os principais bancos internacionais⁵⁴ desenvolveram sistemas de modelização do risco de crédito, que têm vindo a ser incorporados nos processos de gestão, designadamente ao nível da definição de margens de intermediação em função do risco e da gestão activa de carteiras e fundos próprios. Com efeito, a experiência acumulada na modelização dos riscos de mercado, a par do reconhecimento para efeitos de capital regulamentar, permitiram antecipar a aplicação a outras fontes de exposição, beneficiando, de igual modo, dos avanços teóricos entretanto registados e das potencialidades abertas pelos sistemas de computação.

Antes de mais, importa não perder de vista que os modelos de risco de crédito não constituem uma simples extensão dos modelos de riscos de mercado, por quatro ordens de razão. Em primeiro lugar, a limitação de dados, que tem vindo a ser reconhecida como o principal impedimento à construção e implementação de modelos de risco de crédito (BCBS, 1999). Em segundo lugar, a validação de modelos de risco de crédito é, em geral, mais complexa do que o *backtesting* de modelos de risco de mercado. Estes empregam um horizonte temporal reduzido (em dias), enquanto os modelos de risco de crédito consideram horizontes de maior amplitude. Em terceiro lugar, as alterações no valor da carteira não podem ser traduzidas por uma distribuição «Normal», dada a existência de enviesamento nos comportamentos de melhoria e de agravamento da qualidade de crédito (Crouhy et al., 2000). As distribuições apresentam abas prolongadas na região de incumprimento, pois existe um agravamento significativo após a degradação dessa qualidade, que não tem paralelo com o reflexo que se segue a uma alteração de sentido inverso. Por último, a determinação dos efeitos de diversificação sobre uma carteira é mais exigente do que nos riscos de mercado. Para tal, será necessário estimar a correlação entre as variações da qualidade do crédito para todos os pares de mutuários, as quais não são directamente observáveis.

⁵⁴ Por exemplo, o então Credit Suisse First Boston (Credit Suisse Financial Products, 1999) – hoje, Credit Suisse – e o JP Morgan (Gupton, Finger e Bhatia, 1997).

A utilização de modelos no domínio do risco de crédito é uma ferramenta de grande utilidade para as instituições, em especial por proporcionar uma avaliação das exposições e por facilitar a análise das contribuições para os níveis de risco actual, previsto e desejado. Em complemento, fomenta a transparência no processo de tomada de decisão, por exemplo, pela ligação do *pricing* ao risco, e constitui uma base de maior consistência para a afectação do capital económico. Do ponto de vista prudencial, as melhorias no rigor e consistência da função de gestão do risco são igualmente apelativas.

As metodologias de avaliação do risco de crédito concentraram-se, inicialmente, em medidas de natureza qualitativa, mas, na actualidade, a tendência dominante encontra-se direccionada para a vertente quantitativa, multiplicando-se, na literatura sobre finanças, o número de propostas ligadas à modelização do risco de crédito. Sem perder de vista que esse protagonismo é reconhecido em Basileia II, optou-se por conceder privilégio às técnicas quantitativas, não deixando de reconhecer que, em especial no caso de carteiras de baixa sinistralidade, a utilização de técnicas qualitativas é uma opção seguida em muitas instituições. De qualquer modo, não será inusitado assumir que os desenvolvimentos mais recentes têm-se registado na vertente quantitativa, os quais criaram espaço, por exemplo, à emergência do tema da quantificação do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade.

O presente capítulo começa por se fixar sobre as métricas fundamentais em que se pode expressar o risco de crédito. Segue-se a apresentação de um conjunto de referências metodológicas no domínio da análise e modelização do risco de crédito, seguindo, para o efeito, algumas das classificações propostas na literatura sobre o tema. Em função da disponibilidade de informação e da representatividade, são descritas soluções comercializadas no mercado, destinadas a ilustrar algumas das principais abordagens, que se situam quer no domínio do risco de crédito individual (*single name*) quer no âmbito do risco de crédito de carteira (*portfolio*).

3.1 Métricas Fundamentais

Fixando como referência a última década e ressaltando eventuais diferenças de intensidade, tem-se tornado claro que a necessidade de quantificação é partilhada em todo o espectro de riscos a que as instituições se encontram expostas – como sugerem Greuning e Bratanovic (2000), riscos financeiros (em que se inclui o risco de crédito), riscos operacionais, riscos de negócio e riscos de eventos. Depois de uma fase inicial orientada para o plano qualitativo, a investigação tem vindo a fixar-se nas abordagens de teor quantitativo⁵⁵, nas quais a medição do risco é concretizada ou a partir do estudo das preferências dos agentes ou da definição de uma métrica de risco, independentemente da propensão para a tomada de risco.

Nos últimos anos, a linha de investigação que tem registado maior dinamismo está ligada à definição de métricas de risco, sendo variado o conjunto de temas analisado, designadamente, a caracterização axiomática das métricas de risco, a construção de métricas de risco coerentes e dinâmicas, a definição de prémios, a relação com a Teoria Económica e a aplicação à actividade financeira. Cheng, Liu e Wang (2004, p. 1) consideram que uma métrica de risco é um *«mapping from the random variables representing risks to the real line. It gives a simple number that quantifies the risk exposure in a way that is meaningful for the problem at hand»*.

Cade (1997) e Szegö (2002) enquadram as métricas de risco de crédito em três grupos: (i) genéricas, baseadas no conceito de volatilidade; (ii) de variação adversa, ilustradas pelas técnicas de VaR; e (iii) “coerentes”, que visam contornar algumas limitações das métricas de variação adversa. Noutra perspectiva, Albrecht (2003) propõe a seguinte classificação: magnitude de desvios a um objectivo (risco de primeiro grau) e capital necessário para expressar um prémio (risco de segundo grau).

⁵⁵ Convém não perder de vista que as métricas de teor quantitativo não se revelam apropriadas para captar todo o tipo de incertezas que se manifestam na actividade dos bancos. É o caso dos eventos de carácter extraordinário que, de forma súbita, podem alterar o contexto em que a actividade é desenvolvida. Para tal, é comum o recurso a testes de esforço (*vide* nota de rodapé 42).

- **Métricas Genéricas**

Na década de 1960, foi introduzido o conceito de volatilidade⁵⁶, motivado não apenas pelos desenvolvimentos em termos computacionais, mas também por insuficiência de dados para cálculo de matrizes de variância/covariância. É desta evolução que decorrem os principais quadros conceptuais de determinação de preços, como o *Capital Asset Pricing Model* e a *Arbitrage Pricing Theory*. A volatilidade permite caracterizar a estabilidade ou instabilidade de variáveis aleatórias, sendo uma medida estatística de dispersão em torno da média. De forma analítica (para variáveis contínuas):

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx \quad (3.1)$$

em que $f(x)$ é uma função densidade de probabilidade (PDF) e μ representa a média de X . Da medida anterior decorre a quantificação associada ao risco de mercado, captada através do parâmetro *Beta* (β), que expressa o risco de um activo ou de uma carteira, por comparação com o comportamento do mercado. Em termos formais, e assumindo que $\rho_{X,R}$ representa o coeficiente de correlação entre X (activo) e R (carteira de mercado), esse parâmetro é especificado do seguinte modo:

$$\beta = \rho_{X,R} \frac{\sigma_R}{\sigma_X} \quad (3.2)$$

No essencial, as métricas genéricas baseiam-se na diferença entre situações expostas e não expostas ao risco, estando as principais limitações deste tipo de métricas ligadas à incapacidade para fornecerem informação sobre a dispersão da amplitude do risco que captam. Como tal, Cheng, Liu e Wang (2004, p. 2) consideram que têm «*very limited utility in case of risk management*», permitindo apenas «*an intuitive idea of the distribution spread*».

⁵⁶ Markowitz (1952) utilizou, pela primeira vez, o desvio-padrão como métrica de risco.

- **Métricas de Variação Adversa**

As métricas de variação adversa, conhecidas na literatura como *downside risk measures*, partem do pressuposto de que o risco apenas se materializa caso se registem perdas. Ignoram, portanto, eventuais ganhos que possam advir de variações favoráveis, sendo, por isso, também, designadas por *métricas assimétricas* (Meyfredi, 2004). No quadro das métricas de variação adversa, destacam-se as do tipo *lower partial moments* e o Valor-em-Risco (VaR).

As métricas do tipo *lower partial moments* são definidas como o n -ésimo momento abaixo de um quantil q . Genericamente, quanto maior for a ordem do momento, maior será a aversão ao risco. O menor momento parcial de segunda ordem (SLPM), também conhecido por *semi-variância*, é formalizado do seguinte modo:

$$SLPM = \int_{-\infty}^q (q-x)^2 f(x) dx = 2 \int_{-\infty}^q (q-x) F(x) dx \quad (3.3)$$

O menor momento parcial de primeira ordem (FLPM) é especificado por:

$$FLPM = \int_{-\infty}^q (q-x) f(x) dx = \int_{-\infty}^q F(x) dx, \quad (3.4)$$

enquanto o menor momento parcial de ordem zero (ZLPM) é dado por:

$$ZLPM = \int_{-\infty}^q f(x) dx = F(q) \quad (3.5)$$

Admitindo que $F(q)$ se encontra fixado em p , o inverso de ZPLM é equivalente a uma medida do tipo *Valor-em-Risco* (VaR), ou seja:

$$VaR_p = -F^{-1}(p) = -q \quad (3.6)$$

O VaR traduz o valor da perda potencial máxima para um nível de confiança predefinido – equivalente a $(1-p)$. Contudo, a aplicação desta métrica encontra-se sujeita a limitações, designadamente, segundo Szegö (2002), (i) não permite medir as perdas

que excedem o VaR; (ii) é susceptível de causar um estiramento da cauda da distribuição que excede o VaR (em caso de redução do VaR); (iii) pode conduzir ao aparecimento de resultados contraditórios, quando considerados níveis de confiança distintos; (iv) pode acarretar um aumento do risco e inviabilizar a soma do VaR de diferentes fontes de risco, no contexto da diversificação de carteiras; e (v) tem diversos extremos locais, conduzindo a uma ordenação de VaR instável. Cheng, Liu e Wang (2004) assinalam que o VaR é uma métrica de risco que apenas se focaliza na frequência dos incumprimentos, sem dar relevo à dimensão que os mesmos podem atingir. Como tal, a utilização deste tipo de medida, no âmbito do risco de crédito, é desaconselhada. Como fazem notar Danielsson et al. (2001, p. 1), «*VaR can destabilize an economy and induce crashes when they would not otherwise occur*».

- **Métricas Coerentes**

A medição do risco pode ser entendida como o estabelecimento de uma correspondência φ entre um espaço de variáveis aleatórias e um número real não negativo, ou seja: $\varphi: X \rightarrow \mathbb{R}$. Como é próprio das medidas de distância, exige-se que, genericamente, sejam satisfeitas três propriedades (Szegö, 2002). Em primeiro lugar, que a distância entre um ponto e ele próprio seja nula. Em segundo lugar, que a distância não se altere se esses dois pontos forem invertidos. E, em terceiro lugar, dados três pontos, que a distância entre qualquer par não seja maior do que a soma da distância entre os pares restantes. As propriedades assinaladas têm vindo a ser adaptadas à realidade e aos objectivos das métricas de risco. É o caso da proposta apresentada por Artzner, Delbaen, Eber e Heath (1997), que introduziu as chamadas *métricas de risco coerentes*. Atendendo à amplitude e ao nível de detalhe dessa proposta, especificam-se as propriedades essenciais, seguindo de perto a formalização avançada em Szegö (2002). Com efeito, φ será uma métrica de risco coerente se verificar as seguintes propriedades:

- Homogeneidade positiva: $\varphi(\lambda x) = \lambda \varphi(x)$ para todas as variáveis aleatórias x e para todos os números reais positivos λ .

- Sub-aditividade: $\varphi(x + y) \leq \varphi(x) + \varphi(y)$ para todas as variáveis aleatórias x e y .
- Monotonia: $x \leq y \Rightarrow \varphi(x) \leq \varphi(y)$ para todas as variáveis aleatórias x e y .
- Invariância transitória: $\varphi(x + \alpha r_0) = \varphi(x) - \alpha$ para todas as variáveis aleatórias x , para todos os números reais α e para todas as taxas de juro sem risco r_0 .

Do ponto de vista da racionalidade económica, as propriedades anteriores suscitam algumas observações. Em primeiro lugar, a propriedade da homogeneidade positiva reflecte o facto de, por exemplo, a duplicação do número de exposições numa carteira conduzir à duplicação do risco dessa carteira. Em segundo lugar, se uma métrica for sub-aditiva, não é possível reduzir o risco, por exemplo, pela substituição de uma carteira pelo que resulta do seu fraccionamento pelos activos que a compõem. Em terceiro lugar, a propriedade da monotonia implica que, se um projecto for preferido a outro, é porque o risco que tem implícito é também inferior. Por último, a invariância transitória assegura que a inclusão de um activo sem risco num rendimento aleatório r_0 conduz ao decréscimo do risco em proporção α .

Artzner et al. (1997) reconhecem que o VaR não verifica as propriedades mais relevantes (para efeitos de gestão do risco) das métricas de risco coerentes. Em alternativa, propõem a *Expected Shortfall* (ES), que corresponde à perda esperada nos piores 100 $\alpha\%$ dos casos, com a seguinte especificação:

$$ES_{\alpha} = -(1 - \alpha)^{-1} \int_0^{1-\alpha} F^{-1}(p) dp \quad (3.7)$$

Não obstante tratar-se de uma métrica que ultrapassa as principais limitações apontadas ao VaR, designadamente, a instabilidade da ordenação do risco quando considerados níveis de confiança distintos, Yamai e Yoshihara (2002, citados em Cheng, Liu e Wang, 2004) demonstraram que, em situações de tensão, também a *Expected Shortfall* (à semelhança do VaR, mas em menor dimensão) pode subestimar o risco de activos que apresentem distribuições com caudas longas, apesar de lidar melhor do que o VaR com a correlação entre a rendibilidade dos activos.

- **Métricas Coerentes Dinâmicas**

As métricas de risco apresentadas têm a particularidade de respeitarem a um único período temporal, apesar de a realidade dos mercados financeiros ser caracterizada por ritmos cada vez mais intensos de divulgação de informação, por alterações constantes das posições dos agentes e pela existência de actividade no período que antecede a maturidade, multiplicando-se os fluxos de caixa intermédios. Nestes termos, a utilização de métricas de risco estáticas pode dar origem a erros de avaliação. Enquadrado nestas preocupações, Wang (2002, citado em Riedel, 2003) introduziu as chamadas *métricas de risco dinâmicas*, a partir de um conjunto de métricas de risco condicionais. Pouco depois, Riedel (2003) recorreu a uma axiomática distinta para construir uma *métrica de risco coerente dinâmica*, apesar de o espaço de probabilidade ser assumido como finito.

Seguindo de perto a proposta de Riedel (2003), sobre métricas de risco coerentes dinâmicas com espaço de probabilidade finito, uma métrica de risco dinâmica $\rho = (\rho)_{t=0}^{T-1}$ consiste em mapeamentos do tipo $D \times \Omega \rightarrow \mathfrak{R}$ que respeitem as seguintes propriedades: (i) independência do passado, ou seja, os pagamentos efectuados no passado não constituem um indicador do risco futuro; (ii) adaptabilidade, isto é, apenas influenciada por informação divulgada; (iii) monotonia e (iv) invariância transitória. Riedel (2003) reconhece, também, a necessidade de verificação das propriedades de homogeneidade, sub-aditividade, consistência dinâmica – que estipula, por exemplo, que uma posição remunerada num determinado mês e aceite no mês antecedente seja igualmente aceitável um ano antes – e a propriedade da relevância, isto é, uma posição com rendimento futuro líquido negativo ou nulo, num estado da natureza, tem risco positivo.

Como assinalado, as métricas de risco coerentes dinâmicas com espaço de probabilidade finito não aderem à realidade que caracteriza os mercados financeiros. Korkmaz (2006) apresentou uma proposta em que o conjunto de estados possíveis é infinito, em que a avaliação do risco de um pagamento final, num momento futuro, passa pela introdução de um sistema de filtragem da informação disponível, em cada

período de tempo. Segundo Korkmaz (2006, p. 25), «*it is a dynamic convex (coherent) risk measure if all components ρ_n are conditional convex (coherent) risk measures*».

Antes de concluir este ponto, justificam-se algumas considerações sobre a utilidade das métricas de risco para a presente investigação. Em primeiro lugar, é necessário ter presente o conjunto de limitações assinalado, em especial, no que respeita à utilização do VaR. Em segundo lugar, o facto de o recurso à *Expected Shortfall* estar a ganhar expressão na regulamentação prudencial (por exemplo, no Canadá) e, recentemente, em sede dos modelos de capital económico. E, em terceiro lugar, sublinhar o interesse que as métricas de risco coerentes e dinâmicas começam a despertar.

Reunidas as considerações anteriores, e com o propósito de escolher uma métrica de risco que sirva os propósitos da presente investigação, é inegável reconhecer que aquela que, em tese, melhor captaria o risco de crédito seria, se não existissem constrangimentos, do tipo coerente dinâmica com espaço de probabilidade infinito, ou seja, a que estaria mais próxima da realidade dos mercados financeiros. Não obstante, é de salientar que as características de baixa sinistralidade dificultam e, em alguns casos, impossibilitam a construção de distribuições de perdas, o que inviabiliza a utilização deste tipo de métricas. É sobretudo para demonstrar esta realidade que se organizou a parte restante deste capítulo em torno das metodologias de avaliação do risco de crédito, e o próximo capítulo em torno do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, com realce para a vertente captada pela probabilidade de incumprimento.

3.2 Revisão da Literatura sobre Quantificação do Risco de Crédito

A definição de risco de crédito é um tema com presença assídua na literatura sobre Finanças, reflectindo a importância que congrega enquanto fonte principal de risco a que os bancos se encontram expostos. Para ilustrar alguns exemplos, seleccionou-se um conjunto de propostas, a partir do qual é possível detectar aspectos em comum. Cade (1997, p. 16) – em definição já apresentada no ponto 1.2 – entende que é «*risk of loss to the*

bank through default by an obligor». Awanou (2002, p. 1) considera que «*credit risk refers to the changes in credit quality of a security issuer or simply a counterparty*». O glossário dos indicadores de solidez financeira do FMI regista que é o «*risk that one party to a financial contract will fail to discharge an obligation and thus cause the other party to incur a financial loss*» (FMI, 2006, Apêndice VII). No contexto dos princípios de gestão do risco de crédito, divulgados pelo Comité de Basileia, «*credit risk is most simply defined as the potential that a bank borrower or counterparty will fail to meet its obligations in accordance with agreed terms*» (BCBS, 1999, p. 1). No Relatório de Estabilidade Financeira, de 2004, do Banco de Portugal, «*o risco de crédito para uma entidade credora está associado à existência de incerteza sobre a capacidade das contrapartes fazerem face às suas obrigações no que respeita ao serviço de dívida*» (Banco de Portugal, 2004, p. 67). No essencial, as propostas avançadas destacam as vertentes da incerteza, da incapacidade de cumprimento das obrigações assumidas e das perdas.

Regra geral, a definição de risco de crédito tem aparecido enquadrada no âmbito do tema da avaliação, sobre o qual se tem assistido, desde o final da última década do século XX, à multiplicação de propostas. Apesar de recente, a produção científica sobre quantificação do risco de crédito já inclui tentativas de sistematização, seja de forma directa – a partir de classificações objectivas – seja de forma indirecta – comprovável através da organização seguida em livros e em artigos.

Numa sistematização baseada nos artigos publicados no *Journal of Banking and Finance*, Altman e Saunders (1998, p. 9) distinguem “*expert systems and subjective analysis*”, “*accounting based credit-scoring systems*” e “*other (newer) models of credit risk measurement*”, em que, neste último grupo, são abrangidos os “*risk of ruin models*” – que engloba modelos baseados em técnicas de valorização de opções (Merton, 1974) –, os modelos baseados em informação sobre a estrutura temporal da taxa de juro, os modelos de sinistralidade (Altman, 1989) e os modelos que utilizam as redes neuronais. Saunders e Allen (2002, p. 9) tentam distinguir as abordagens tradicionais das novas abordagens, apesar de reconhecerem a dificuldade, dado que «*many of the better ideas of traditional*

models are used in the new models». No primeiro campo, incluem quatro classes de modelos – “*expert systems*”, “*neural networks*”, “*rating systems*” e “*credit scoring systems*”. No segundo campo, consideram os modelos baseados em opções (v.g. Moody’s KMV), os modelos de forma reduzida (v.g. Kamakura), a abordagem VaR (v.g. *CreditMetrics*), a “*macro simulation approach*” (v.g. *CreditPortfolioView*) e a “*insurance approach*” (v.g. *Credit Risk Plus*).

Allen (2002, p. 3) assinala «*three broad categories of traditional models used to estimate PD: (1) expert systems, including artificial neural networks; (2) rating systems; and (3) credit scoring models*» e trata, em secções autónomas, os modelos estruturais, os modelos de forma reduzida, os “*proprietary VaR models of credit risk measurement*” (v.g. *CreditMetrics*) e os “*mortality rate models*” (v.g. *CreditRiskPlus*). Altman, Resti e Sironi (2003), num artigo em que revisitaram a forma como a taxa de recuperação é tratada nos modelos de risco de crédito, concluem pela existência de duas categorias – “*credit pricing models*” e “*portfolio credit VaR models*”. Por sua vez, a primeira categoria integra os modelos estruturais de primeira e segunda gerações e os modelos de forma reduzida, enquanto a segunda categoria é ilustrada a partir de alguns exemplos –*CreditMetrics*, *CreditPortfolioView* e *Credit Risk Plus*.

Balcaen e Ooghe (2004), num artigo dedicado aos modelos / técnicas estatísticas de previsão de falência, consideram a análise univariada, os “*risk index models*”, a análise discriminante e os modelos de probabilidade condicionada. Por sua vez, Giesecke (2004, p. 3) considera a existência de «*three main quantitative approaches to analyzing credit risk*» – estrutural, forma reduzida e informação incompleta. Lando (2004), num livro dedicado à modelização do risco de crédito, inclui em capítulos autónomos os modelos baseados na Teoria das Opções, os modelos de intensidade e os “*rating-based term-structure models*”. As técnicas estatísticas que suportam alguns modelos são tratadas à parte e incluem a regressão logística, a análise discriminante, as regressões “*hazard*”, os métodos de sobrevivência em tempo contínuo e as cadeias de Markov.

Neves (2007) classifica os sistemas clássicos de análise do risco de crédito em sistemas de “*scoring*” (pontuação) e de “*rating*” (notação), admitindo que os primeiros podem ser divididos em modelos teóricos e em modelos empíricos, onde enquadra os que recorrem à análise multivariada, como a Análise Discriminante, o *Logit* e o *Probit*. Adicionalmente, reconhece o desenvolvimento recente de outros modelos, como os que se apoiam na inteligência artificial, os que recorrem a informação de mercado e os que utilizam a Teoria das Opções.

As referências anteriores ilustram as dificuldades em sistematizar e categorizar as diversas propostas de quantificação do risco de crédito, a que não é alheio o facto de os desenvolvimentos registados terem ocorrido no espaço de pouco mais de uma década. Por uma questão de abrangência, mas sem perder de vista a necessária consistência, optou-se por organizar a apresentação da literatura em torno da proposta de Neves (2007), complementada com as abordagens a partir das quais se desenvolveram a maioria dos modelos mais recentes (Giesecke, 2004). Para finalizar o capítulo, e dado que no final da apresentação de cada proposta são identificadas as principais críticas, abordam-se os novos caminhos da investigação.

3.2.1 Sistemas Clássicos de Análise do Risco de Crédito

Nos sistemas clássicos de análise do risco de crédito podem distinguir-se os sistemas de notação, ou *rating*, e os sistemas de pontuação, ou *scoring* (Neves, 2007). De acordo com o autor, o *rating* é um sistema de avaliação fundado em julgamentos qualitativos, enquanto o *scoring* é um sistema fundado em informação histórica, em que os processos mecânicos assumem papel preponderante.

A actividade de análise do risco de crédito através de sistemas de notação está intimamente ligada à informação divulgada aos investidores em emissões de dívida. Na verdade, quando uma entidade emite títulos de dívida, tem de cumprir o requisito legal de apresentar uma avaliação sobre o risco de crédito implícito, desenvolvida por

entidade independente. As principais agências de notação internacionais – como a Standard & Poor's e a Moody's – definiram escalas de notação, hoje completamente assimiladas como padrão, a partir das quais expressam esse risco de crédito. No caso dos bancos, a atribuição de notações é, também, muito importante, em particular para o custo de financiamento, o qual se encontra dependente, entre outros factores, dos níveis de solvabilidade, valorizados, por exemplo, a partir do excesso face aos mínimos regulamentares.

Os sistemas de *scoring* visam a classificação do risco de crédito de uma entidade a partir de informação de cariz histórico, referente a um conjunto de indicadores cuja capacidade para expressar esse risco se encontre devidamente comprovada. Em termos conceptuais, estes sistemas podem ser fundados na experiência dos analistas ou em técnicas estatísticas, a partir das quais é possível seleccionar as informações e correspondente ponderação, a ter em conta na avaliação do risco de crédito.

Antes de se proceder a uma análise mais detalhada sobre sistemas de notação e de pontuação, é importante recordar que, no contexto das alterações regulamentares introduzidas por Basileia II, os bancos, no método IRB, passam a basear o cálculo do capital regulamentar nos níveis de risco captados pelos sistemas de notação e de pontuação que desenvolverem, assegurado o conjunto de requisitos de elegibilidade.

3.2.1.1 Sistemas de Notação (*Rating*)

Os sistemas de notação do risco de crédito são normalmente associados a avaliações do tipo qualitativo, tentando enriquecer a análise através dos conhecimentos e da experiência dos analistas. Por oposto, encontram-se os sistemas de pontuação, de teor mecanicista e, por isso, aconselháveis para operações em que a homogeneidade dos factores que explicam o risco de crédito é mais evidente.

Na actualidade, o recurso a sistemas de notação está associado, em primeira linha, à emissão de títulos (seja de dívida seja de capital), a principal fonte de negócio das agências de *rating*, bem como a operações que, pela dimensão, justificam uma análise de

maior profundidade, em regra, conduzida pelas estruturas técnicas dos bancos, caso do crédito a grandes empresas.

Genericamente, a avaliação do risco de crédito através de sistemas de notação é traduzida através de uma classificação, fundada em critérios cada vez mais precisos, de acordo com uma escala. A intenção é a de que essa análise se possa materializar numa grandeza facilmente reconhecida pelos participantes do mercado. Com efeito, a partir da análise de um conjunto de aspectos que possam ser ilustrativos da capacidade do mutuário para gerar meios que assegurem o cumprimento dos compromissos que pretende assumir, muitos dos quais têm uma forte componente qualitativa e apelam aos conhecimentos e experiência dos analistas, o risco de crédito subjacente à operação é sintetizado através de uma classificação, a chamada *notação de risco*, ou *rating*, que é facilmente comparável, quer ao longo do tempo quer com outras operações.

No quadro dos imperativos de transparência cada vez mais exigidos pelo mercado, as agências de *rating* têm vindo a disponibilizar informação sobre os critérios que utilizam no processo de avaliação do risco de crédito. Para melhor ilustrar a realidade dos sistemas de notação, e dado o teor de novidade que contém, decidiu-se apresentar a metodologia publicada, no final, de 2007 pela agência de notação Moody's, sobre a atribuição de *ratings* a bancos, de acordo com o relatório «Bank Financial Strength Ratings: Global Methodology» (Moody's, 2007).

Sem entrar em detalhe sobre o trabalho de recolha de informação, e que envolve variadas entrevistas com os responsáveis da entidade objecto da avaliação, o processo de notação envolve três etapas. A primeira etapa consiste na determinação do chamado *Bank Financial Strength Rating* (BFSR). A segunda etapa visa a conversão do BFSR para a escala de notação genérica da Moody's. A terceira etapa diz respeito ao eventual reflexo do apoio de que o banco possa beneficiar, por exemplo, dada a natureza pública da propriedade.

A determinação do BFSR visa reflectir a solidez financeira da instituição em relação aos restantes bancos objecto de notação, vistos sob uma perspectiva de conjunto, através

de uma escala de treze pontos, compreendida entre «A» e «E» (com variações «+» e «-»). Para se chegar a esse *rating*, é avaliada a situação do banco sob cinco factores – valor do negócio, posicionamento de risco, ambiente regulamentar e ambiente de actuação, a que se juntam os de cariz financeiro. No quadro seguinte sistematizam-se esses factores e respectivos critérios, e clarifica-se a ponderação atribuída (adaptado de Moody's, 2007).

Quadro 5 – Factores Considerados na Determinação do BFSR (Moody's)

		Factores	Peso	Total	Critério	Peso	Total
Factores Qualitativos	70%	Valor do negócio	10%	7%	Quota de mercado e sustentabilidade	25.0%	1.8%
					Diversificação geográfica	25.0%	1.8%
					Estabilidade das receitas	25.0%	1.8%
					Diversificação das receitas	25.0%	1.8%
	Posicionamento de risco	30%	21%	Governo interno	16.7%	3.5%	
				Controlos e gestão do risco	16.7%	3.5%	
				Transparência das divulgações financeiras	16.7%	3.5%	
				Concentração do risco de crédito	16.7%	3.5%	
				Gestão de liquidez	16.7%	3.5%	
	Apetite por riscos de mercado	16.7%	3.5%				
	Ambiente regulamentar	30%	21%	Ambiente regulamentar	100%	21.0%	
	Ambiente de actuação	30%	21%	Estabilidade económica	33.3%	7.0%	
Integridade e corrupção				33.3%	7.0%		
Sistema legal				33.3%	7.0%		
Factores Financeiros	30%	Rentabilidade	15.75%	5%	Resultados antes de impostos e provisões em % da média dos RWA	50.0%	2.4%
					Resultado líquido em % da média dos RWA	50.0%	2.4%
		Liquidez	15.75%	5%	(Dívida – Activos líquidos) em % do Total do Activo	44.0%	2.1%
					Gestão de liquidez	56.0%	2.7%
					Rácio «Tier 1» (%)	50.0%	2.4%
		Adequação de Fundos Próprios	15.75%	5%	Capital tangível / Act. pond.risco (RWA)	50.0%	2.4%
		Eficiência	7%	2%	Rácio «Cost / Income»	100%	2.1%
		Qualidade do activo	15.75%	5%	Emprést. com problemas / Empréstimos	50.0%	2.4%
					Emprést. problemas / (Capital + Provisões)	50.0%	2.4%
		Score mínimo	30%	9%	Score mínimo dos fact. fin. (exc. Eficiência)	100%	9.0%

Em termos operacionais, a determinação do BFSR passa pela avaliação de cada um dos factores assinalados, cada qual objecto, por sua vez, de análise a partir de um conjunto de subfactores. Por exemplo, o factor *Ambiente de actuação* é avaliado através dos subfactores *Estabilidade económica*, *Integridade e corrupção* e *Sistema legal*. Por sua vez, o analista tem ao dispor uma grelha onde estão fixados os critérios para a atribuição de cada um dos pontos da escala. Para ilustrar, o quadro seguinte reproduz os critérios relativos ao subfactor *Estabilidade económica* (adaptado de Moody's, 2007).

Quadro 6 – Critérios de Classificação para o Subfactor Estabilidade Económica

A	B	C	D	E
Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB < 2.3	Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB entre 2.3 - 4	Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB entre 4 - 7	Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB entre 7 - 12	Desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB > 12

Depois de qualificados todos os subfactores, de acordo com os critérios de classificação, é atribuído um valor numérico a cada ponto da escala, de modo a operacionalizar o cálculo. Por exemplo, se o banco em análise estivesse instalado numa economia em que o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB fosse equivalente a 3, o valor numérico correspondente seria 4. A este valor seria aplicada a ponderação assinalada no quadro da página anterior (7%). Com a determinação do BFSR, resultante da qualificação de todos os subfactores e da aplicação dos correspondentes ponderadores, conclui-se a primeira etapa, que se materializa num valor numérico, convertido agora em sentido inverso para a escala entre «A» e «E» e respectivas variações. Seria o caso de um valor resultante da ponderação de todos os subfactores equivalente a 7, a que corresponde um BFSR de «C».

Na segunda etapa, processa-se a conversão do BFSR para a escala de notação (global, não específica da notação de bancos) da Moody's (entre «Aaa» e «C»). Seguindo o mesmo caso, o BFSR de «C» – *adequate intrinsic financial strength* – seria convertido numa notação «A3», situada na *categoria de investimento*. A última etapa consiste em reflectir apoios de que a instituição beneficie, seja por via da natureza da propriedade ou da integração num grupo.

Apesar de para a maioria dos subfactores o grau de precisão dos critérios que o analista tem de avaliar ser bastante elevado – o que também se prende com imperativos de transparência –, dando abertura a uma conotação mais próxima com os sistemas de pontuação, é de assinalar que a metodologia do BFSR é simplesmente *«a tool to help Moody's analysts and rating committees in arriving at a rating decision»* (Moody's, 2007, p. 1).

3.2.1.2 Sistemas de Pontuação (*Scoring*)

Os sistemas de pontuação utilizam informação histórica para classificar o risco subjacente a uma operação de crédito. No caso das empresas, é comum o recurso a rácios e outros indicadores para aferir sobre a capacidade para cumprir as obrigações associadas. No caso do retalho, os elementos de base prendem-se com informação sobre a situação socioeconómica do mutuário, conjugada com dados sobre o relacionamento com a instituição. De acordo com Neves (2007), os sistemas de pontuação podem ser teóricos, quando se baseiam na sensibilidade, experiência e conhecimento do analista, ou empíricos, quando se apoiam em técnicas estatísticas para seleccionar a informação relevante e fixar a respectiva ponderação, sempre com o objectivo de classificar o mutuário num grau de risco.

Os sistemas empíricos recorrem a técnicas estatísticas paramétricas ou não paramétricas, sendo mais comuns as primeiras, de onde sobressaem as análises univariadas e multivariadas (Neves, 2007). A vertente que tem maior utilização na análise do risco de crédito está ligada à análise multivariada, que integra a Análise Discriminante, o *Logit* e o *Probit*. Em seguida, apresentam-se algumas destas técnicas utilizadas na análise multivariada e caracterizam-se dois modelos reconhecidos na literatura económica – *Z-Score*, baseado nos trabalhos pioneiros do Professor Altman, e *CreditPortfolioView*, desenvolvido pela empresa de consultoria McKinsey & Company – ligados, respectivamente, à técnica da Análise Discriminante e ao *Logit*. A escolha destes modelos é justificada pelas referências na literatura, que se podem entender como confirmação da sua representatividade na área ligada à utilização de técnicas estatísticas.

- **Análise Discriminante**

A *Análise Discriminante* é uma técnica que visa a determinação da melhor forma de separar grupos com diferentes características. Na área do risco de crédito são referenciados os trabalhos pioneiros de Altman (1968), que propôs uma metodologia

baseada na Análise Discriminante, chamada *Z-Score*, que vários autores – *v.g.* Allen (2002) – qualificam como marco no desenvolvimento das técnicas de quantificação do risco de crédito.

A Análise Discriminante tem subjacente uma hipótese central – a existência de duas ou mais populações normalmente distribuídas, com médias distintas. Trata-se de uma metodologia estatística desenvolvida nos anos de 1930 para o tratamento de problemas de classificação em Botânica. No caso da modelização de incumprimentos, as duas populações ou grupos correspondem àqueles que, ao longo de um período relevante, vão ou não registar incumprimentos. Outra hipótese é a de que as matrizes de dispersão (variância-covariância) são iguais para todos os grupos e que estes são discretos e identificáveis (Neves e Silva, 1998). O ponto de partida situa-se na construção de uma amostra constituída por características (multivariável) de N empresas que não registam incumprimento e de D empresas que incumprem, respectivamente, (x_1^0, \dots, x_N^0) e (x_1^1, \dots, x_D^1) , em que x_i^0 (x_i^1) é um vector de características para a empresa 0 (1) pertencente ao grupo N (D). Perante a disponibilidade de uma nova observação, o objectivo consiste em decidir se o vector de características associado pertence a uma empresa que vai ou não sobreviver – isto é, que vai ou não incumprir. Lando (2004) assinala duas possibilidades para apoio da decisão e que conduzem ao mesmo tipo de função discriminante – Decisão Teórica e teste do Rácio de Verosimilhança.

Antes de concretizar a primeira possibilidade, é necessário especificar a notação aplicável. A média dos dois grupos é identificada por μ^0 e por μ^1 , a matriz de variância-covariância é representada por Σ e as densidades (multivariável) associadas por ϕ_0 e por ϕ_1 . O custo inerente à classificação errada de uma empresa no grupo N (D) quando, de facto, pertence ao grupo D (N) é dado por $c(0|1)$ [$c(1|0)$]. Se a regra de decisão colocar uma empresa no grupo 0 quando as suas características pertencerem ao conjunto R_0 e ao grupo 1 quando as suas características pertencerem ao complementar R_1 , torna-se possível calcular a probabilidade dos diferentes tipos de classificação. A probabilidade de classificar uma empresa no grau i quando pertence a j é dada por:

$$p(i|j) = \int_{R_i} \phi_j(x) dx, \quad i = 1, 2 \text{ e } j = 1, 2 \quad (3.8)$$

O custo inerente aos erros de classificação pode ser especificado do seguinte modo:

$$q_1 p(0|1) c(0|1) + q_0 p(1|0) c(1|0) \quad (3.9)$$

Anderson (1984, citado em Lando, 2004) demonstrou que o custo anterior é minimizado com a utilização de uma função discriminante com a seguinte forma:

$$d(x) = x' \Sigma^{-1} (\mu^0 - \mu^1) - 1/2 (\mu^0 - \mu^1)' \Sigma^{-1} (\mu^0 - \mu^1) \quad (3.10)$$

e com a inclusão da empresa com características x , no grupo 0, se $d(x) > \log K$ e, no grupo 1, se $d(x) < \log K$, sendo K equivalente a:

$$K = \frac{q_1 c(0|1)}{q_0 c(1|0)} \quad (3.11)$$

Como assinala Lando (2004), a função discriminante irá incluir os parâmetros das populações, estimados a partir das seguintes especificações:

$$\hat{\mu}^0 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i^0 \quad \text{e} \quad \hat{\mu}^1 = \frac{1}{D} \sum_{i=1}^D x_i^1 \quad (3.12)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{N+D-2} \left[\sum_{i=1}^N (x_i^0 - \hat{\mu}^0)(x_i^0 - \hat{\mu}^0)' + \sum_{i=1}^D (x_i^1 - \hat{\mu}^1)(x_i^1 - \hat{\mu}^1)' \right] \quad (3.13)$$

A segunda possibilidade assinalada por Lando (2004), para apoio da decisão, é o teste do *Rácio de Verosimilhança*, proposto por Anderson (1984). À semelhança da *Decisão Teórica*, o ponto de partida é a disponibilidade de uma nova observação e a existência de uma amostra de empresas (com descrição das respectivas características) que não registaram incumprimentos. Em concreto, o teste consiste na estimação dos parâmetros μ^0 e μ^1 e de Σ através da regressão dos mínimos quadrados (OLS), admitindo, em

primeiro lugar, que a nova observação x é incluída na amostra das empresas que não registaram incumprimentos e, em segundo lugar, que a observação é incluída na amostra das empresas que incumpriram. Prevalecerá a decisão a que corresponda maior verosimilhança. A atribuição de probabilidades de incumprimento fica, contudo, comprometida se apenas for utilizado o desenho proposto para o teste do Rácio de Verosimilhança. De facto, permite identificar a distribuição das características da empresa, condicionada à existência de incumprimentos. A atribuição de probabilidades de incumprimento a partir de um determinado conjunto de características, ou seja, a probabilidade (q) de pertencer ao grupo i , só é possível com o recurso ao Teorema de Bayes. Assim, sendo Y o indicador de incumprimento da empresa e ϕ_i a função densidade de uma distribuição $N(\mu^i, \Sigma)$, obtém-se:

$$p(x) := P[Y = 1 | X = x] = \frac{q_1 \phi_1(x)}{q_0 \phi_0(x) + q_1 \phi_1(x)} \quad (3.14)$$

→ **Z-Score (Zeta Services, Inc.)**

O *Z-Score* é uma das referências do trabalho do Professor Edward Altman sobre a possibilidade de uma empresa entrar em falência, através da utilização da Análise Discriminante (Altman, 1968). O ponto de partida dessa investigação foi uma amostra inicial de dois grupos, cada um com 33 observações, de empresas que tinham ou não solicitado protecção face a credores, ao abrigo da legislação dos EUA, no horizonte entre 1946 e 1965. Depois de efectuados os necessários ajustamentos aos dados que compunham a amostra (por exemplo, para garantir homogeneidade e representatividade), seguiu-se a fase de selecção. Partindo de variáveis reconhecidas em estudos anteriores como potencialmente relevantes para sinalizar dificuldades em empresas, foi seleccionado um conjunto de 22 rácios, classificados nas seguintes categorias: liquidez, rendibilidade, endividamento, solvência e funcionamento. Da correspondente avaliação resultaram 5 variáveis (sob a forma de rácio) que asseguram

melhor capacidade de previsão de incumprimento, depois de terem sido seguidos os seguintes passos (Altman, 1968):

- (i) observação da significância estatística das diversas funções alternativas, incluindo as contribuições relativas de cada variável independente;
- (ii) avaliação da correlação entre as variáveis relevantes;
- (iii) observação do grau de precisão dos vários perfis; e
- (iv) julgamento do analista.

A função discriminante encontrada foi a seguinte (Altman, 1968):

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.999X_5 \quad (3.15)$$

em que: $X_1 =$ Fundo de Maneio / Activo Total
 $X_2 =$ Resultados Transitados e Reservas / Activo Total
 $X_3 =$ Resultados Operacionais / Activo Total
 $X_4 =$ Valor de Mercado do Capital Próprio / Valor de Mercado do Capital Alheio
 $X_5 =$ Vendas / Activo Total

Do conjunto de testes realizado merece destaque os que envolveram 86 empresas, no horizonte 1969-1975, 110 empresas que entraram em falência entre 1976 e 1995 e 120 em idênticas condições entre 1997 e 1999. Com base num valor de segregação de 2.675, o nível de precisão oscilou entre 82% e 94%. O erro de tipo II registou, contudo, um aumento entre 15 e 20%, tendo 10% das empresas apresentado *Z-Scores* inferiores a 1.81. Testes mais recentes confirmam a subida do valor médio de *Z* (de 4-5 para quase 10, em 1999) mas, como sublinha Altman (2000, p. 17), «*the majority of increase in average Z-Scores was due to the dramatic climb in stock prices and its impact on X_4* ». Como consequência, o valor de corte foi fixado em 1.81, fazendo descer o nível global de erro. Mais tarde, o modelo foi adaptado a empresas não cotadas, sendo necessário introduzir uma alteração na variável X_4 , através da substituição, no denominador, do valor de mercado pelo valor contabilístico. A especificação resultante foi a seguinte:

$$Z' = 0.717X_1 + 0.847X_2 + 3.107X_3 + 0.420X_4 + 0.998X_5 \quad (3.16)$$

Apesar de, em geral, o modelo passar a evidenciar uma ligeira deterioração do nível de precisão – aumento do erro de tipo I (de 6% para 9%) e manutenção do erro de tipo II (3%) –, foi possível definir um valor de corte mais baixo (1.23) e contornar a influência do comportamento do mercado de capitais sobre a variável X_4 . Posteriormente, foram postas em prática novas revisões, destinadas a acomodar determinadas particularidades – casos do alargamento a empresas fora do sector produtivo, dada a maior sensibilidade da variável X_1 , e a mercados emergentes⁵⁷.

Em 1977, com base num conjunto de alterações introduzidas ao *Z-Score*, Altman, Haldeman e Narayanan (1977) propõem o modelo *Zeta*, com o objectivo de «*to construct, analyze and test a new bankruptcy classification model which considers explicitly recent developments with respect to business failures*» (Altman, 2000, p. 27).

Por se tratar de um modelo que é objecto de exploração comercial (pela Zeta Services, Inc.), algumas das suas características não são de domínio público. Contudo, foi divulgado que o grau de precisão se situa entre 90% e 70%, respectivamente sobre a capacidade de antecipação de falência a um e a cinco anos. A amostra que serviu de base à especificação do modelo foi composta por 53 empresas que registaram falência e por 58 em que tal não foi registado, com igual repartição entre os ramos da indústria e do comércio a retalho. É de notar que cerca de 94% das falências ocorreram entre 1969 e 1975. Os dados de cada empresa foram objecto de ajustamento, de modo a acomodar algumas alterações do foro contabilístico, entretanto ocorridas – interesses minoritários, *goodwill*, custos de I&D, entre outras. O conjunto de 27 variáveis foi dividido nos seguintes grupos: rendibilidade, cobertura e outras remunerações relativas a medidas de alavancagem, liquidez, rácios de capitalização, variabilidade dos lucros e outras (Altman, 2000). Na sequência de um processo iterativo para redução do número de

⁵⁷ Por exemplo, Altman, Hatzell e Peck (1995) aplicaram o modelo a empresas mexicanas que tinham emitido *Eurobonds* denominadas em Dólares dos EUA.

variáveis, e que envolveu um conjunto de procedimentos de validação, foi possível seleccionar as variáveis que asseguram maior fiabilidade e consistência ao modelo:

- X_1 = Rendibilidade do Activo (Resultados Operacional / Activo Total)
- X_2 = Estabilidade da rendibilidade (medida normalizada do erro de estimação de X_1 , entre 5 e 10 anos)
- X_3 = Serviço de dívida (medido pelo logaritmo dos Resultados Operacionais / Custos Financeiros)
- X_4 = Rendibilidade Acumulada (Resultados Transitados e Reservas / Activo Total)
- X_5 = Liquidez (Rácio tradicional de liquidez)
- X_6 = Capitalização (Capital Próprios / Capital Total)
- X_7 = Dimensão (medida pelo logaritmo do Activo Tangível)

A informação disponível sobre o modelo, designadamente ao nível dos ponderadores e dos valores de corte, é reduzida. Apenas foi tornado público que a variável X_4 contribui, em cerca de 25%, para a capacidade de discriminação do modelo. Por outro lado, o valor de corte foi fixado em (-0.338) e a sua variação tem implicações não despreciables nos erros de tipo I e de tipo II⁵⁸ – se o *cut-off* ficar situado em (-0.337), o erro de tipo I passa de 3.8% para 7.6% e o erro de tipo II passa de 10.3% para 7%. Em comparação com o modelo *Z-Score*, a capacidade de antecipar a falência em 1 ano é semelhante (em torno de 95%), mas é substancialmente diferente quando esse horizonte é alargado – o modelo *Zeta* assegura valores da ordem dos 70%, em 5 anos, enquanto o *Z-Score* garante apenas metade. Como salienta Altman (2000, p. 4), «*the Zeta model for assessing bankruptcy risk of corporations demonstrates improved accuracy over existing failure classification model (Z-Score) and, perhaps more importantly, is based on data more relevant to current conditions and to a larger number of industrial firms*».

Saunders (1999) reúne algumas das principais críticas apontadas ao *Z-Score* (e, pela proximidade, ao modelo *Zeta*). Em primeiro lugar, trata-se de um modelo linear,

⁵⁸ O erro do tipo I corresponde à probabilidade de se rejeitar a hipótese de se tratar de um mau mutuário quando, de facto, se trata de um mau mutuário, enquanto o erro do tipo II traduz a probabilidade de se rejeitar a hipótese de se tratar de um mau mutuário quando, de facto, se trata de um bom mutuário.

enquanto os episódios de falência são, como é sabido, caracterizados pela não linearidade e pelo relacionamento entre as variáveis utilizadas. Em segundo lugar, a utilização de rácios contabilísticos, em detrimento de informação de mercado (a excepção é a variável X_4 no *Z-Score* e X_6 no *Zeta*). Em terceiro lugar, a capacidade para discriminar empresas cuja condição se deteriore rapidamente (por exemplo, durante a crise asiática) ou em que a envolvente em que actuam sofra alterações frequentes – é apontado o caso do Brasil, em que o *Z-Score* evidenciou capacidade para captar situações de incumprimento durante a segunda metade da década de 1970, mas não revelou o mesmo desempenho quando o cenário macroeconómico passou a ser marcado pela estabilidade dos preços.

Paralelamente a estas críticas reunidas por Saunders (1999), é necessário não perder de vista, por um lado, que o modelo foi especificado a partir de um número limitado de empresas e, por outro lado, que não está disponível a informação necessária para concluir sobre a profundidade do processo de validação. Neste contexto, os resultados deste modelo devem ser interpretados com as devidas reservas, e são suficientes para afastar qualquer tentativa de o utilizar na aplicação que se pretende desenvolver nesta investigação.

- *Logit*

O *Logit* foi introduzido, no domínio das Finanças, por Ohlson (1980) e, apesar da utilização em diferentes áreas, como a Demografia, tem sido empregue na estimação da probabilidade de uma empresa entrar em incumprimento, condicional a um conjunto de características, através da estimação não linear da máxima verosimilhança – veja-se, entre outros, Lizal (2002) e Becchetti e Sierra (2003). Ao nível da hipótese sobre a distribuição de probabilidade, assume uma distribuição «Logística».

No *Logit* recorre-se à estimação não linear da máxima verosimilhança para obter estimativas dos parâmetros de um modelo (também chamado “*modelo Logit*”) com as seguintes características (Hosmer e Lemeshow, 1989):

$$P_i(X_i) = \frac{1}{\left[1 + \exp^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}\right]} = \frac{1}{\left[1 + \exp^{-D_i}\right]} \quad (3.17)$$

em que $P_i(X_i)$ representa a probabilidade de incumprimento dado um vector de atributos (X_i) , β_j o coeficiente do atributo j ($=1, \dots, n$), X_{ij} o valor do atributo j para a empresa i e D_i o *Logit* para a empresa i . Lando (2004) especifica o modelo representado na equação anterior do seguinte modo:

$$\text{logit}[P_i(X_i)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n, \text{ sendo } \text{logit}(x) = \log\left(\frac{x}{1-x}\right) \quad (3.18)$$

Em qualquer das formas apresentadas, a combinação de diferentes atributos é traduzida através de uma pontuação (*score*), a qual sinaliza a vulnerabilidade ou a probabilidade de incumprimento. A utilização da função Logística implica que a pontuação *Logit* P_1 se situe no intervalo $[0, 1]$ e evolua no mesmo sentido de D_i . Assim, se ao estatuto de incumprimento for atribuído o valor 1, uma pontuação elevada significa maior probabilidade de incumprimento.

O *Logit* permite a afectação de mutuários aos grupos de cumprimento e de incumprimento com base na pontuação alcançada, que é situada através de um valor de corte ("*cut-off*") definido para a distinção desses grupos. Se a pontuação ultrapassar o valor de corte, o mutuário é classificado num grupo. Se não o ultrapassar, é classificado no outro grupo. A precisão e fiabilidade do modelo podem ser captadas à luz de diversas medidas de avaliação, designadamente, erros do tipo I e do tipo II, percentagem de classificações correctas, *Receiver Operating Curve* (representação gráfica do poder discriminante de um sistema de notação), coeficiente de Gini e medidas de Entropia⁵⁹

⁵⁹ As *Medidas de Entropia* traduzem o ganho, em termos de eliminação da incerteza, quando é realizada determinada experiência, por exemplo, a observação do estado de insolvência do mutuário. Tal incerteza

Em termos de hipóteses de trabalho, o *Logit* pode considerar-se menos restritivo do que a Análise Discriminante. De facto, não estabelece exigências sobre a distribuição das variáveis independentes – não exige que as variáveis tenham distribuição «Normal» ou que partilhem as matrizes de dispersão – nem sobre as probabilidades (prévias) de incumprimento. De qualquer modo, é exigido, em primeiro lugar, que a variável independente seja dicotómica, com grupos discretos, não sobrepostos e identificáveis, e, em segundo lugar, que a dimensão dos erros de tipo I e II seja considerada na selecção do valor de distinção dos grupos. Sobre esta segunda hipótese, é de realçar que muitos autores optam por minimizar o erro total e assumem, implicitamente, que os erros de tipo I e de tipo II são equivalentes – veja-se, por exemplo, Hsieh (1993). Não obstante, Koh (1992) demonstrou que a escolha de valores de distinção óptimos é robusta face a diferentes especificações ou custos de classificação incorrecta.

As principais vantagens que o *Logit* evidencia são, em primeiro lugar, a facilidade de obtenção da probabilidade de incumprimento a partir do respectivo *output*, dado que a pontuação *Logit* se situa entre zero e um (Ohlson, 1980). Em segundo lugar, os coeficientes estimados podem ser interpretados, em separado, como o significado de cada variável independente na explicação da probabilidade de incumprimento estimada, desde que assegurada a ausência de multicolinearidade entre as variáveis (Zavgren, 1985). E, em terceiro lugar, permite a utilização de variáveis qualitativas com categorias, em vez de exigir dados contínuos (Keasey e Watson, 1987).

Em relação às insuficiências do *Logit*, é possível identificar várias referências na vasta investigação publicada. Desde logo, e talvez a mais enfatizada (por exemplo, Doumpos e Zopoudinis, 1999), a sensibilidade à inclusão de variáveis com elevada correlação (multicolinearidade), preocupação que é reforçada perante a utilização generalizada de rácios financeiros como variáveis explicativas para a determinação de probabilidades de incumprimento. Depois, a susceptibilidade dos resultados perante observações

será tanto maior quanto menor for o poder discriminante do sistema de notação, verificando-se, no limite, que a incerteza é total se a PD associada a cada grau de risco for a mesma.

discordantes (“*outliers*”) e registos incompletos, impondo a necessidade de correcção prévia do conjunto de dados (Joos, Vanhoof, Ooghe e Sierens, 1998). Finalmente, e apesar de a metodologia não exigir que as variáveis sigam uma distribuição «Normal», existe evidência, em alguns estudos, de elevada sensibilidade a variáveis caracterizadas por afastamento extremo a essa distribuição (McLeay e Omar, 2000).

→ ***CreditPortfolioView* (McKinsey & Company)**

O *CreditPortfolioView* é um modelo de quantificação do risco desenvolvido por Wilson (1987) e adoptado pela McKinsey & Company. Trata-se de um modelo multi-factorial que recorre ao *Logit* para simular a distribuição condicional conjunta de incumprimento e as probabilidades de migração entre graus de risco, em diferentes ramos de actividade. Com efeito, a distribuição é condicionada pelo comportamento de factores macroeconómicos – taxa de desemprego, taxa de crescimento do produto, taxa de juro de longo prazo, taxa de câmbio, despesa pública e taxa de poupança agregada. Apesar de partir do pressuposto de que os ciclos económico e de crédito são próximos, evidencia melhor aderência em mutuários cujas probabilidades de incumprimento apresentem maior sensibilidade ao andamento do ciclo económico – abaixo da chamada categoria de investimento (*speculative grade*⁶⁰).

Em termos de construção, as probabilidades de incumprimento são modelizadas como funções do tipo *Logit*, em que a variável independente é um índice específico do grau da qualidade de crédito da economia do país a que o mutuário pertence, e que depende de variáveis macroeconómicas correntes e desfasadas, ou seja:

$$P_{j,t} = \frac{1}{1 + e^{-Y_{j,t}}}, \quad (3.19)$$

⁶⁰ Recorrendo à notação da Standard & Poor’s, a categoria de investimento situa-se entre “AAA” e “BBB-”. Abaixo desta última notação, encontra-se a categoria de especulação (*speculative grade*).

em que $P_{j,t}$ é a probabilidade de incumprimento condicionada no período t para mutuários situados abaixo da categoria de investimento no país / ramo de actividade j e $Y_{j,t}$ é o valor de um índice obtido a partir de um modelo multi-factorial, descrito em seguida. O índice macroeconómico visa captar o andamento da economia e resulta do seguinte modelo multi-factorial:

$$Y_{j,t} = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}X_{j,1,t} + \beta_{j,2}X_{j,2,t} + \dots + \beta_{j,m}X_{j,m,t} + v_{j,t}, \quad (3.20)$$

sendo $Y_{j,t}$ o valor do índice no período t para o j -ésimo país/ramo/grau especulativo, $\beta_j = (\beta_{j,0}, \beta_{j,1}, \beta_{j,2}, \dots, \beta_{j,m})$ os coeficientes a estimar, $X_{j,t} = (X_{j,1,t}, X_{j,2,t}, \dots, X_{j,m,t})$ os valores das variáveis macroeconómicas do j -ésimo país/ramo de actividade para o período t e v_j o termo que representa o erro, que se assume independente de $X_{j,t}$ e idêntica e normalmente distribuído. Admitindo que cada variável macroeconómica segue um modelo auto-regressivo univariável de segunda ordem, as duas equações anteriores, em conjunto com a equação seguinte, formam o sistema que permite determinar as probabilidades de incumprimento:

$$X_{j,i,t} = \gamma_{j,i,0} + \gamma_{j,i,1}X_{j,i,t-1} + \gamma_{j,i,2}X_{j,i,t-2} + e_{j,i,t} \quad (3.21)$$

A determinação das matrizes de transição condicionais ao estado da economia é baseada em dados históricos das agências de *rating* Moody's e Standard & Poor's e fornece informação sobre probabilidades de migração da qualidade do crédito, calculadas através de médias históricas com vinte anos de profundidade temporal e que cobrem, portanto, mais do que um ciclo de actividade. Relativamente ao comportamento das probabilidades de incumprimento abaixo da *categoria de investimento*, é de admitir que, em períodos de recessão, registem um agravamento e um maior número de migrações no sentido da degradação da qualidade do crédito. Dito de outro modo, sendo SDP_t a probabilidade de incumprimento simulada abaixo da categoria de investimento e sendo ϕSDP a probabilidade de incumprimento incondicional – ditada pela média histórica – para a mesma categoria, será de esperar que:

$$\frac{SDP_t}{\phi SDP_t} > (<)1, \text{ em períodos de recessão (expansão) económica} \quad (3.22)$$

Nessa perspectiva, as formulações anteriores servem para ajustar a matriz de transição através do comportamento do rácio $P_{j,t} / \phi SDP$, para que seja captado o efeito do andamento do ciclo económico, isto é:

$$M_t = M\left(\frac{P_{j,t}}{\phi SDP}\right), \quad (3.23)$$

sendo as matrizes de transição multi-período determinadas a partir da seguinte expressão:

$$M_T = \prod_{t=1, \dots, T} M\left(\frac{P_{j,t}}{\phi SDP}\right) \quad (3.24)$$

Em síntese, a proposta da McKinsey tem por referência a ligação da alteração da qualidade do crédito a factores macroeconómicos. Trata-se de uma metodologia exigente em termos de dados, em particular, sobre desagregação sectorial. Todavia, e citando Crouhy et al. (2000, p. 117), importa ter em conta que *«it is not clear that the proposed methodology performs better than a simple Bayesian model where the revision of the transition probabilities would be based on the internal expertise accumulated (...)»*.

3.2.2 Modelização do Risco de Crédito

No subponto anterior percorreram-se os sistemas clássicos de análise do risco de crédito, repartidos entre sistemas de notação (*rating*) e de pontuação (*scoring*), e fortemente conotados com a necessidade de os bancos se dotarem com metodologias de suporte às decisões sobre operações de crédito. É neste contexto que se pode interpretar o recurso a técnicas estatísticas, como a Análise Discriminante, para melhor fundamentar a classificação dos mutuários em termos de risco de crédito. Não obstante,

os sistemas clássicos não partilham um quadro conceptual de referência, apesar da consistência e racionalidade económicas que procuram preservar.

Neste subponto caracterizam-se os quadros conceptuais que servem de referência a um conjunto de modelos de risco de crédito, sobre o qual tem recaído a atenção dos investigadores, como atesta quer o ritmo de produção científica quer os desenvolvimentos de que têm sido alvo. O objectivo deste subponto passa, por conseguinte, por analisar o teor desse quadro conceptual, recorrendo à classificação proposta por Giesecke (2004), que reconhece três abordagens principais – estrutural, forma reduzida e informação incompleta.

Na abordagem estrutural⁶¹ são estabelecidas hipóteses sobre os activos do mutuário, composição de capital e nível de endividamento. O incumprimento ocorrerá se os activos forem insuficientes para fazer face às responsabilidades, podendo estas ser entendidas como uma opção sobre os activos do mutuário. Na abordagem da forma reduzida não são analisados os factores estruturais que conduzem à situação de incumprimento. Ao invés, decompõem-se os *spreads* de crédito para determinar a estrutura temporal do incumprimento, sendo a probabilidade de incumprimento modelizada através de uma função de intensidade estocástica. A abordagem da informação incompleta pode ser entendida como sistematização das abordagens anteriores, como uma espécie de abordagem híbrida (Capponi e Cvitanic, 2009).

3.2.2.1 Modelos Estruturais

Os modelos estruturais partem das propostas de Black e Scholes (1973) e de Merton (1974) acerca da fonte principal de incerteza que acompanha o risco de crédito – o valor de mercado de uma empresa – sendo os passivos entendidos como responsabilidades contingentes sobre os respectivos activos.

⁶¹ Esta designação resulta do facto de os *inputs* serem dados estruturais, nomeadamente, rácios financeiros.

Considere-se uma empresa com valor de mercado V , que representa o valor actualizado dos seus fluxos de caixa esperados no futuro. Essa empresa é financiada por capital social e pela emissão de obrigações de cupão zero, de valor nominal K , com maturidade na data T . A obrigação contratual da empresa é, então, devolver o montante K aos investidores, no momento T . Assumindo que as cláusulas da emissão reconhecem prioridade absoluta aos investidores, que poderão controlar a empresa, caso o pagamento integral dos compromissos não seja assegurado, o momento de incumprimento τ é uma variável aleatória discreta dada por:

$$\tau = \begin{cases} T & \text{se } V_T < K \\ \infty & \text{se } V_T \geq K \end{cases} \quad (3.25)$$

Em termos gráficos, a situação pode ilustrar-se do seguinte modo (Giesecke, 2004):

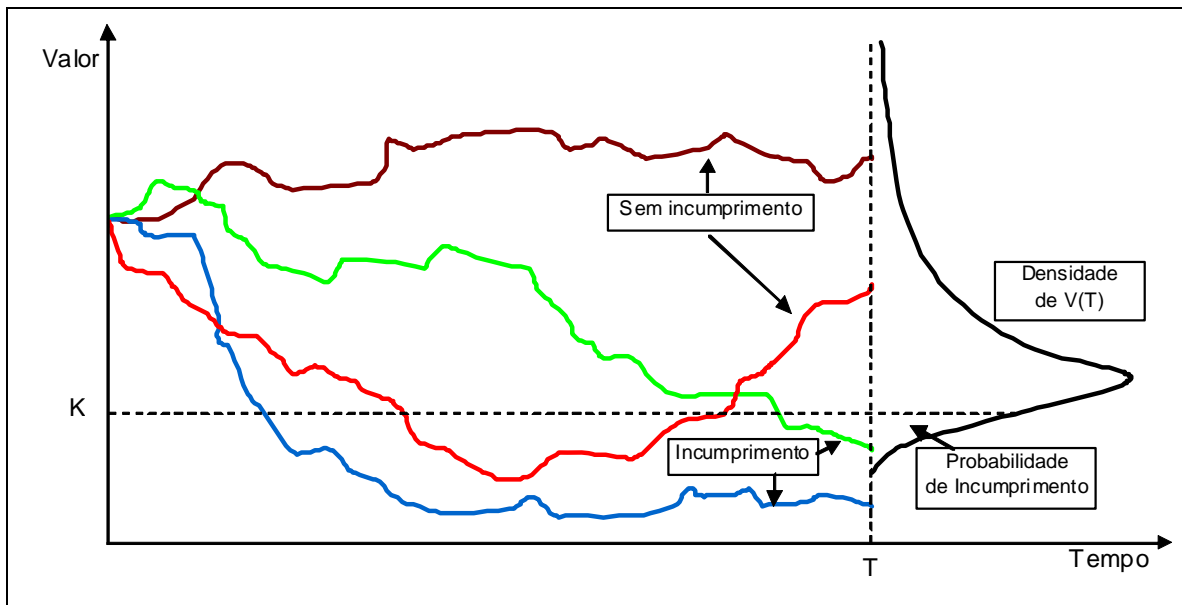


Figura 10 – Momento de incumprimento no modelo estrutural

Para determinar a probabilidade de incumprimento, será necessário estabelecer hipóteses sobre a distribuição dos activos na maturidade das obrigações. A configuração mais frequente para traduzir a evolução do preço dos activos ao longo do tempo é o movimento Browniano geométrico:

$$\frac{dV_t}{V_t} = \mu dt + \sigma dW_t, \quad V_0 > 0, \quad (3.26)$$

em que $\mu \in \mathfrak{R}$ é um parâmetro *drift*, $\sigma > 0$ é um parâmetro de volatilidade e W é um movimento Browniano. Sendo $m = \mu - \frac{1}{2}\sigma^2$, pelo Lema de Ito, obtém-se:

$$V_t = V_0 e^{mt + \sigma W_t} \quad (3.27)$$

Dado que W_T segue uma distribuição «Normal» com média zero e variância T , as probabilidades de incumprimento $[p(T)]$ são dadas por:

$$p(T) = P[V_T < K] = P[\sigma W_T < \log L - mT] = \Phi\left(\frac{\log L - mT}{\sigma\sqrt{T}}\right) \quad (3.28)$$

em que $L = K/V_0$ é o rácio inicial de alavancagem e Φ é a função de distribuição «Normal». Admitindo que a empresa não poderá proceder à recompra de acções nem aumentar o nível de endividamento, a remuneração da dívida emitida no momento T resultará de duas possibilidades. Se o valor dos activos (V_T) for equivalente ou superior ao valor nominal das obrigações (K), os obrigacionistas receberão o pagamento previsto, restando aos accionistas a parcela $V_T - K$. No caso contrário ocorre um incumprimento e a propriedade da empresa será transferida para os obrigacionistas, que sofrerão uma perda equivalente à parcela $V_T - K$.

A remuneração é obtida a partir de uma carteira composta por um empréstimo não exposto a incumprimento, de valor nominal K e maturidade T , e de uma opção de venda (do tipo europeu) sobre os activos da empresa, com preço de exercício K e maturidade T . O valor das acções no momento T é dado por $E_T = \text{Max}(0; V_T - K)$, correspondendo à remuneração de uma opção de compra sobre os activos da empresa, com preço de exercício K e maturidade T . Por outras palavras, o problema da definição do preço de dívida exposta a risco de crédito transita para a definição do preço de opções, podendo

ser solucionado através do modelo proposto por Black e Scholes (1973), a partir da fórmula de cálculo do preço de uma opção de compra (C):

$$E_0 = C(\sigma, T, K, r, V_0) = V_0 \Phi(d_+) - e^{-rT} K \Phi(d_-), \quad (3.29)$$

em que

$$d_{\pm} = \frac{\left(r \pm \frac{1}{2}\sigma^2\right)T - \log L}{\sigma\sqrt{T}} \quad (3.30)$$

Por outro lado, sendo o preço das obrigações de cupão zero dado por $[K \text{ Exp } (-rT)]$, com T representando a maturidade, o valor correspondente das obrigações sujeitas a risco de crédito será (designando P a fórmula de Black e Scholes para opções de venda):

$$B_0^T = Ke^{-rT} - P(\sigma, T, K, r, V_0), \quad (3.31)$$

Tendo em conta que o valor da opção de venda não é mais do que o valor presente das perdas sofridas pelos obrigacionistas em caso de incumprimento, ou seja, é equivalente ao desconto praticado entre obrigações expostas e não expostas a risco de crédito $[K \text{ Exp } (-rT)]$, então:

$$B_0^T = V_0 - V_0 \Phi(d_1) + e^{-rT} K \Phi(d_2), \quad (3.32)$$

permitindo verificar a seguinte identidade, em conjunto com (3.16):

$$V_0 = E_0 + B_0^T \quad (3.33)$$

Da equação anterior resulta que a soma dos valores das acções e da dívida não depende do rácio de alavancagem, apesar da ligação (individual). No caso em presença, o valor de mercado de uma empresa e o seu rácio de alavancagem estão desligados, o que não é uma característica partilhada por todos os modelos de risco de crédito.

O *spread*, equivalente à diferença entre a rendibilidade obtida por uma obrigação exposta a risco de crédito e por uma obrigação não exposta a risco de crédito, representa

o prémio de risco que os investidores exigem para aceitarem a exposição a perdas resultantes de eventuais incumprimentos. Dado que o rendimento $y(t,T)$ de uma obrigação com preço $b(t,T)$ satisfaz a igualdade $b(t,T) = \exp[-y(-t,T)(T-t)]$, o *spread* $S(t, T)$, no momento T (com \bar{B}_t^T a designar o preço de uma obrigação não exposta a risco de crédito com maturidade T), será equivalente a:

$$S(t, T) = -\frac{1}{T-t} \log \left(\frac{B_t^T}{\bar{B}_t^T} \right), \quad T > t \quad (3.34)$$

A estrutura temporal dos *spreads* resulta da representação de $S(t, T)$ face a T , fixando t . No modelo Black e Scholes, $\bar{B}_t^T = K \exp[-r(T-t)]$, de onde se obtém:

$$S(0, T) = -\frac{1}{T} \log \left[\Phi(d_-) + \frac{1}{L} e^{rT} \Phi(-d_+) \right], \quad T > 0, \quad (3.35)$$

que é função da maturidade T , da volatilidade do activo σ , do rácio de alavancagem inicial L e da taxa de juro do activo sem risco r .

Tentando resumir as características principais dos modelos estruturais, Neves (2007, p. 229) assinala que permitem «determinar o grau de cobertura da dívida pelos activos a valor de mercado, tendo em consideração a volatilidade no valor dos mesmos, determinando a probabilidade de o activo cair abaixo do valor da dívida». Na verdade, a ideia essencial é a de que a informação implícita na evolução das cotações pode ser utilizada como medida de risco de incumprimento, uma vez que o incumprimento ocorre quando o valor de mercado dos activos descer abaixo do ponto de incumprimento (equivalente ao valor da dívida). Formalmente, cada operação de crédito é entendida como uma responsabilidade contingente sobre o valor dos activos do mutuário, cujo preço é passível de cálculo através da Teoria das Opções.

Os alicerces teóricos da abordagem estrutural estão ligados ao modelo de Merton (1974) e são reconhecidos, na literatura sobre Finanças, como intuitivos, pois «referring to

economic fundamentals, such as for example the structure of the balance sheet of the company» (Jeanblanc e Cam, 2007, p. 1). Não obstante, têm sido igualmente expostos a um escrutínio apertado por parte da comunidade científica.

As críticas apontadas à abordagem estrutural e, por inerência, aos modelos que a tomam por referência, são variadas. Servigny e Renault (2002) destacam as dificuldades ligadas à valorização dos activos, ainda mais evidentes quando se entra no campo do *goodwill* e dos elementos fora do balanço ou quando se pretende estimar a volatilidade dos activos, neste caso condicionada pela reduzida frequência das observações. Na mesma linha, Jeanblanc e Cam (2007) referem a complexidade de determinação do ponto abaixo do qual é despoletado o incumprimento. Jarrow e Deventer (2004) assinalam o carácter restritivo de algumas das hipóteses assumidas, designadamente, que a estrutura de capital da empresa é estática e que as taxas de juro são constantes ao longo do tempo. Altman, Resti e Sironi (2003) colocam em causa a hipótese de que o valor dos activos é contínuo ao longo do tempo, expressando a dificuldade em lidar com eventos imprevistos, dado que o momento de incumprimento pode ser previsto antes de ocorrer, o que conduz a *spreads* irrealistas no curto prazo. De igual modo, questionam a assunção de que os incumprimentos ocorrem apenas na data de vencimento das responsabilidades, sem deixarem de registar que, em empresas em que a estrutura de capital tenha mais do que uma classe de dívida, é necessário especificar o respectivo grau de prioridade.

Com o objectivo de ilustrar a investigação realizada em torno dos pressupostos da abordagem estrutural, apresentam-se exemplos ligados quer aos desenvolvimentos no próprio quadro conceptual quer a soluções construídas por empresas especializadas. No primeiro caso incluem-se as extensões ao modelo de Merton (1974) e o modelo ASRF (*Asymptotic Single Risk Factor*), da autoria de Gordy (2003), que serviu de base à calibração das fórmulas do método IRB de Basileia II. Compreensivelmente, este é um dos modelos mais em voga actualidade. No segundo caso, o modelo *PortfolioManager*,

comercializado pela Moody's KMV, escolhido por ser uma das soluções mais representadas na comunidade bancária, no domínio das carteiras de crédito.

- **Extensões do Modelo de Merton**

A referência aos trabalhos pioneiros de Merton (1974), em que a ocorrência de incumprimento corresponde ao ponto em que os activos de um mutuário caem abaixo de determinado nível, marca muitas das propostas que têm surgido na literatura sobre risco de crédito. Nesse sentido, o valor dos activos evolui do seguinte modo:

$$\frac{dV_t}{V_t} = (r_t + \lambda_t - \delta)dt + \sigma dW, \quad (3.36)$$

em que r é a taxa de juro de um activo sem risco, λ é o prémio de risco, W é um processo de Wiener⁶² e δ é a remuneração do activo (*payout ratio*). Dado o processo anterior, a probabilidade de incumprimento num determinado horizonte será equivalente à primeira passagem de V aquém do limite de incumprimento (V^*). Para um dado valor inicial dos activos (V_0), a influência dos parâmetros individuais sobre a probabilidade de incumprimento teórica é a seguinte:

$$\frac{dPD}{dV^*} > 0; \quad \frac{dPD}{d\sigma} > 0; \quad \frac{dPD}{dr} < 0; \quad \frac{dPD}{d\lambda} < 0; \quad \frac{dPD}{d\delta} > 0 \quad (3.37)$$

Seguindo de perto o critério utilizado por Tarashev (2005), é possível encontrar propostas em que a determinação do ponto de incumprimento é exógena ao modelo e outras em que é parte integrante do problema de optimização do mutuário. No primeiro caso incluem-se os modelos de Longstaff e Schwartz (1995), Collin-Dufresne e Goldstein

⁶² *Processo de Wiener* é a designação de um processo estocástico contínuo. É também conhecido por Movimento Browniano, na sequência dos trabalhos de Robert Brown. Um Processo de Wiener (W_t) apresenta três características: (i) $W_0 = 0$; (ii) W_t é contínuo; e (iii) W_t tem incrementos independentes com distribuição «Normal» – valor esperado μ e variância σ^2 .

(2001) e Huang e Huang (2003). No segundo caso encontram-se os modelos propostos por Anderson, Sundaresan e Tychon (1996) e por Leland e Toft (1996). Os três primeiros exemplos têm em comum a particularidade de o limite de incumprimento (V^*) não se encontrar especificado, sendo associado a informação histórica. Com efeito, sendo a parcela de activos em incumprimento dada por α e o valor nominal da dívida dado por P , V^* é definido de modo a que a $(1 - \alpha)V^*/P$ seja equivalente a uma estimativa da taxa de recuperação após incumprimento (Tarashev, 2005). Os modelos partilham também o pressuposto de que a dívida tem maturidade infinita. Trata-se de uma hipótese que se prende, essencialmente, com aspectos normativos, mas que torna impossível «*to capture the empirical regularity that borrowers are less likely to default over a given horizon if they are to repay the debt principal further in the future*» (Tarashev, 2005, p. 5). A diferença principal entre os três modelos situa-se na escolha do processo estocástico e destina-se a captar factos estilizados nos dados que tenham implicações potenciais importantes para o risco de crédito.

→ **Longstaff e Schwartz (1995)**

O modelo tem a particularidade de introduzir o efeito estocástico da taxa de rendibilidade de um activo sem risco no processo de valorização dos activos. A correlação entre essas duas variáveis aleatórias é negativa, traduzindo a acção da subida das taxas de juro sobre o andamento da actividade económica. Em concreto, a equação (3.23) passa a ter a seguinte especificação:

$$dr_t = k_r (\bar{r} - r_t) dt + \sigma_r dW_t^r, \quad (3.38)$$

em que \bar{r} é a taxa de rendibilidade de longo prazo de um activo sem risco, r_t é a taxa de juro de um activo sem risco, k_r representa a velocidade média de reversão e σ_r a volatilidade instantânea da taxa de rendibilidade de um activo sem risco. Apesar de o multiplicador incluído na equação (3.37) sugerir que uma subida das taxas de juro conduz a uma descida da probabilidade de incumprimento, a correlação negativa

$Cor(dW_t^r, dW_t) \equiv \sigma_{rv} < 0$ aponta para que um valor mais elevado da taxa de juro do activo sem risco se reflecta sobre o valor dos activos, agravando a probabilidade de incumprimento. Longstaff e Schwartz (1995) adiantam que a importância relativa desse efeito é mais acentuada quando a volatilidade dos activos é maior e/ou quando a correlação $\sigma_{rv}/\sigma_r\sigma$ é próxima de (-1).

→ **Collin-Dufresne e Goldstein (2001)**

Collin-Dufresne e Goldstein (2001) constataram a existência de uma relação entre a emissão de dívida nas empresas e o valor dos respectivos activos. A emissão de dívida aumenta (diminui) quando aumenta (diminui) o valor dos activos das empresas. Trata-se de um efeito de reversão no rácio de alavancagem não captado pelo modelo de Longstaff e Schwartz (1995). Collin-Dufresne e Goldstein (2001) introduzem o efeito de reversão nos modelos estruturais através da ligação entre o limite de incumprimento (V^*) e o valor dos activos (V_t). Ou seja, V^* tem um comportamento dinâmico para acompanhar a evolução de V_t . Admitindo que V_t^* é uma fracção constante do valor da dívida, obtém-se:

$$d \ln V_t^* = k_l (\ln V_t - \ln V_t^* - v) dt, \quad k_l > 0, v > 0 \quad (3.39)$$

Os parâmetros k_l e v são relevantes para o comportamento da probabilidade de incumprimento. No primeiro caso sinaliza a aproximação do rácio $\ln(V_t/V_t^*)$ ao valor de longo prazo v , ou seja, dado que $v > 0$, então um aumento em k_l conduz à redução da probabilidade de incumprimento. No segundo caso representa o risco de V_t assumir valores inferiores a V_t^* . Como, por definição, $v > 0$, admite-se que, na ausência de perturbações sobre os activos, o seu valor fique situado acima do limite de incumprimento.

→ **Huang e Huang (2003)**

O modelo proposto por Huang e Huang (2003) parte de evidência empírica sobre o comportamento anti-cíclico do prémio de risco sobre acções. A especificação introduzida incorpora a existência de correlação negativa entre o prémio de risco e os choques não antecipados no rendimento dos activos, ou seja:

$$d\lambda_t = k_\lambda \left(\bar{\lambda} - \lambda \right) dt + \sigma_\lambda dW_t^\lambda, \quad \text{cor}(dW_t^\lambda, dW_t) \equiv \sigma_{\lambda v} < 0 \quad (3.40)$$

A alteração de longo prazo no valor dos activos é traduzida por $\bar{\lambda}_t$, que se reflecte com maior impacto no parâmetro de reversão da média k_λ . Por outro lado, a pressão sobre a probabilidade de incumprimento com origem no valor (negativo) de dW_t é compensada por uma modificação mais vincada do valor dos activos a longo prazo.

Os três modelos anteriores têm a particularidade de a determinação do ponto de incumprimento ser exógena. Também de acordo com o critério utilizado por Tarashev (2005), existem outras propostas em que essa determinação é parte integrante do problema de optimização do mutuário. É o caso dos modelos de Anderson, Sundaresan e Tychon (1996) e de Leland e Toft (1996), nos quais é ao mutuário que incumbe a decisão de incumprimento. Existem duas diferenças essenciais nestes modelos relativas às hipóteses implícitas nessa decisão. Por um lado, no primeiro é admitida a renegociação dos termos do contrato de crédito, enquanto no segundo o serviço de dívida é apenas justificado pela taxa esperada de remuneração futura. Por outro lado, a maturidade da dívida não é limitada no primeiro modelo, enquanto no modelo de Leland e Toft (1996) a empresa apenas poderá emitir dívida num horizonte finito.

→ **Anderson, Sundaresan e Tychon (1996)**

Na sequência de incumprimento, os credores confrontam-se com duas possibilidades: ou procedem à liquidação da empresa ou aceitam os termos de um novo

contrato de emissão de dívida. Para os accionistas, a segunda solução será a mais favorável. De forma a prevenir a exploração de eventuais oportunidades de arbitragem, é necessário admitir que o valor da dívida aumenta com o valor dos activos. Em particular, é aventada a hipótese de o valor da dívida antes e após a ocorrência de incumprimento se alterar apenas marginalmente. Dado o custo de liquidação da empresa (K), o valor da dívida após incumprimento é definido pelos accionistas como $V_t - K$, o que significa que os credores são indiferentes entre renegociarem a dívida ou liquidarem a empresa. O valor da dívida antes do incumprimento é uma função crescente dos activos, mas é agravado pela existência de uma taxa de cupão mais elevada e por uma menor volatilidade do activo. Quando os activos igualarem o limite de incumprimento de equilíbrio (V^*), os valores da dívida anterior e posterior ao incumprimento serão equivalentes. Os autores demonstram, ainda, que a redução dos custos de liquidação conduz ao aumento do valor da dívida após o incumprimento, à redução da capacidade de negociação dos devedores e ao agravamento do valor da dívida antes do incumprimento.

→ **Leland e Toft (1996)**

Uma das particularidades deste modelo consiste na repercussão do incumprimento sobre o valor das acções. Assim, a subida da cotação das acções pode ser interpretada como um aumento da propensão para assegurar o serviço de dívida. Tudo o resto constante, o valor da empresa deteriora-se com a subida do custo de incumprimento, o qual se assume ser uma fracção exógena dos activos. Em contrapartida, é insensível à maturidade em que se vai vencendo a dívida. O resultado principal do modelo proposto por Leland e Toft (1996) pode ser traduzido através da seguinte relação: o valor das acções decresce (cresce) com o custo de incumprimento, mas aumenta (diminui) com o tempo que decorre até à maturidade da dívida.

- **Modelo Implícito no Método das Notações Internas – IRB (Basileia II)**

Um aspecto central de qualquer sistema de supervisão prudencial situa-se na determinação do nível de fundos próprios que cada instituição deve deter. No método IRB, os pressupostos assentam na frequência de insolvências (decorrentes de perdas em operações de crédito) que as autoridades de supervisão estão dispostas a aceitar. Em concreto, através de um modelo de carteira estocástico, é possível estimar a dimensão das perdas que será excedida, tolerando uma probabilidade (reduzida) de insolvência⁶³ pré-definida. Os fundos próprios serão, pois, fixados de modo a que a probabilidade de serem ultrapassados por perdas não esperadas seja ténue.

Admitindo que as perdas esperadas são cobertas por provisões, se o capital for fixado para suportar as perdas não esperadas, então a probabilidade de insolvência corresponde ao nível de confiança, que é fixado, em Basileia II. Como assinalado no ponto 1.3.3.2, os requisitos de fundos próprios, no método IRB, destinam-se apenas a cobrir (com um determinado nível de confiança) as perdas não esperadas (UL), enquanto a cobertura das perdas esperadas (EL), equivalente (em valor) a $PD \times LGD \times EAD$, é assegurada pela constituição de provisões.

As fórmulas de ponderação do risco utilizadas na determinação de requisitos de fundos próprios, no método IRB, baseiam-se num modelo desenvolvido por Gordy (2003), no qual é contemplada uma restrição a fim de possibilitar a sua utilização para fins regulamentares. Trata-se de assegurar que os requisitos de fundos próprios de qualquer exposição dependem apenas do risco intrínseco da mesma e não do risco subjacente à carteira em que está integrado. Por outras palavras, trata-se de um modelo em que a componente de risco sistemático é eliminada, o que exige que «*the model should be portfolio invariant*» (BCBS, 2005a, p. 4).

⁶³ A probabilidade de insolvência deve ser interpretada num sentido amplo. «*The case of bank failing to meet its senior obligations*» é o exemplo apresentado em BCBS (2005, p. 2).

Gordy (2003) reitera que os modelos de carteira do tipo VaR para risco de crédito, e os modelos implícitos em Basileia II são compatíveis. Para tal, demonstra que os primeiros devem respeitar duas condições: por um lado, que a correlação entre os mutuários seja determinada por um único factor de risco sistemático e, por outro lado, que cada exposição represente apenas uma pequena parcela do total da carteira (granularidade infinita). As duas propriedades anteriores são verificadas em modelos do tipo ASRF (*Asymptotic Single Risk Factor*), dado que «(...) *all systematic (or system-wide) risks, that affect all borrowers to a certain degree, like industry or regional risks, are modelled with only one (the "single") systematic risk factor*» (BCBS, 2005, p. 5). O modelo ASRF permite, portanto, a estimação da soma das perdas esperadas e não esperadas associadas a cada exposição, através do cálculo da perda esperada condicional, dado o valor do factor único de risco sistemático.

Uma vez que, no modelo ASRF, a perda esperada condicionada é expressa pelo produto entre PD e LGD, as instituições devem estimar probabilidades de incumprimento médias que reflectam as taxas de incumprimento esperadas, admitindo situações normais de actividade. Para que seja possível calcular a perda esperada condicional, as probabilidades de incumprimento (médias) estimadas são transformadas em probabilidades de incumprimento condicionadas, por recurso a uma função (regulamentar) de afectação (*mapping function*)⁶⁴. Importa assinalar que as probabilidades de incumprimento condicionadas reflectem as taxas de incumprimento, dado o valor (definido regulamentarmente) do factor de risco sistemático (o qual é comum a todas as exposições da carteira). É de notar, ainda, que as questões de diversificação e concentração não são especificamente tratadas no modelo ASRF.

Ao invés do tratamento conferido às probabilidades de incumprimento, Basileia II não integra nenhuma função que assegure a transformação das LGD médias esperadas

⁶⁴ Trata-se de uma função construída a partir de uma adaptação do modelo de Merton (1974), cuja filosofia foi apresentada anteriormente, e que se encontra especificada na equação (1.3), em concreto, através da distribuição «Normal Inversa».

para situações regulares de mercado, em LGD consistentes com um valor (fixado regulamentarmente) do factor de risco sistemático. Como solução, é exigido que as instituições estimem perdas em caso de incumprimento que reflectam condições económicas desfavoráveis (as chamadas *downturn LGD*), dado que as mesmas serão mais plausíveis em situações de degradação da actividade.

Dadas as condições anteriores, a perda esperada condicionada de uma exposição é estimada através do produto entre a probabilidade de incumprimento condicionada e a *downturn LGD*, podendo, portanto, concluir-se que, no modelo ASRF, o total dos recursos (fundos próprios e provisões) que uma instituição deve constituir para cobertura, respectivamente, das parcelas de UL e da EL de uma exposição, é equivalente à respectiva perda esperada condicionada. Será do somatório de todos os recursos que se encontram afectos à totalidade das exposições que resultará o cumprimento de um objectivo para o VaR de uma carteira.

Para uma apreciação mais formal, recorreu-se à especificação do modelo ASRF, seguindo a notação proposta por Hamerle, Liebig e Rösch (2003). A estrutura foi concebida para modelizar a variação (do logaritmo) dos activos, ou seja, a rendibilidade. Desse modo, a remuneração de um activo i ($i=1, \dots, N$), no momento t ($t=1, \dots, T$), é representada por uma variável aleatória com distribuição «Normal», com média $E(R_{it}|Y_{it-1}) = \mu_{it}$ e variância $Var(R_{it}|Y_{it-1}) = \sigma_i^2$, isto é:

$$R_{it} = Y_{it} - Y_{it-1} \sim N(\mu_{it}, \sigma_i^2) \quad (3.41)$$

Por hipótese, os desvios da remuneração dos activos face à média são explicados por um único factor sistemático F_t , que afecta todas as remunerações em simultâneo, e por N factores idiossincráticos U_{it} , que atingem cada uma dessas remunerações. Assim, todas as empresas integradas num determinado segmento de risco encontram-se expostas a um factor comum b , com a seguinte repercussão:

$$R_{it} = \mu_{it} + bF_t + \varpi U_{it}, \quad (3.42)$$

em que F_t e U_{it} ($i=1,\dots,N$ e $t=1,\dots,T$) seguem uma distribuição «Normal» com média nula e desvio-padrão unitário. Quanto à componente de risco específico, é assumido que os movimentos idiossincráticos são independentes do factor sistemático e que não incorporam qualquer tipo de relação quando estão envolvidos diferentes mutuários. Adicionalmente, é admitido que todas as variáveis são independentes. Reunidas as hipóteses anteriores, e para um segmento de risco específico, a variância, a covariância e as correlações entre os mutuários i e as remunerações j são especificadas, respectivamente, por:

$$\sigma_i^2 = \text{Var}(R_{it}) = b^2 + \varpi^2 = \sigma^2 \quad (3.43)$$

$$\sigma_{it} = \text{Cov}(R_{it}, R_{jt}) = b^2 \quad i \neq j \quad (3.44)$$

$$\rho_{it} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} = \left(\frac{b}{\sigma}\right)^2 \quad i \neq j \quad \text{com } i, j = 1, \dots, N \quad (3.45)$$

Na acepção de Basileia II, a probabilidade de incumprimento para um período é designada por *probabilidade de incumprimento incondicional*, uma vez que sinaliza a probabilidade de o valor de um activo ser inferior a um determinado limite, mas sem dispor de informação sobre a ocorrência do factor aleatório comum. A especificação dessa probabilidade de incumprimento toma a seguinte forma:

$$\lambda_{it} = P(Y_{it} < c_{it}) = P(R_{it} < c_{it} - Y_{it-1}) = P\left(\frac{R_{it} - \mu_{it}}{\sigma} < \frac{c_{it} - y_{it-1} - \mu_{it}}{\sigma}\right) = \Phi(\alpha_{it}) \quad (3.46)$$

em que $\alpha_{it} := c_{it} - y_{it-1} - \mu_{it} / \sigma$ e Φ representa a função de distribuição «Normal».

Paralelamente à probabilidade de incumprimento incondicional está também contemplada, na proposta do BCBS, uma probabilidade de incumprimento condicional, dada a disponibilidade de informação sobre a ocorrência do factor aleatório comum. A sua formalização é a seguinte:

$$\lambda_{it}(f_t) = P\left(\frac{R_{it} - \mu_t}{\sigma} < \alpha_{it} | f_t\right) = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\lambda_{it}) - \frac{b}{\sigma} f_t}{\sqrt{1 - \left(\frac{b}{\sigma}\right)^2}}\right), \quad (3.47)$$

correspondendo Φ^{-1} à função de distribuição «Normal Inversa» (Hamerle et al., 2003).

Antes de detalhar os dois parâmetros determinados regulamentarmente – nível de confiança e correlação – importa ter presente que o modelo ASRF, na especificação incorporada em Basileia II, tem implícita uma probabilidade de 0.5% para o factor comum (f_t na notação da equação anterior), a que corresponde um valor normalizado de (-2.5758). É igualmente assumido que uma proporção de 20% da variância total é explicada por factores sistemáticos – $(b/\sigma)^2$ na notação da mesma equação. Nos termos anteriores, a probabilidade de incumprimento condicional é equivalente a:

$$\lambda_{it}(-2.5758) = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\lambda_{it}) - \sqrt{0.2} \times 2.5758}{\sqrt{0.8}}\right) \quad (3.48)$$

Em relação ao nível de confiança, o valor considerado é de 99.9%, o que significa que se admite que uma instituição pode vir a sofrer perdas que excedam o total dos seus recursos (fundos próprios de base e complementares), em média, uma vez em cada 1.000 anos (*vide* equação 1.3). As justificações apresentadas para a escolha deste valor prendem-se com aspectos de natureza prudencial, principalmente, a limitada capacidade de absorção de perdas dos fundos próprios complementares e a protecção face a erros de estimação.

De acordo com BCBS (2005), a determinação dos valores da correlação nas fórmulas de ponderação do risco para soberanos, bancos e empresas teve como referência dados das autoridades de supervisão dos países do G10 sobre taxas de incumprimento e sobre correlações entre mutuários. Da análise desses dados foi possível inferir que a correlação decrescia quando as probabilidades de incumprimento se agravavam e crescia com a

dimensão das empresas. No primeiro caso, a justificação aponta para que a probabilidade de incumprimento mais elevada de uma exposição reflecta maior importância do risco específico (condições individuais) face ao risco sistemático (andamento do ciclo económico). No segundo caso, a justificação radica na dependência mais acentuada das empresas de maior dimensão face ao comportamento da actividade económica, em comparação com a importância notória dos factores particulares, ou idiossincráticos, no caso de empresas de menor dimensão. A solução adoptada para a especificação da correlação consistiu na construção de um intervalo de variação, com limite inferior de 12% e limite superior de 24%, respectivamente para probabilidades de incumprimento máxima e mínima. As correlações entre os valores mencionados foram modelizadas através de uma distribuição «Exponencial» (ponderada), dependente da probabilidade de incumprimento. O ritmo de variação decrescente é significativo para os valores mais baixos da probabilidade de incumprimento, sendo o respectivo ritmo imposto pelo chamado “factor K”, que se encontra fixado em 50 (*vide* equação 1.2). Por outro lado, há a assinalar a inclusão de um ajustamento de dimensão para acomodar empresas com volume de vendas anual entre 5 e 50 milhões de euros. Caso os valores correspondentes sejam inferiores a 5 milhões de euros, o ajustamento ficará cingido a 0.04, posicionando o intervalo de correlação entre [8%, 20%].

- ***PortfolioManager* (Moody’s KMV)**

O *PortfolioManager* permite a determinação da probabilidade de incumprimento em carteiras de crédito, tendo por base o modelo proposto por Merton (1974). Em termos metodológicos, baseia-se no princípio de que as alterações da qualidade do crédito não são apenas o resultado de ajustamentos na taxa de incumprimento. Ou seja, as taxas de incumprimento são contínuas, enquanto, por comparação, as notações das agências de *rating* são ajustadas de forma discreta. Por outro lado, e com base em estudos levados a cabo para averiguar a divergência ou convergência das taxas de incumprimento e das probabilidades de transição observadas no passado com as registadas no presente, foi

detectado que a taxa média de incumprimento excede a mediana da taxa de incumprimento de cada grau de notação, o que poderá sugerir a existência de erros de medição. Para ultrapassar alguns condicionalismos relacionados com a disponibilidade de informação, o cálculo da probabilidade de incumprimento actual é centrado na determinação da chamada *Frequência Esperada de Incumprimento* (*Expected Default Frequency – EDF*). A probabilidade de incumprimento passa a ser função da estrutura de capital, da volatilidade da remuneração dos activos e do valor dos activos na actualidade. Basicamente, a EDF pode ser interpretada como uma ordenação cardinal dos mutuários relativamente ao risco de incumprimento, face ao *ranking* ordinal proposto por agências de notação (Crouhy et al., 2000).

O *PortfolioManager* recorre à metodologia de Black e Scholes, seguindo a perspectiva de Merton (1974) sobre a determinação do preço de opções no contexto do risco de crédito. Em concreto, o cálculo da probabilidade de incumprimento num horizonte temporal decorre de seis variáveis: valor do activo no presente, distribuição do valor do activo no horizonte escolhido, volatilidade do valor do activo no futuro, valor do ponto de incumprimento, taxa de crescimento esperada do valor do activo e amplitude temporal. No plano gráfico, assume uma configuração semelhante à apresentada na Figura 8, em que ocorre incumprimento se o valor dos activos cair abaixo de um determinado ponto. A probabilidade de incumprimento corresponderá, portanto, à probabilidade de o valor do activo cruzar esse ponto. Para a determinar é necessário percorrer três etapas: estimar o valor de mercado e a volatilidade dos activos, calcular a distância para o incumprimento e converter a distância para o incumprimento em probabilidade de incumprimento.

A estimação do valor de mercado dos activos e da respectiva volatilidade é facilitada pela disponibilidade de informação sobre a cotação de títulos de capital e de dívida. Quando tal não sucede, é recorrente a utilização de uma abordagem de definição do preço baseada em opções, como o modelo de Merton (1974), na linha do modelo de Black e Scholes (1973).

Atendendo a que a possibilidade de ocorrência de variações adversas no relacionamento entre o valor dos activos e o ponto de incumprimento tem implicações na determinação precisa da probabilidade de incumprimento, a etapa de determinação da probabilidade de incumprimento é intercalada pelo cálculo da *Distância Para o Incumprimento* (DPI). Trata-se do número de desvios-padrão que separa o valor dos activos de uma situação de incumprimento. Com efeito, dado que a aba da distribuição do valor dos activos delimitada pelo valor total das responsabilidades não é uma medida precisa sobre a probabilidade de incumprimento, a DPI é calculada de acordo com a seguinte fórmula:

$$DPI = \frac{\ln \frac{V_A}{X_t} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t}{\sigma_A \sqrt{t}}, \quad (3.49)$$

ou seja, é equivalente à diferença entre o valor esperado dos activos e o ponto de incumprimento (dívida de curto prazo e parte da dívida de médio e longo prazos), medida pelo desvio-padrão da remuneração futura dos activos. Genericamente:

$$DPI = \frac{\text{Valor de mercado dos activos} - \text{Ponto de incumprimento}}{\text{Valor de mercado dos activos} \times \text{Volatilidade do activo}} \quad (3.50)$$

Na terceira etapa procede-se à conversão da DPI em probabilidade de incumprimento, recorrendo a dados históricos. Para tal, o método empregue contabiliza o número de incumprimentos registado entre mutuários com DPI equivalente. Por exemplo, se entre 1.000 mutuários com DPI=5, houve 10 incumprimentos, então a probabilidade de incumprimento será equivalente a 1% (10/1000). Essa probabilidade de incumprimento é designada por *Expected Default Frequency* (EDF).

Em termos conceptuais, a probabilidade de incumprimento no momento t (p_t) resulta da probabilidade de o valor de mercado dos activos (V_A) ser inferior ao valor nominal das responsabilidades (X_t), quando as mesmas atingem a maturidade, conforme segue:

$$p_t = \Pr[V_A^t \leq X_t | V_A^0 = V_A] = \Pr[\ln V_A^t \leq \ln X_t | V_A^0 = V_A] \quad (3.51)$$

Como o modelo Black e Scholes (1973) assume a normalidade da componente aleatória da remuneração dos activos, $[\varepsilon \sim N(0,1)]$, é possível definir a probabilidade de incumprimento a partir de uma distribuição «Normal» acumulada, isto é:

$$p_t = N \left[- \frac{\ln \frac{V_A}{X_t} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2} \right) t}{\sigma_A \sqrt{t}} \right] \quad (3.52)$$

A metodologia proposta pela Moody's KMV tem vindo a assumir-se como indicador avançado sobre a degradação da qualidade de crédito. De acordo com Crouhy et al. (2000), tem sido possível verificar que o declive da EDF começa a registar uma inclinação positiva mais pronunciada no período de um a dois anos que antecede um incumprimento. Do mesmo modo, tende a sinalizar com uma antecendência de, pelo menos, um ano a redução da notação atribuída por agências de *rating*. Em termos comparativos, a ligação entre a EDF e a notação das principais agências é a seguinte (em parte, já apresentado no Quadro 4 – adaptado de Crouhy et al. (2000):

Quadro 7 – Correspondência entre EDF e Notações das Principais Agências de Rating

EDF (p.b.)	Standard & Poor's	Moody's
2-4	>AA	>Aa2
4-10	AA/A	A1
10-19	A/BBB+	Baa1
19-40	BBB+/BBB-	Baa3
40-72	BBB-/BB	Ba1
72-101	BB/BB-	Ba3
101-143	BB-/B+	B1
143-202	B+/B	B2
202-345	B/B-	B2

3.2.2.2 Modelos de Forma Reduzida

Os modelos de Forma Reduzida representam outra das abordagens de referência sobre quantificação do risco de crédito assinaladas por Giesecke (2004). Como especificado ao longo do ponto 3.2.2.1, na abordagem estrutural, registrar-se-á incumprimento se os activos forem insuficientes para fazer face às responsabilidades, podendo estas ser entendidas como uma opção sobre os activos do mutuário. Na abordagem da forma reduzida não são analisados os factores estruturais que conduzem à situação de incumprimento, mas decompõem-se os *spreads* de crédito para determinar a estrutura temporal do incumprimento, sendo a probabilidade de incumprimento modelizada através de uma função de intensidade estocástica. Os trabalhos desenvolvidos por Artzner e Delbaen (1995), Jarrow e Turnbull (1995) e Duffie e Singleton (2003) constituem os fundamentos teóricos desta abordagem.

Seguindo a descrição apresentada por Giesecke (2004), retém-se que a dinâmica de incumprimento é delineada de forma exógena, directamente através de uma probabilidade de definição de preço Q . Assumindo que o momento de incumprimento é aleatório (τ), o processo de incumprimento pode ser definido do seguinte modo:

$$N_t = 1_{\{\tau \leq t\}} = \begin{cases} 1 & \text{se } \tau \leq t \\ 0 & \text{se } \tau > t \end{cases} \quad (3.53)$$

Partindo do pressuposto de que o processo de incumprimento é crescente, a probabilidade condicionada (no momento t) de se registar um incumprimento em momento posterior ($s \geq t$) será, pelo menos, tão significativa quanto N_t . No plano formal, os processos com tendência crescente são designados por *Submartingale*⁶⁵. A partir do Teorema da Decomposição de Doob-Meyer⁶⁶, que permite isolar uma tendência crescente de N , é possível admitir a existência de um processo incremental A^τ , com início

⁶⁵ Os processos com tendência nula são designados por *Martingale*.

⁶⁶ O Teorema da Decomposição de Doob-Meyer é utilizado no cálculo estocástico e exprime o modo de decomposição de um *Submartingale* num *Martingale* (Kallenberg, 2002).

em zero, que conduz $(N - A^c)$ a um processo *Martingale*. Este processo A^c interage com a tendência incremental em N , sendo, por isso, designado por *Compensador*. Curiosamente, as propriedades analíticas de um Compensador aderem às propriedades probabilísticas do incumprimento, como é o caso da continuidade, que apenas se verifica se o momento de incumprimento τ for imprevisível. Nesse caso, o incumprimento ocorre sem qualquer espécie de aviso prévio, sem uma sequência de momentos anunciados que o antecedem. O Compensador descreve a probabilidade condicional acumulada de incumprimento, sendo parametrizado, nos modelos de forma reduzida, através de um processo não negativo (λ) , com a seguinte especificação:

$$A_t^c = \int_0^{\min(t, \tau)} \lambda_s ds = \int_0^t \lambda_s 1_{\{\tau > s\}} ds \quad (3.54)$$

Nesse sentido, λ_t representa a taxa de incumprimento condicional ou intensidade. Em torno do momento t , ou Δt (com $t < \tau$), o produto $(\lambda_t \times \Delta t)$ é entendido como aproximação à probabilidade de o incumprimento ocorrer no intervalo $(t, t + \Delta t]$. Assim, qualquer processo não negativo λ pode ser utilizado para parametrizar a dinâmica de incumprimento, dispensando a existência de um modelo económico que traduza essa incapacidade de fazer face aos compromissos assumidos pelo mutuário, como é o caso do comportamento do valor dos activos e das responsabilidades, nos modelos estruturais. Entre os exemplos apresentados em Giesecke (2004), atente-se na possibilidade de a intensidade λ ser uma constante ou uma função determinística do tempo. No caso de a taxa de incumprimento ser uma constante, N é um processo homogéneo de Poisson com intensidade λ , interrompido no primeiro “salto”, sendo τ exponencialmente distribuído, com parâmetro λ , com probabilidade de sobrevivência equivalente a:

$$q(T) = 1 - e^{-\lambda T} \quad (3.55)$$

Dada a probabilidade de incumprimento, a intensidade é calculada através de:

$$\lambda = \frac{d(T)}{1 - q(T)}, \quad (3.56)$$

em que d é a intensidade de q , sendo λ referenciado na literatura sobre Estatística como *hazard rate*. Para ilustrar a formalização apresentada, pode entender-se a *hazard rate* como o número de anos em que se espera ocorrer 1 incumprimento – por exemplo, $\lambda = 0.001$ tem implícito o reconhecimento de que se admite 1 incumprimento em cada 1.000 anos. Da equação (3.55) resulta que a probabilidade de sobrevivência ao longo do próximo ano será de .999, de onde resulta uma probabilidade de incumprimento, no mesmo horizonte, de .001.

No caso de a taxa de incumprimento ser uma função determinística do tempo [$\lambda = \lambda(t)$], N é um processo não homogéneo de Poisson com função de intensidade λ , interrompido no primeiro “salto”. A probabilidade de incumprimento é, então, dada por:

$$q(T) = 1 - e^{-\int_0^T \lambda(u) du}, \quad (3.57)$$

o que possibilita a dedução de um modelo de intensidade paramétrica, com constantes h_i e T_i , passível de ser calibrado com dados de mercado, com a seguinte forma:

$$\lambda(t) = h_i, \quad t \in [T_{i-1}, T_i), \quad i = 1, 2, \dots \quad (3.58)$$

Para além da modelização da estrutura estocástica de um evento de incumprimento, é possível utilizar as intensidades em outros tipos de evento de crédito. É o caso das migrações de notação. Lando (1998) recorre a um processo de Cox⁶⁷, em que o primeiro

⁶⁷ Os *processos de Cox*, também conhecidos como *processos estocásticos de Poisson duplos*, resultaram dos trabalhos de David Cox, publicados em 1955. Em termos genéricos, trata-se de um processo de Poisson cuja taxa é determinada com base num segundo processo estocástico.

momento $\tau = \inf \{t > 0: U_t = Y\}$ é uma Cadeia de Markov em tempo contínuo⁶⁸ (U) e o espaço de estado $\{1, \dots, Y\}$ atinge o “estado de absorção” Y . O estado 1 é interpretado como a categoria com melhor notação, $(Y-1)$ é a categoria com pior notação antes da ocorrência de incumprimento (estado Y). A dinâmica de U é descrita por uma matriz geradora G com intensidades de migração da forma $\lambda_t(i, j) = \Lambda_{i,j}(X_t)$, em que $\Lambda_{i,j}$ é uma função contínua não negativa em \mathfrak{R}^d , que associa os factores de risco X com a intensidade de transição. Concretamente, para pequenas variações de t , o produto $[\lambda_t(i, j) \times \Delta t]$ equivale à probabilidade de um mutuário com notação no grau i migrar para o grau j no horizonte temporal Δt . A matriz geradora G toma a seguinte forma:

$$G_t = \begin{pmatrix} -\lambda_t(1) & \lambda_t(1, 2) & \dots & \lambda_t(1, Y) \\ \lambda_t(2, 1) & -\lambda_t(2) & \dots & \lambda_t(2, Y) \\ \vdots & & & \\ \lambda_t(Y-1, 1) & -\lambda_t(Y-1, 2) & \dots & \lambda_t(Y-1, Y) \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix}, \quad (3.59)$$

em que:

$$\lambda_t = \sum_{j=1, j \neq i}^Y \lambda_t(i, j), \quad i = 1, \dots, Y-1 \quad (3.60)$$

Com efeito, $\lambda_t(i)\Delta t$ pode ser entendido como a probabilidade de a notação de um mutuário actualmente incluído no grau i sofrer uma alteração ao longo do intervalo temporal Δt . A formulação apresentada não permite determinar, directamente, as probabilidades de incumprimento. Para tal, será necessário introduzir um passo intermédio para incluir a expectativa sobre a tendência de preços.

⁶⁸ Uma *Cadeia de Markov em tempo contínuo* é um processo estocástico $\{X(t): t \geq 0\}$ que goza da propriedade de Markov e que toma valores entre os elementos de um conjunto discreto designado por *espaço de estado*. A propriedade de Markov significa que, em qualquer momento $s > t > 0$, a distribuição de probabilidade condicional do processo no momento s , dada a história até ao momento t (*inclusive*), depende apenas do estado do processo no momento t .

Resumindo as ideias centrais dos modelos baseados na abordagem da forma reduzida, é importante referir que o risco de crédito não é captado através do valor dos activos, mas directamente a partir do primeiro salto de um processo de Poisson com intensidade aleatória. De forma menos elaborada, trata-se de determinar os *spreads* de crédito, equivalentes a $PD \times LGD$, que explicam a diferença na estrutura temporal das probabilidades de incumprimento entre activos expostos e não expostos a risco de crédito. Ao contrário da abordagem estrutural, existe uma probabilidade de a empresa não cumprir as suas responsabilidades, em cada momento, fruto da alteração estocástica da PD e da LGD, ao longo do tempo. Como referem Altman, Resti e Sironi (2003, p. 7), «*a typical reduced-form model assumes that an exogenous random variable drives default and that the probability of default over any time interval is nonzero. Default occurs when the random variable undergoes a discrete shift in its level*».

As bases teóricas da abordagem da forma reduzida estão ligadas aos trabalhos publicados por Artzner e Delbaen (1995). Na literatura sobre Finanças reconhece-se que a principal vantagem desta abordagem é a de que o incumprimento «*becomes an inaccessible stopping time, thereby removing the disturbing feature of strong underestimation of short-term credit spreads*» (Capponi e Cvitanic, 2009, p. 2). Lando (2004) considera que a principal vantagem reside na facilidade de adaptação à análise de métricas de risco agregadas, ao mesmo tempo que sinaliza que as dificuldades habituais ligadas à obtenção de dados são ultrapassadas pela possibilidade de especificação de um processo de agregação do risco de incumprimento, sem necessidade de o decompor. Em contrapartida, também têm sido sujeitos a algumas críticas. Altman, Resti e Sironi (2003) não deixam de apontar a limitada evidência empírica sobre os modelos baseados na abordagem da forma reduzida. Duffee (1999, p. 8) demonstrou que este tipo de modelos denota dificuldade em explicar a estrutura temporal dos *spreads* de crédito em empresas com níveis distintos de risco de crédito. Em particular, «*such models have difficulty generating both relatively flat yield spreads when firms have low credit risk and steeper yield spreads when firms have higher credit risk*». Capponi e Cvitanic (2009) assinalam a falta de sentido microeconómico para interpretar o momento de incumprimento.

À semelhança do sucedido com a abordagem estrutural, também têm sido introduzidas no mercado, embora em menor número, soluções baseadas nos fundamentos teóricos da abordagem da forma reduzida. Os casos mais conhecidos são referentes à Kamakura Corporation, com a solução *Risk Manager*, e à KPMG, com o *Loan Analysis System*. Apesar de a informação disponível sobre o *Risk Manager* ser reduzida, foi preferida em relação à solução da KPMG, a qual remonta a 1998 e, desde então, não tem sido objecto de actualização, o que também parece explicar o número reduzido de referências na investigação recente sobre o tema. Por conseguinte, segue-se a apresentação das características dessa solução, que acompanha, de perto, a descrição – muito sucinta, refira-se – constante de Saunders e Allen (2002).

- ***Risk Manager* (Kamakura Corporation)**

O trabalho de Robert Jarrow, responsável pela equipa de investigação da Kamakura Corporation, fornece a sustentação teórica do modelo *Risk Manager*, baseada na abordagem da forma reduzida (Jarrow, 2001). Com base na (reduzida) informação disponível, é possível adiantar as seguintes linhas principais do *Risk Manager*: (i) os *spreads* de crédito são decompostos entre PD e LGD, através da utilização das cotações de dívida e de capital, com o objectivo de distinguir o processo de intensidade do incumprimento do processo de recuperação de perdas; (ii) a *hazard rate*, ou intensidade, é modelizada como função de taxas de juro estocásticas (de obrigações do Tesouro), de factores de liquidez e de factores de risco («LogNormal»); e (iii) os dados utilizados cobrem o período 1962-1990, com previsão fora do tempo entre 1991 e 1999.

As variáveis explicativas utilizadas para parametrizar o sistema são as seguintes:

- ROA (*Return On Assets*), equivalente a Resultado Operacional / Total do Activo;
- alavancagem, medida pelo peso do Passivo face ao Activo;
- dimensão relativa, medida pela capitalização bolsista da empresa face ao total do mercado;

- excesso de rendibilidade (mensal), em comparação com a de um índice representativo;
- volatilidade (mensal) do capital.

O factor de liquidez é modelizado através de um ajustamento da taxa de rendimento sobre o *spread* das obrigações. Assim, quando um activo não puder ser comprado (vendido) porque os preços são elevados (reduzidos), o ajustamento é positivo (negativo). No modelo de Jarrow (2001), o risco de liquidez é mensurado através da estimação dos ajustamentos da taxa de rendimento nos preços das obrigações.

A taxa de recuperação $[\delta(t, X(t))]$, equivalente ao complementar da LGD, é modelizada como percentagem fixa dos preços de obrigações (B) antes da ocorrência de incumprimento, sendo os preços das acções (ξ) utilizados para determinar essa percentagem. Atendendo a que o preço das acções não é função nem do prémio de liquidez $[\gamma(t, X(t))]$ nem da LGD e que o preço das obrigações é função de ambas, o recurso das séries de preços é útil à distinção entre a PD e a LGD. De acordo com Saunders e Allen (2002), os preços das obrigações e das acções podem ser formalizados, respectivamente, do seguinte modo:

$$B = B[t, T, i, \lambda(t, X(t)), \delta(t, X(t)), \gamma(t, T, X(t)), \mu, S(t, X(t))] \quad (3.61)$$

$$\xi = \xi[t, T, i, \lambda(t, X(t)), \mu, S(t, X(t))] \quad (3.62)$$

em que t representa o período actual, T a data de maturidade da obrigação, i o processo estocástico da taxa de juro (em obrigações do Tesouro), $[\lambda(t, X(t))]$ o processo de intensidade de incumprimento, μ o factor de bolha especulativa no mercado de capitais e $[S(t, X(t))]$ o dividendo em caso de incumprimento nas obrigações.

Em termos de desempenho, as informações disponíveis, adiantadas por Saunders e Allen (2002), apontam no sentido de a aplicação do modelo a empresas privadas (públicas) permitir ordenar 65.33% (81.38%) dos casos de falência no primeiro decil, a que corresponde um erro de tipo I de 34.67% (18.62%). As comparações de desempenho

com a abordagem estrutural têm sido uma constante, designadamente face ao modelo de Merton (1974). Num horizonte de previsão de 2 (10) anos, o erro médio deste modelo é equivalente a 6 (40) vezes o erro em modelos baseados na abordagem estrutural. As estimativas dos *spreads* de crédito a partir do modelo de Jarrow (2001) traduzem-se num ajustamento de melhor qualidade face aos valores observados em todas as maturidades. No mesmo sentido, as PD estimadas a partir do modelo de Merton (1974) são 5 vezes mais voláteis do que as intensidades de perda no modelo de Jarrow (2001). Não obstante os resultados, Saunders e Allen (2002, p. 81) não deixam de sublinhar que «*the noise inherent in bond pricing data makes it an open question as to how valuable is a model that is tailored to a somewhat fickle standard*».

3.2.2.3 Modelos de Informação Incompleta

A abordagem da informação incompleta constitui, em conjunto com as abordagens estrutural e da forma reduzida, uma referência essencial, no plano teórico, sobre as metodologias de quantificação do risco de crédito. Na abordagem da informação incompleta marca presença a ligação entre a intuição económica que acompanha os modelos estruturais e o desempenho que caracteriza os modelos de forma reduzida, conforme reconhecem Saunders e Allen (2002) e Altman, Resti e Sironi (2003).

Os modelos de informação incompleta foram propostos por Duffie e Lando (2001) e caracterizam-se pela introdução de ruído no conjunto de informação disponível. Pressupõem que a informação sobre o valor dos activos é apenas disponibilizada em momentos discretos e identicamente espaçados – por exemplo, em períodos de divulgação obrigatória para efeito de cotação em mercado regulamentado. O ruído sinaliza a incerteza em relação à ocorrência do incumprimento, uma vez que a eminência dessa situação poderá não ser captada pelo mercado. Genericamente, e de acordo com Giesecke e Goldberg (2004), este tipo de modelos é marcado por diversas especificidades. Em primeiro lugar, permitem a integração de modelos de

incumprimento do tipo “causa-efeito”, presentes na abordagem estrutural, com a incerteza de curto prazo que envolve os eventos de incumprimento. Em segundo lugar, proporcionam maior aderência à realidade dos mercados, em que os investidores (em regra) não dispõem da totalidade de informação sobre o valor dos activos e das responsabilidades das empresas⁶⁹. Por último, facilitam a comparação entre os modelos estrutural e da forma reduzida.

Seguindo a especificação proposta por Giesecke (2004), importa assinalar a existência de um Processo de incumprimento (N) com um Compensador (A^τ), o qual serve para captar o risco de crédito de curto prazo acumulado. Admitindo a separação entre o Compensador e o Processo de incumprimento – através do Teorema da Decomposição de Doob-Meyer⁷⁰ –, a respectiva diferença é um processo com perdas e ganhos esperados nulos (*martingale*). Tendo em conta a incerteza de curto prazo sobre a ocorrência de incumprimento, existe um processo A , designado por *tendência de incumprimento*, que permite gerar o Compensador, isto é:

$$A_t^\tau = A_{\min(t,\tau)} = \begin{cases} A_t & \text{se } t < \tau \\ A_\tau & \text{se } t \geq \tau \end{cases} \quad (3.63)$$

O Compensador é parametrizado através de uma intensidade⁷¹ λ , que tem a particularidade de ser cumulativa, como segue:

$$A_t = \int_0^t \lambda_s ds \quad (3.64)$$

⁶⁹ A validade da informação que os investidores dispunham antes de detectadas as irregularidades contabilísticas nas empresas Enron, WorldCom e Tyco constitui um exemplo – neste caso, extremo – dessa falta de aderência à realidade.

⁷⁰ Como assinalado no ponto 3.2.2.1 (e nota de rodapé 66).

⁷¹ Recorde-se que os modelos de forma reduzida são, igualmente, designados por modelos de intensidade.

No caso dos modelos de informação incompleta, a especificação da tendência é conduzida com base na definição de incumprimento, ao invés de se concentrar na intensidade de incumprimento e nas hipóteses sobre a respectiva dinâmica. Com efeito, estes modelos incorporam uma caracterização endógena da tendência, em termos de activos e responsabilidades, o que implica uma alteração nos fundamentos dos modelos estruturais, no sentido de admitir risco de crédito no curto prazo.

Na literatura sobre modelização do risco de crédito existem duas linhas de investigação sobre a introdução de incerteza de curto prazo em modelos estruturais. A primeira linha de investigação resulta dos trabalhos de Zhou (2001), de Hilderink e Rogers (2002) e de Masaaki e Suzuki (2001) (citados em Giesecke, 2002), e tem por base a possibilidade de alterações não antecipadas no valor de uma empresa, que pode conduzir, ou não, à ultrapassagem da barreira de incumprimento, condicionando a existência de risco de crédito de curto prazo. A segunda linha de investigação decorre dos trabalhos de Giesecke (2006) e de Çetin, Jarrow, Protter e Yildirim (2004), e parte do pressuposto de que o incumprimento não é antecipável, assumindo a existência de risco de crédito no curto prazo. Tal resulta da indisponibilidade de acesso à totalidade da informação necessária à implementação e calibração do modelo. Por outras palavras, existe incerteza acerca da distância que separa o mutuário de uma situação de incumprimento⁷².

As bases teóricas da abordagem da forma reduzida foram estabelecidas a partir dos trabalhos de Duffie e Lando (2001), que demonstraram que os modelos estruturais baseados em processos de difusão podem ser representados sob a forma de intensidade, se existir ruído na informação sobre o valor dos activos. Na verdade, como adianta Lando (2004, p. 128), «*intensity models are frequently criticized for having too little “economic content”*». (...) *the fact that the default triggering event is not explicitly modelled is seen as a*

⁷² É importante assinalar que a proposta de Çetin et al. (2004) apresenta a particularidade de distinguir a informação que os investidores dispõem daquela que é apenas do conhecimento dos gestores. Como tal, admitem que, para os investidores e ao contrário dos gestores, não se encontram reunidas as condições para a antecipação do *timing* de ocorrência de incumprimentos.

weekness by some». Mas, de acordo com o mesmo autor, «*intensity models are fully consistent with a “structural” approach*», numa alusão clara à abordagem da informação incompleta. Por conseguinte, e como reconhecem Altman, Resti e Sironi (2003), os modelos de informação incompleta tentam conciliar as principais vantagens reconhecidas aos modelos estruturais (fundamentação económica do incumprimento) e aos modelos de forma reduzida (nível de desempenho), reduzindo o leque de críticas de que têm sido alvo.

Em linha com as opções seguidas no contexto dos modelos representativos das abordagens estrutural e da forma reduzida, apresenta-se, de seguida, uma proposta comercial que incorpora os fundamentos teóricos dos modelos de informação incompleta – o modelo *I-Square*, desenvolvido pela empresa MSCI Barra, o único divulgado publicamente.

- ***I-Square* (MSCI Barra)**

O modelo *I-Square* (I^2) é comercializado pela empresa MSCI Barra e foi desenvolvido por Giesecke e Goldberg (2004). Trata-se de uma estrutura do tipo “primeira passagem”, em que o incumprimento de uma empresa ocorre quando o respectivo valor ultrapassa determinada barreira. Os investidores não dispõem de capacidade para observar essa barreira e, por isso, desconhecem a distância que separa o mutuário de uma situação de incumprimento. Além do mais, essa barreira é aleatória e não observável⁷³ (Giesecke e Goldberg, 2004). O modelo *I-Square* contempla três hipóteses: (i) o incumprimento ocorre quando o valor da empresa desce abaixo de um determinado limite; (ii) a anteceder o incumprimento, o valor da empresa segue um movimento Browniano

⁷³ Na literatura sobre modelização do risco de crédito existem propostas em que a barreira de incumprimento é uma função determinística do tempo (Longstaff e Schwartz, 1995) – sintetizado no subponto anterior – ou é aleatória (Nielsen, Saá-Requejo e Santa-Clara (1993)). Não obstante, partilham a hipótese de que a barreira, determinada ou aleatória, pode ser observada pelos investidores, o que permite a antecipação do incumprimento.

geométrico, passível de observação; e (iii) a barreira de incumprimento é uma variável aleatória independente do valor da empresa, não observada pelos investidores (segue uma distribuição «Beta» escalada).

A primeira hipótese posiciona o modelo *I-Square* no âmbito das propostas que resultam da abordagem estrutural. Trata-se, como assinalado, de uma característica comum aos modelos inspirados na proposta de Merton (1974), em que a dívida de uma empresa é associada a uma obrigação de desconto puro, verificando-se incumprimento caso o valor dos activos seja inferior ao valor nominal da obrigação na maturidade. A segunda hipótese incide sobre o comportamento do valor da empresa na fase que antecede o incumprimento, sendo especificado através do valor inicial, da volatilidade e do parâmetro de *drift*. Este parâmetro é traduzido pela taxa de juro de curto prazo de um activo sem risco e é estimado através dos preços observados em dívida soberana. Os restantes parâmetros resultam do modelo proposto por Black e Scholes (1973), sendo as acções da empresa entendidas como uma opção de compra (do tipo europeu), na situação que antecede o incumprimento. A terceira hipótese refere-se à barreira de incumprimento. Trata-se de uma variável aleatória que segue uma distribuição «Beta» escalada. Como é sabido, a distribuição «Beta» tradicional é especificada pela respectiva média e variância e comporta-se no intervalo $[0, 1]$. A imposição de uma escala conduz a que a distribuição possa assumir valores no intervalo $[0, k]$, sendo k expresso em termos do rácio de alavancagem⁷⁴. Tal resulta do facto de a incerteza de curto prazo agravar-se quando esse rácio atinge valores elevados. A média da distribuição (m) é dada pelo endividamento de curto prazo, com actualizações trimestrais, enquanto a variância pode ser entendida como parâmetro de calibração do grau de confiança do investidor na informação publicamente disponível⁷⁵.

⁷⁴ A solução adoptada vai no sentido de fixar o valor de k através do quociente entre o endividamento corrente e o *ratio* de alavancagem máximo registado nos últimos seis meses. Portanto, quando o *ratio* de alavancagem se encontrar no máximo de seis meses, k será equivalente ao valor actual da empresa (Giesecke e Goldberg, 2004).

⁷⁵ A especificação proposta para a variância é a seguinte: $(k-m) (m/10)$.

No plano da especificação importa assinalar a formalização da probabilidade de incumprimento condicionada, da tendência de preço e do Compensador. Com efeito, a barreira de incumprimento é tida como uma variável aleatória no intervalo $[0, V(0)]$, com distribuição G . Além do mais, a probabilidade de incumprimento condicional, no momento t , é equivalente à probabilidade de o valor mínimo da empresa – $M(t, \omega)$ – observado no momento t , no estado ω , encontrar-se aquém da barreira de incumprimento. Dado que, no futuro, a informação sobre o valor mínimo da empresa no momento t é conhecida, mas assumindo que a barreira de incumprimento é independente dos valores da empresa, então a probabilidade de incumprimento condicionada é dada por:

$$F(t, \omega) = 1 - G[M(t, \omega)] \quad t > 0 \quad (3.65)$$

Note-se que, ao contrário dos modelos inspirados na proposta de Merton (1974), – nos quais a probabilidade de incumprimento condicional coincide com o processo de incumprimento –, no modelo *I-Square*, os investidores não conseguem deduzir a distância para o incumprimento a partir dos fundamentos da empresa. Neste caso, o incumprimento surge como facto inesperado, não passível de antecipação.

A formalização proposta para a tendência de preço encontra-se intimamente ligada às disposições anteriores, em que a probabilidade de incumprimento condicionada permite a dedução de fórmulas de determinação de preços. Assim, o processo contínuo e não decrescente (A), designado por *tendência de preço*, pode ser especificado do seguinte modo:

$$A(t, \omega) = -\log G[M(t, \omega)] \quad (3.66)$$

Tendo em conta que a tendência de preço definida na equação anterior é contínua – como, aliás, é característico dos modelos de forma reduzida –, a sua aplicação é possível a títulos expostos a risco de crédito. Giesecke e Goldberg (2004) avançam com o exemplo de uma obrigação de cupão zero de uma empresa, com remuneração de um dólar num

momento futuro T , sem qualquer retribuição caso se registre incumprimento. Se $r(t, \omega)$ representar a taxa de juro de um activo sem risco e se o processo p , definido do seguinte modo:

$$P(t, T) = E_t \left[e^{-\int_t^T r(s) ds + A(t) - A(T)} \right], \quad t < T, \quad (3.67)$$

for contínuo no momento de incumprimento, então o preço da obrigação, em qualquer momento $t < \tau$, será dado por $p(t, T)$. A fórmula anterior permite deduzir a probabilidade de incumprimento como caso especial, se for assumido que $r = 0$, isto é:

$$P(\tau \leq t) = 1 - p(0, t) = 1 - E[e^{-A(t)}] \quad (3.68)$$

Por último, sobre o Compensador, que inclui toda a informação sobre incumprimento necessária à definição de preços em títulos expostos a risco de crédito, importa assinalar que uma vez que a probabilidade de incumprimento condicional definida na equação (3.65) é um Processo monótono contínuo que se inicia em zero, então $F(t, \omega)$ é equivalente ao seu próprio Compensador, por via do Teorema Doob-Meyer. Aliás, como avançam Giesecke e Goldberg (2004), a exigência de continuidade para o Compensador só será observável se as situações de incumprimento não forem antecipáveis.

3.2.3 Novos Rumos da Investigação

Depois de apresentados os sistemas clássicos de análise do risco de crédito e de caracterizadas as principais abordagens que servem de base à sua modelização, justifica-se uma breve incursão sobre os novos rumos da investigação, dada a sucessão de propostas, com origens variadas, como as redes neuronais, as árvores de decisão, a programação linear e os algoritmos genéticos.

A utilização de redes neuronais em problemas de classificação de empresas é talvez a que melhor reflecte o potencial destas tecnologias de processamento de informação em

aplicações no domínio das Finanças, e justifica, por isso, uma incursão. Segundo Neves (2007, p. 223), «*uma rede neuronal mais não é do que uma tecnologia de processamento de informação que se inspira no funcionamento do cérebro humano, isto é, que se baseia numa rede de unidades-base, designadas por neurónios, que reagem a estímulos, produzindo assim um determinado output*». Trata-se de uma ferramenta de modelização de dados estatísticos não lineares, aplicada a relacionamentos complexos entre *inputs* e *outputs* ou na detecção de padrões nos dados. Klimasaukas (1993, citado em Neves, 2007) considera a existência de cinco fases para a implementação de uma rede neuronal: (i) organização de uma base de dados; (ii) separação da informação em dois grupos – um para a fase de aprendizagem e outro para a fase de teste; (iii) transformação dos dados, de modo a servirem de *input* à rede; (iv) selecção, treino e teste da rede; e (v) aplicação da rede à realidade em causa.

Em termos de arquitectura, as redes neuronais são caracterizadas por três particularidades – *inputs*, pesos e unidades “escondidas”. Seguindo a notação proposta por Saunders e Allen (2002), os n *inputs* (x_1, x_2, \dots, x_n) representam os dados recebidos pelo sistema. A cada conjunto de informação é atribuído um ponderador ($w_{11}, w_{21}, \dots, w_{n1}$) que ilustra a importância relativa face a cada unidade “escondida” (y). Estes ponderadores são objecto de aprendizagem pela rede no decurso da fase de treino, num processo que se estende em sucessivas iterações até ficarem abrangidas todas as unidades “escondidas”. De facto, uma característica particularmente valorizada das redes neuronais decorre da capacidade de aprendizagem sobre o relacionamento entre *inputs* e *output*, através de processos repetidos de amostragem de conjuntos de informação. Trata-se, pois, de um traço especialmente apelativo em aplicações na área financeira, designadamente para a classificação do risco de crédito, na tentativa de replicar a análise levada a cabo por especialistas. Hawley, Johnson e Raina (1990, citados em Saunders e Allen, 2002) descrevem a forma como as redes neuronais podem incluir informação subjectiva e não quantificável nos processos de aprovação de crédito. Kim e Scott (1991, citados em Saunders e Allen, 2002) e Neves e Vieira (2004) desenvolveram aplicações das redes neuronais para prever a ocorrência de falências. Segundo Altman e

Saunders (1998, p. 1726), «*neural network models of credit risk explore potentially “hidden” correlations among the predictive variables which are then entered as additional explanatory variables in the non-linear bankruptcy prediction function*».

Os resultados encorajadores da aplicação de redes neuronais no domínio do risco de crédito, se atenta a dimensão dos erros do tipo I e do tipo II, têm sido interpretados com alguma prudência, em especial pelo efeito das correlações complexas entre as unidades “escondidas”. Saunders e Allen (2002, p. 13) alertam que «*overfitting results in a model that explains well in-sample but may perform quite poorly in predicting out-of-sample*». As críticas dirigidas à aplicação de redes neuronais no domínio do risco de crédito, apoiadas por estudos comparativos face às abordagens tradicionais, têm sido direccionadas quer para as fundações teóricas quer para as exigências de informação. Altman, Marco e Varetto (1994) apontam as dificuldades de interpretação dos resultados, que inviabilizam a validação do modelo, a falta de percepção sobre a reacção do sistema a alterações estruturais e a quantidade de informação necessária. Altman e Saunders (1998, p. 1726) referem que «*the major criticism of the neural network approach is its ad hoc theoretical foundation and the “fishing expedition” nature by which the hidden correlations among the explanatory variables are identified*». Saunders (2002, p. 13) é claro ao afirmar que «*a major disadvantage of neural networks is their lack of transparency*», uma vez que coloca em causa a replicação, não sendo possível validar os passos intermédios que conduzem ao resultado final. Por conseguinte, e citando Neves (2007, p. 225), as redes neuronais são «*uma metodologia nova e promissora mas em termos complementares às ferramentas estatísticas existentes*».

Antes de resumir o essencial deste capítulo, importa referir que a apresentação do conjunto de propostas evidenciado ao longo da revisão da literatura visou essencialmente a recolha de informação sobre as potencialidades e lacunas das metodologias de análise e de quantificação do risco de crédito. Com efeito, a noção das diferenças entre os sistemas de *rating* e de *scoring* e a fundamentação das principais abordagens de modelização do risco de crédito constituem auxiliares preciosos para o

objectivo central que se visa atingir nesta investigação – a determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade –, o qual será concretizado a partir da construção de um modelo de análise.

O terceiro capítulo deste estudo fixou-se nas principais referências da literatura sobre análise e modelização do risco de crédito. Teve por objectivo caracterizar as metodologias e abordagens que se podem considerar representativas na investigação que o tema tem suscitado e, sempre que possível, foram ilustradas a partir da apresentação de algumas soluções comerciais. Para além do suporte teórico que representam e do teor aplicacional que ilustram, a inclusão dessas abordagens, no presente estudo, visa contribuir para a demonstração, em fase posterior, das especificidades das carteiras de baixa sinistralidade. Efectivamente, é necessário confirmar se existem particularidades nos factores explicativos do risco de crédito das operações incluídas neste tipo de carteiras.

No próximo capítulo completa-se a revisão da literatura e avança-se para o contexto das carteiras de baixa sinistralidade. A parte principal irá compreender as propostas metodológicas avançadas na investigação sobre o tema – ainda escassa, refira-se –, sem perder de vista o conjunto de questões que, como é reconhecido, ainda permanece em aberto.

Capítulo 4

Revisão da Literatura sobre Risco de Crédito em Carteiras de Baixa Sinistralidade

4. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE RISCO DE CRÉDITO EM CARTEIRAS DE BAIXA SINISTRALIDADE

O presente capítulo é dedicado à revisão da literatura sobre modelização do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade e encontra-se focalizado apenas sobre uma das componentes necessária ao cálculo de requisitos de fundos próprios, no método IRB, previsto em Basileia II, a probabilidade de incumprimento (PD). Esta focalização reflecte o protagonismo que tem vindo a ser concedido na literatura sobre modelização do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, apesar da importância da perda em caso de incumprimento (LGD). Sobre a estimação deste parâmetro, há a registar algumas tentativas. Como se depreende da observação incluída no documento da FSA, citado no capítulo 2 – *«there are also concerns over the ability of firms to estimate LGD and EAD on Low-default portfolios; the issues here are as important as estimating PD; (...); the principles might be capable of being transferred to LGD and EAD estimation or else some other appropriate technique developed»* (FSA, 2005, p.15, n.r. 4) –, tem sido a partir do prolongamento de técnicas desenvolvidas para as probabilidades de incumprimento que têm surgido incursões no campo da perda em caso de incumprimento e do valor da exposição em incumprimento.

Em termos de organização, optou-se por iniciar o capítulo pelo princípio da Estimativa Mais Prudente, uma das primeiras propostas sobre estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. De seguida, passa-se em revista a linha de investigação baseada na determinação de intervalos de confiança, representada pelo trabalho de Schuermann e Hanson (2004). Depois, caminha-se para outra referência importante, baseada na abordagem da Verosimilhança, introduzida por Forrester (2005). Descreve-se, ainda, uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento que formaliza a incorporação de opiniões de peritos (Kiefer, 2006). Antes da sistematização de algumas questões que permanecem em aberto na literatura sobre o tema, apresenta-se uma técnica baseada no efeito de choques em variáveis que conduzem à situação de incumprimento, proposta por Sabato (2006).

4.1 Princípio da Estimativa Mais Prudente

A metodologia proposta por Pluto e Tasche (2005) incide sobre a estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras que tenham registado um número reduzido, ou mesmo nulo, de incumprimentos. É uma técnica que recorre a todo o espectro de informação sobre os graus de risco, e que assume, à partida, a consistência da ordenação dos mutuários com os respectivos perfis de risco. O princípio da *Estimativa Mais Prudente*, consubstancia-se na determinação de intervalos de confiança para as probabilidades de incumprimento de cada grau de notação, sendo possível ajustar a amplitude desse intervalo através da escolha de um nível de confiança, dando origem a estimativas de probabilidades de incumprimento que gozam da propriedade da monotonia.

Em termos metodológicos é de assinalar que o resultado principal – estimação de probabilidades de incumprimento (monótonas) como limite superior de intervalos de confiança – é determinado num cenário de eventos de incumprimento independentes. Posteriormente, é transposto para uma situação que contempla, por um lado, eventos de incumprimento correlacionados e, por outro lado, correlação ao longo do tempo, no caso de disponibilidade de séries cronológicas. A proposta considera, ainda, a calibração da tendência central da carteira, através da aplicação de um factor de escala. No final apresenta-se o trabalho de Wilde e Jackson (2006) sobre estimativas de probabilidade de incumprimento com base na calibração do «*CreditRiskPlus*» a um modelo do tipo Merton, recorrendo ao princípio da Estimativa Mais Prudente.

4.1.1 Eventos de Incumprimento Independentes

No caso de eventos de incumprimento independentes, Pluto e Tasche (2005) distinguem duas situações: ausência de incumprimentos e número reduzido de incumprimentos. Em ambas assumem que a carteira de baixa sinistralidade encontra-se repartida por três graus de risco (A , B e C) – A representa maior qualidade de crédito do que B e B representa maior qualidade do que C – com um número de observações de n_A ,

n_B e n_C , respectivamente. Atente-se na situação em que não se regista qualquer incumprimento (Pluto e Tasche, 2005). A hipótese assumida sobre a correcta ordenação do risco dos mutuários reflecte-se nas probabilidades de incumprimento que se pretendem estimar em cada grau, respectivamente, p_A , p_B e p_C , ou seja:

$$p_A \leq p_B \leq p_C \quad (4.1)$$

Como consequência, a estimativa mais prudente do valor de p_A é obtida partindo do pressuposto de que as probabilidades p_A e p_C são equivalentes – o que conduz a que $p_A = p_B = p_C$, de acordo com a inequação anterior – tornando-se, então, possível, determinar um intervalo para p_A , com um nível de confiança γ . Esse intervalo pode ser entendido como o conjunto de valores em que a probabilidade de não se registar qualquer incumprimento, no período de observação, não é inferior ao complementar do nível de confiança. Dado o pressuposto de igualdade das probabilidades de incumprimento, que implica a equivalência dos níveis de risco associados a cada grau de notação, a totalidade da amostra ($n_A+n_B+n_C$) passa a estar disponível, o que conduz a que a probabilidade de não se observarem incumprimentos seja equivalente a $(1 - p_A)^{n_A+n_B+n_C}$. Como a região de confiança inclui valores em que a probabilidade de incumprimento não é inferior ao complementar do nível de confiança, obtém-se:

$$p_A \leq 1 - (1 - \gamma)^{1/(n_A+n_B+n_C)} \quad (4.2)$$

Estendendo a metodologia anterior, a estimativa mais prudente de p_B e de p_C – dispondo-se de amostras equivalentes a $(n_B + n_C)$ e a (n_C) – é dada, respectivamente, por:

$$p_B \leq 1 - (1 - \gamma)^{1/(n_B+n_C)} \quad (4.3)$$

$$p_C \leq 1 - (1 - \gamma)^{1/(n_C)} \quad (4.4)$$

As simulações efectuadas para determinação de probabilidades de incumprimento, calculadas como limite superior do intervalo que resulta das três inequações anteriores, sugerem que, além do nível de confiança escolhido, o principal responsável pelo comportamento do limite superior do intervalo é a dimensão da amostra, ou seja, quanto menor a dimensão, maior o limite superior do intervalo. Trata-se de um resultado intuitivo, dado que a qualidade de uma carteira que não tenha registado incumprimentos aumenta na proporção directa do número de mutuários com essa mesma característica.

Considere-se, agora, a situação em que se regista um número reduzido de incumprimentos (Pluto e Tasche, 2005). Tendo por referência os procedimentos anteriores, parte-se do pressuposto de que não se registaram incumprimentos no grau de risco A , de que se observaram dois incumprimentos no grau de risco B e de que se verificou um único incumprimento no grau de risco C . Assim, para a determinação do intervalo de confiança para a probabilidade de incumprimento de A (p_A) pode recorrer-se à totalidade da amostra ($n_A+n_B+n_C$), e dado que o número de incumprimentos tem distribuição «Binomial», face à hipótese de independência entre os mesmos, a probabilidade de não se observarem mais do que três incumprimentos é traduzida do seguinte modo:

$$\sum_{i=0}^3 \binom{n_A + n_B + n_C}{i} p_A^i (1 - p_A)^{n_A + n_B + n_C - i} \quad (4.5)$$

Ou seja, o intervalo de p_A para um nível de confiança γ corresponde ao conjunto de valores de p_A que satisfazem a seguinte inequação:

$$1 - \gamma \leq \sum_{i=0}^3 \binom{n_A + n_B + n_C}{i} p_A^i (1 - p_A)^{n_A + n_B + n_C - i} \quad (4.6)$$

Aplicando a metodologia anterior, a estimativa mais prudente de p_B e de p_C – dispendo-se, respectivamente, de amostras equivalentes a $(n_B + n_C)$ e a (n_C) – é dada por:

$$1 - \gamma \leq \sum_{i=0}^3 \binom{n_B + n_C}{i} p_B^i (1 - p_B)^{n_B + n_C - i} \quad (4.7)$$

$$1 - \gamma \leq \sum_{i=0}^3 \binom{n_C}{i} p_C^i (1 - p_C)^{n_C - i} = (1 - p_C)^{n_C} + n_C p_C (1 - p_C)^{n_C - 1} \quad (4.8)$$

Segundo Pluto e Tasche (2005), as três inequações anteriores podem ser resolvidas com recurso a uma função de distribuição «Beta». Os resultados das simulações efectuadas seguem, em moldes gerais, os valores sugeridos na situação em que o nível de sinistralidade da carteira é nulo, embora atinjam valores mais elevados. É, ainda, de destacar que, dada a hipótese $p_A = p_B = p_C$, os valores de p_A (correspondentes à carteira em que se assumiu não existirem incumprimentos) são condicionados pela ocorrência de incumprimentos nas restantes carteiras.

4.1.2 Eventos de Incumprimento Correlacionados

Outra das situações analisadas por Pluto e Tasche (2005) refere-se à disponibilidade de dados num horizonte temporal. São considerados dois cenários: séries cronológicas (*time series*) e séries seccionais (*cross section*), estas com eventos de incumprimento com correlação intertemporal. Na presença de séries cronológicas, a solução analítica é mais simples. Com efeito, os dados podem ser integrados e considerados como na situação apresentada no ponto anterior. Será necessário, portanto, substituir o número de mutuários de um grau de notação, num determinado ano, pelo número total de mutuários nesse grau, ao longo de todos os anos do período em análise. Na presença de séries seccionais, com eventos de incumprimento com correlação intertemporal, a solução de integração ou agrupamento dos dados não é consistente, uma vez que a estrutura de correlação é passível de alteração ao longo do tempo, exigindo, pois, a especificação cuidadosa da estrutura temporal desse agrupamento de dados. Os autores recorrem a um modelo *Probit* de factor único, com extensão ao caso de períodos

temporais múltiplos, para descrever a dependência dos eventos de incumprimento, em linha com as opções seguidas pelo BCBS no desenvolvimento das funções de ponderação de risco⁷⁶. Em relação a outras opções metodológicas, é de notar que o horizonte de observação passa a ser $T > 1$, sendo apenas considerados os mutuários que existiam no início do período $T = 1$, excepto em caso de incumprimento, em que se procede à actualização do número de mutuários constante da amostra.

Seguindo os pressupostos do princípio da Estimativa Mais Prudente, admite-se que $p_A = p_B = p_C = p$. Com base nas propostas de Gordy (2003), que orientaram a construção das funções de ponderação de risco de Basileia II, há incumprimento do mutuário $i = 1, \dots, N = n_A + n_B + n_C$, no ano $t = 1, \dots, T$ se a variação do valor dos activos ($V_{i,t}$) ultrapassar um limite de sinistralidade (c), ou seja:

$$V_{i,t} = \sqrt{\rho} S_t + \sqrt{1 - \rho} \xi_{i,t} \leq c, \quad (4.9)$$

em que ρ representa o parâmetro de correlação, S_t a componente de risco sistemático no ano t e $\xi_{i,t}$ a componente de risco específico da variação do valor.

A média de longo prazo da probabilidade de incumprimento (a um ano) incondicional ou probabilidade de incumprimento ao longo do ciclo (*through-the-cycle*)⁷⁷ é equivalente a:

$$P[V_{i,1} \leq c] = P[V_{i,t} \leq c] = p_{i,t} = p \quad (4.10)$$

Convém acrescentar que as componentes de risco sistemático e de risco específico são detalhadas através de uma função de distribuição «Normal» e que o vector aleatório

⁷⁶ Matéria detalhada no ponto 3.2.2.1 e presente na equação (1.3).

⁷⁷ Na filosofia de notação «*through-the-cycle*», a afectação dos mutuários aos graus de risco é efectuada considerando as características idiossincráticas e dinâmicas de cada mutuário. Caso as condições macroeconómicas se alterem, as notações de risco dos mutuários tendem a manter-se estáveis. Ao invés, na filosofia «*point-in-time*», os mutuários são afectos aos graus de risco tomando em consideração toda a informação disponível sobre a qualidade de crédito actual, sem impor quaisquer hipóteses sobre os cenários subjacentes. Tem-se em conta, fundamentalmente, o desempenho do mutuário para o ano seguinte.

(S_1, \dots, S_T) e as variáveis aleatórias $\xi_{i,t}$ são independentes, o que possibilita que a alteração de valor das variáveis $V_{i,t}$ seja representada através daquela distribuição. Como tal, se Φ^{-1} representar uma função de distribuição «Normal Inversa», o limite de sinistralidade é determinado do seguinte modo:

$$c = \Phi^{-1}(p) \quad (4.11)$$

As componentes S_t do vector que representa o risco sistemático repercutem a correlação do tipo *cross-section* dos incumprimentos, no momento t , enquanto a correlação intertemporal é introduzida pela estrutura de dependência dos factores S_1, \dots, S_T . Assumindo-se que tanto as componentes do vector como o próprio vector são normalmente distribuídos, a distribuição conjunta é determinada pela seguinte matriz de correlação:

$$\begin{bmatrix} 1 & r_{1,2} & r_{1,3} & \cdots & r_{1,T} \\ r_{2,1} & 1 & r_{2,3} & \cdots & r_{2,T} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ r_{T-1,1} & \cdots & r_{T-1,T-2} & 1 & r_{T-1,T} \\ r_{T,1} & \cdots & r_{T,T-2} & r_{T,T-1} & 1 \end{bmatrix} \quad (4.12)$$

Por seu turno, e de modo a que o efeito da correlação intertemporal se dilua à medida que o tempo avança, estabelece-se que:

$$r_{s,t} = \rho^{|s-t|}, \quad s, t = 1, \dots, T, \quad s \neq t, \quad \text{com } 0 < \rho < 1 \quad (4.13)$$

Admitindo que durante o período de observação foram registados k_A incumprimentos entre os mutuários inicialmente classificados no grau A , k_B no grau B e k_C no grau C , e que para a estimação de p_A são tidos em conta k ($=k_A+k_B+k_C$) incumprimentos entre os N mutuários ao longo de T anos, de acordo com o princípio da Estimativa Mais Prudente, será necessário determinar o valor máximo de \hat{p} , para um nível de confiança γ , que verifique o seguinte (Pluto e Tasche, 2005):

$$1 - \gamma \leq P[\text{não mais de } k \text{ incumprimentos observados}] \quad (4.14)$$

Após o desenvolvimento do termo do lado direito da inequação anterior, chega-se à seguinte especificação:

$$1 - \gamma \leq \sum_{\ell=1}^k \binom{N}{\ell} E \left[\pi(S_1, \dots, S_T)^\ell (1 - \pi(S_1, \dots, S_T))^{N-\ell} \right], \quad (4.15)$$

sendo:

$$\pi(S_1, \dots, S_T) = 1 - \prod_{t=1}^T \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) - \sqrt{\rho} S_T}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right] \quad (4.16)$$

As simulações efectuadas com recurso à técnica de *Monte Carlo* exigem a fixação do horizonte temporal T , dos valores da correlação *cross-section* (ρ) e do parâmetro de correlação intertemporal (ϑ). Para assegurar a compatibilidade com as propostas do BCBS – implícitas nas funções de ponderação do método IRB – Pluto e Tasche (1995) fixaram $T = 5$, $\rho = 12\%$ e $\vartheta = 0.3$ (a que corresponde uma correlação $[S_1, S_5] = \vartheta^4 = 0.81\%$). Em termos gerais, os resultados obtidos sugerem elevada aderência ao alargamento do período de observação, traduzindo-se na redução das probabilidades de incumprimento estimadas.

4.1.3 Calibração por Factores de Escala

As simulações efectuadas por Pluto e Tasche (2005) para eventos de incumprimentos independentes confirmaram que os valores de p_A – nos casos em que, no grau A , se assumiu não existirem incumprimentos – são condicionados pela ocorrência de incumprimentos nos restantes graus. Dito de outro modo, o limite superior das estimativas da probabilidade de incumprimento é mais elevado do que a taxa média de incumprimento de toda a carteira. Como tal, «*these estimates might be regarded as too conservative by practitioners*» (Pluto e Tasche, 2005, p.12). Uma forma de ultrapassar esta limitação consiste na aplicação de um factor de escala às estimativas, designado por

tendência central⁷⁸, equivalente à taxa média de incumprimento da carteira. O factor de escala K é introduzido nas estimativas, de modo a que seja respeitada a taxa média de incumprimento da carteira, ou seja:

$$PD_{(carteira)} = K \frac{\hat{p}_A n_A + \hat{p}_B n_B + \hat{p}_C n_C}{n_A + n_B + n_C} \quad (4.17)$$

As probabilidades de incumprimento resultantes da aplicação do factor de escala assumem, como tal, a seguinte forma:

$$\hat{p}_{X,escalada} = K \hat{p}_X, \quad X = A, B, C \quad (4.18)$$

A convergência das estimativas para a tendência central traduz-se, basicamente, numa perda do grau de conservadorismo que se encontra subjacente ao princípio da Estimativa Mais Prudente. Não obstante, tal efeito permite preservar a dependência das estimativas de probabilidade de incumprimento do número de mutuários presente em cada grau de risco e a propriedade de monotonia das probabilidades de incumprimento.

4.1.4 Adaptação do Modelo *CreditRiskPlus*

Num artigo publicado na revista «Risk», Wilde e Jackson (2006) avançaram com uma proposta de cálculo de estimativas de probabilidade de incumprimento com base na calibração do «*CreditRiskPlus*» a um modelo de incumprimento do tipo Merton. Salientam que as propostas de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade – especialmente o princípio da Estimativa Mais Prudente – «*require calculation of the distribution of numbers of defaults in order to assess what range of PDs is consistent with observation*» (Wilde e Jackson, 2006, p. 60). Nesse sentido, a metodologia baseada no «*CreditRiskPlus*» constitui uma alternativa aos procedimentos

⁷⁸ A proposta pode ser enquadrada na linha da que foi avançada por Benjamin et al. (2006), ilustrada no ponto 2.2.3.

de simulação que se encontram na base das referidas propostas de determinação de probabilidades de incumprimento.

O *CreditRiskPlus* é um modelo de quantificação do risco de crédito inspirado nas práticas actuariais, que abrange apenas o risco de incumprimento e não depende da estrutura de capital do mutuário, deixando de parte o risco de degradação da qualidade do crédito (Credit Suisse Financial Products, 1997). Com efeito, interessa determinar a probabilidade de um mutuário encontrar-se ou não em incumprimento, respectivamente (p_A) ou $(1-p_A)$. Por hipótese, é assumido que a probabilidade de incumprimento associada a um empréstimo, num determinado período temporal, é a mesma de qualquer outro período temporal semelhante. É admitido, também, que o número de incumprimentos, verificado num dado período, é independente do registado em qualquer outro período. Como tal, a probabilidade de incumprimento é traduzida por uma distribuição de «Poisson», ou seja:

$$P(n) = \frac{\mu^n e^{-\mu}}{n!}, \quad (4.19)$$

em que μ representa o número médio de incumprimentos e n o número de incumprimentos (n é uma variável estocástica com média μ e desvio-padrão $\sqrt{\mu}$).

A estrutura do *CreditRiskPlus* é composta por três blocos: frequência de incumprimento, severidade das perdas e distribuição de perdas (Credit Suisse Financial Products, 1997). O primeiro bloco tem por base uma distribuição de «Poisson». De modo a contornar algumas limitações desta distribuição, nomeadamente, a dificuldade em captar a variação da taxa média de incumprimento ao longo do tempo – neste caso, como reflexo do andamento do ciclo económico – é introduzida uma hipótese adicional, na qual a taxa média de incumprimento⁷⁹ é entendida como processo estocástico, com

⁷⁹ No *CreditRiskPlus* assume-se que a taxa média de incumprimento segue uma distribuição «Gama». A volatilidade daquela taxa pode reflectir a correlação entre os episódios de incumprimento e os factores de enquadramento, como o andamento do ciclo económico.

média μ e desvio-padrão σ_μ . O segundo bloco tem por objectivo o cálculo da perda em caso de incumprimento, de modo a ser possível determinar a parcela da exposição que, pelo facto de não gozar de eventual protecção (por exemplo, através de caução), constituirá uma perda para a instituição. Para tal, o valor da exposição de cada mutuário é ajustado por uma taxa de recuperação antecipada, a qual é determinada de forma exógena ao modelo e é independente quer do risco de degradação da qualidade do crédito quer do risco sistemático. Determinada a frequência de incumprimento e a severidade das perdas, resta encontrar – no terceiro bloco – a distribuição das perdas. Primeiro, a carteira é enquadrada em bandas de exposição, que passam a ser entendidas como (sub)carteiras independentes. Depois, sendo v_j a exposição comum da banda j expressa em unidades de L , sendo ε_j a perda esperada na banda j em unidades de L e sendo μ_j o número de incumprimentos esperados na banda j , então, por definição, $\mu_j = \varepsilon_j/v_j$. Em seguida, considerando que a perda esperada λ_A (igual ao produto da exposição L_A pela probabilidade de incumprimento P_A), expressa em unidades de L , é designada por ε_A , a perda esperada ao longo de um período na banda j (ε_j), em unidades de L , é equivalente à soma das perdas esperadas ε_A de todos os mutuários que pertençam à banda j , ou seja:

$$\mu_j = \sum_{A: v_A = v_j} \frac{\varepsilon_A}{v_j} \quad (4.20)$$

Atendendo às especificações anteriores, pode concluir-se que o *CreditRiskPlus* é uma ferramenta de quantificação do risco de crédito atractiva do ponto de vista da facilidade de cálculo. Com efeito, a metodologia – baseada na distribuição de «Poisson» – apresenta-se comparativamente mais simples de implementar. Todavia, importa não perder de vista que o facto de o risco de degradação da qualidade do crédito não ser captado representa uma simplificação significativa, também reflectida na informação necessária. Para além do mais, e à semelhança do *CreditMetrics* e do *PortfolioManager*, é assumida a inexistência de risco de mercado.

Regressando à proposta de Wilde e Jackson (2006) sobre estimativas de probabilidade de incumprimento com base na calibração do «*CreditRiskPlus*» a um modelo de incumprimento do tipo Merton, admite-se o conhecimento do número (N_t) de entidades pertencentes à carteira no ano t ($1 \leq t \leq T$), bem como do número de incumprimentos (r_{obs}) registado em todo o período. O objectivo consiste em estimar a probabilidade de incumprimento média de longo prazo (p) a partir dos dados disponíveis, com um determinado grau de conservadorismo. Naturalmente, a escolha óbvia para a estimação de p seria a média simples $\bar{p} = r_{obs} / \sum_{t=1}^T N_t$, mas a limitação ou inexistência de incumprimentos condiciona os resultados. Como referido nos subpontos anteriores, essa limitação é ultrapassada, de acordo com a metodologia de Pluto e Tasche (2005), através (i) da quantificação da incerteza das estimativas de probabilidade de incumprimento e (ii) do recurso a um estimador que depende do nível de confiança escolhido e que fornece um valor não negativo para p , mesmo na ausência de incumprimentos. Concretamente, e seguindo a notação empregue por Wilde e Jackson (2006), a quantificação assinalada em (i) é captada por $a_r(p)$, que representa a probabilidade de serem observados r incumprimentos quando a probabilidade de incumprimento de longo prazo é p , enquanto o estimador identificado em (ii) é definido como o valor de \bar{p} que satisfaz a seguinte igualdade (sendo γ o grau de conservadorismo da estimativa):

$$\sum_{r=r_{obs}+1} a_r(\bar{p}) = \gamma \quad (4.21)$$

A proposta metodológica situa-se, precisamente, no recurso ao «*CreditRiskPlus*» para simular os diferentes valores de r e de p necessários ao cálculo de $a_r(p)$. Para além dos pressupostos assinalados, a hipótese de o risco de crédito dos mutuários ser captado por um modelo do tipo Merton multi-factor, admitindo-se que «*smaller correlations exist between asset price movements in different years*» (Wilde e Jackson, 2006, p. 61), é representada por (nos anos i e j):

$$\rho_{ij} = \rho \theta^{|i-j|}, \text{ em que } \rho \text{ e } \theta \text{ são parâmetros do modelo} \quad (4.22)$$

Para especificar a proposta de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, é recuperada a formalização do modelo «*CreditRiskPlus*» avançada por Giese (2003, citado em Wilde e Jackson, 2006), na qual os incumprimentos – condicionais aos factores sistemáticos – seguem uma distribuição de «Poisson» (composta), permitindo identificar a função geradora de probabilidade $G(z) = \sum_{r=0}^{\infty} a_r z^r$, em que $a_r = a_r(p)$ corresponde à probabilidade de ser registado um total de r incumprimentos. Em detalhe:

$$G(z) = \prod_{k=1}^T \left(1 - \beta_k p \sum_i N_i \omega_{ik} (z-1) \right)^{-\alpha_k} \quad (4.23)$$

Como assinala Giese (2003, citado em Wilde e Jackson, 2006), e após diversas transformações, a expressão anterior pode ser especificada do seguinte modo:

$$\log G(z) = \log a_0 + \sum_{r=1}^{\infty} \frac{z^r}{r} \sum \alpha_k \lambda_k^r, \quad \text{em que } a_0 = G(0) = \prod_{k=1}^T (1 - \lambda_k)^{\alpha_k} \quad (4.24)$$

sendo o cálculo de $a_r(p)$, para um dado valor de p na equação (4.21), obtido a partir de:

$$a_r = \frac{1}{r} \sum_{i=0}^{r-1} \sum_{k=1}^T \alpha_k \lambda_k^{r-i} a_i \quad (4.25)$$

Recorde-se que o objectivo da metodologia proposta por Wilde e Jackson (2006) está centrado na determinação de α_k e de λ_k , de forma a replicar um modelo do tipo Merton. Com efeito, nesses modelos, a covariância do incumprimento entre dois mutuários A e B , nos anos i e j , pode ser representada por:

$$\text{cov}(I_A, I_B) = N_2 \left[N^{-1}(p), N^{-1}(p), \rho \theta^{|i-j|} \right] - p^2 \quad (4.26)$$

enquanto no «*CreditRiskPlus*» é especificada do seguinte modo:

$$\text{cov}(I_A, I_B) = p_{AB} - p^2 = p^2 \sum_{K=1}^T \varpi_{ik} \varpi_{jk} \beta_k \quad (4.27)$$

De modo a parametrizar o «*CreditRiskPlus*», é necessário impor a seguinte igualdade (Wilde e Jackson, 2006):

$$\sum_{k=1}^T \varpi_{ik} \varpi_{jk} \beta_k = c_{ij} = \frac{1}{p^2} \left[N_2 \left[N^{-1}(p), N^{-1}(p), \rho \theta^{|i-j|} \right] - p^2 \right] \quad (4.28)$$

o que, representando Δ_β uma matriz triangular com β_k ($1 \leq k \leq T$) ao longo da diagonal e C o membro direito da equação anterior, pode ser formalizado por $\varpi \Delta_\beta \varpi^T = C$.

Sendo $\xi_i = 1/\sqrt{\beta_i}$, a solução proposta pelos autores para o cálculo de estimativas de probabilidade de incumprimento, com base na calibração do «*CreditRiskPlus*», é especificada nos seguintes termos (sendo X uma matriz triangular inferior):

$$\varpi = X \Delta_\xi, \quad \text{em que } X X^T = C \quad (4.29)$$

De seguida, Wilde e Jackson (2006) deslocam-se para o plano prático, considerando um nível de confiança $\gamma = 75\%$, correlação $\rho = 12\%$ e $\theta = 30\%$ (parâmetros da equação 4.22). As estimativas são simuladas a partir dos métodos de *Monte Carlo*, baseado no «*CreditRiskPlus*», proposto pelos autores, e da Média-Variância⁸⁰.

Sobre os resultados obtidos, importa evidenciar, em primeiro lugar, a proximidade da metodologia baseada no «*CreditRiskPlus*» face à simulação de *Monte Carlo*, no caso de períodos de três e cinco anos. Para períodos de um ano, os resultados sugerem menor proximidade, o que é justificado, de acordo com os autores, com o facto de a simulação «*may be replaced by easier numerical integration over the single systematic factor*» (Wilde e Jackson (2006, p. 63). Em segundo lugar, o método da Média-Variância revela maior proximidade aos resultados da simulação de *Monte Carlo*, nos casos em que se encontram disponíveis amostras de maior dimensão. Não obstante, os autores reconhecem que «*our method is most advantageous where there are five or more years of data*» (Wilde e Jackson (2006, p. 63).

⁸⁰ Neste método, a distribuição de incumprimentos $\{a_r(p), r \geq 0\}$, para um determinado valor de p , é aproximada com uma distribuição «Normal», que partilha a média e a variância da actual distribuição.

4.2 Intervalos de Confiança

A estimação de intervalos de confiança para as probabilidades de incumprimento estimadas é outra linha de investigação sobre o tema das carteiras de baixa sinistralidade. A proposta que se apresenta, da autoria de Schuermann e Hanson (2004), recorre às técnicas «*Cohort*» e «*Duration*» e diz respeito à estimação de probabilidades de incumprimento quando a informação disponível é limitada, fruto da qualidade de crédito dos mutuários, da evolução do ciclo económico e da influência de fontes de heterogeneidade sobre a matriz de transição, como é o caso de especificidades do país ou do ramo de actividade. Trata-se de uma abordagem ao tema das carteiras de baixa sinistralidade em que as notações publicadas por agências de *rating* são o principal recurso de informação. Como se depreende, não tem aplicação generalizada a todos os tipos de carteira de baixa sinistralidade, não sendo viável para as que não apresentam incumprimentos nem para as que não dispõem de histórico de notação.

Schuermann e Hanson (2004) recorrem a dois métodos de simulação para determinarem intervalos de confiança para as probabilidades de incumprimento: um baseado na *Cohort* e outro baseado na *Duration* – nas variantes paramétrica (em que se assume homogeneidade temporal) e não paramétrica. De forma genérica, a técnica de *Cohort* consiste no acompanhamento de um grupo caracterizado por uma determinada condição e posterior comparação com um grupo semelhante mas não afectado pela condição sob investigação⁸¹. No caso de carteiras de baixa sinistralidade, e para determinação de estimativas das probabilidades de migração, são apenas considerados os dados registados no início e no final do período de observação, normalmente 1 ano. Por exemplo, se n em 100 empresas transitou da notação “AAA” para “AA+”, então $P_{AAA \rightarrow AA^+} = n\%$, sem atender a eventuais movimentos registados durante o período em análise. Pelo contrário, a técnica da *Duration* tem em conta as alterações de notação registadas durante o período de observação e a necessária ponderação do tempo em que

⁸¹ Trata-se de uma técnica de utilização generalizada em Medicina e nas Ciências Sociais.

se posicionou nessa notação. Apesar da existência de duas variantes da *Duration*, a proposta apresentada em Schuermann e Hanson (2004) orienta-se apenas no sentido paramétrico, que resulta da hipótese de homogeneidade temporal, uma vez que os resultados dos testes efectuados não sugerem diferenças entre as matrizes de transição.

Após a estimação da probabilidade de incumprimento de uma empresa com notação R (PD_R), pode perspectivar-se a construção de um intervalo de confiança (de dimensão $1-\alpha$) em torno da probabilidade de incumprimento estimada, ou seja:

$$\Pr\left[PD_R^{\min} < \hat{PD}_R < PD_R^{\max}\right] = 1 - \alpha \quad (4.30)$$

Atendendo a que as taxas de incumprimento serão mínimas no caso de carteiras de baixa sinistralidade, PD_R^{\min} pode assumir valores nulos, o que se traduzirá em intervalos assimétricos em torno de \hat{PD}_R . Se for assumido que o incumprimento é uma variável binomial aleatória, a teoria propõe que o intervalo de confiança (*standard*), na especificação de Wald, assuma a seguinte forma:

$$CI_W = \hat{PD}_R \pm k \sqrt{\frac{\hat{PD}_R (1 - \hat{PD}_R)}{N_R^*}} \quad (4.31)$$

em que N_R^* é o número total de anos em que a notação R foi atribuída a uma empresa e k é o percentil de ordem 100 $(1-\alpha/2)$ da distribuição «Normal». A formalização anterior parte do pressuposto de que a \hat{PD}_R é estimada a partir de um conjunto independente e identicamente distribuído, ou seja, não regista variações sistemáticas em função do tempo ou do ramo de actividade e não existem efeitos de correlação. Tais pressupostos parecem distantes das condições registadas nos mercados, uma vez que o andamento do ciclo económico repercute-se sobre a generalidade das empresas, embora com grau de homogeneidade distinto. Deste modo, (Schuermann e Hanson, 2004, p. 6) assinalam que «*the Wald confidence interval (...) will likely be too tight*», avançando com uma proposta baseada em re-amostragem (*resampling*).

A obtenção de intervalos de confiança para as probabilidades de incumprimento estimadas é concretizada através de *Bootstrap*. Trata-se de uma técnica que permite disponibilizar estimativas de estatísticas de precisão quando as estimativas analíticas são enviesadas ou não estão disponíveis. De forma genérica, consiste no tratamento de uma amostra como sendo a população e na produção de amostras aleatórias, a partir da amostra efectiva para estimar uma distribuição. Como é de esperar, as amostras *bootstrapped* são geradas por substituição da amostra disponível, isto é, cada unidade observada pode ser amostrada mais do que uma vez.

No caso concreto, a técnica traduz-se na criação de B amostras *bootstrapped* de dimensão N_t , que representa o número de empresas para as quais existe histórico de notação ao longo de um determinado período (um ano, em regra), e na construção da matriz de transição $\{PD(t)^{(j)}\}_{j=1}^B$, em que $j = 1, \dots, B$ corresponde ao número de réplicas *bootstrap*. Para assegurar uma margem de segurança adicional, o número de réplicas foi fixado em 10.000, quando na literatura sobre o tema é recomendado apenas o valor 1.000 (Efron e Tibshirani, 1993, citados em Schuermann e Hanson, 2004). As simulações efectuadas incidiram em notações publicadas pela Standard & Poor's entre 1981 e 2002, abrangendo, essencialmente, grandes empresas internacionais, tendo a amostra ficado restringida a empresas sedeadas nos EUA que emitiram obrigações, no total de 6.776. A taxa média anual de sinistralidade da amostra é de 1.66%, com 842 episódios de incumprimento. Foram utilizadas duas técnicas de estimação de probabilidades de incumprimento (*Cohort* e *Duration*) e comparados os intervalos de confiança das estimativas obtidas através de abordagens analíticas (Wald) e *Bootstrap*.

Sobre os resultados, importa salientar que, em regra, as simulações com base no método de *Cohort* dão origem a estimativas mais elevadas do que as produzidas através da *Duration*. A excepção situa-se nos graus de risco de maior qualidade (entre "AAA" e "AA"), supostamente, aqueles em que são mais vincadas as características de baixa sinistralidade. Por outro lado, para as estimativas baseadas na *Duration*, obteve-se evidência de que os intervalos de confiança obtidos através de *bootstrapping* têm menor

amplitude do que os obtidos através de intervalos de Wald. Posteriormente, Schuermann e Hanson (2004) impuseram a obrigatoriedade de o sistema de notação ser monótono e procederam ao seu teste formal. Utilizando as estimativas de probabilidade de incumprimento obtidas a partir da *Duration*, foi possível concluir que o requisito de monotonia é apenas respeitado para a *categoria de especulação* (abaixo de “BBB–”, na escala de notação da Standard & Poor’s). Os resultados sugeriram, também, que o condicionamento das probabilidades de incumprimento ao andamento do ciclo económico traduz-se numa maior capacidade de distinção de probabilidades de incumprimento em recessão do que em expansão. Por último, foram estudados os efeitos da variação da amplitude da janela de estimação, de modo a que fossem consideradas estimativas de probabilidade de incumprimento variáveis ao longo do tempo. Para tal, foi necessário recorrer a intervalos de confiança *Bootstrap* para as estimativas de probabilidade de incumprimento baseadas na *Duration*, utilizando janelas móveis de 1 e de 5 anos, de modo a viabilizar comparações entre as probabilidades de incumprimento estimadas ao longo de intervalos mais curtos e as respectivas médias de longo prazo. Em ambas as janelas, os resultados sugerem a existência de diferenças entre as estimativas condicionadas e não condicionadas num número significativo de anos.

A última referência ao trabalho de Schuermann e Hanson (2004) situa-se nas implicações dos resultados anteriores para as funções de supervisão e de gestão de risco de crédito. Perante a alternativa de introdução de novos graus de risco ou de desagregação dos graus de maior risco, consideram que, do ponto de vista da estimação, será preferível a segunda alternativa, dado a primeira poder traduzir-se na obtenção de estimativas de probabilidade de incumprimento não monótonas.

4.3 Abordagem da Verosimilhança

A proposta de Forrest (2005) sobre determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade tem por base a Teoria da Inferência

Estatística⁸². Trata-se de uma opção extensível a carteiras de elevada sinistralidade (*high-default portfolios*). De uma forma simples, a abordagem pode ser traduzida do seguinte modo: uma combinação de parâmetros p ficará situada na região de 95% de confiança da estimativa da máxima verosimilhança se, através dos dados observados, a hipótese H_0 (parâmetros iguais a p) for rejeitada. O *Rácio de Verosimilhança (LR)* fornece a referência fundamental para o teste de hipóteses, ou seja, os valores de LR circunscrevem a região de confiança⁸³. Importa, contudo, verificar se o valor de corte⁸⁴ é aplicável a todos os valores de p . De acordo com Forrest (2005), e de forma aproximada, tal é possível à medida que a dimensão da amostra vai aumentando. Assim, se x for o valor de corte, a região de confiança é dada pelo conjunto de parâmetros p que satisfazem a seguinte desigualdade: $-2\log LR(p) < x$.

No caso de carteiras com número elevado de incumprimentos, o valor de corte segue uma distribuição «Qui-quadrado». De acordo com o autor, «*this approximation is understood to be adequate for practical use down to about five defaults per grade*» (Forrest, 2005, p. 4). Concretamente, propõe que o número de graus de liberdade seja dado pelo número de graus de risco, conduzindo a que o valor de corte a 95% fique situado no percentil 95 da distribuição «Qui-quadrado». No caso de carteiras com número reduzido de incumprimentos, a aproximação do valor de corte à distribuição «Qui-quadrado» não é apropriada, sendo necessário determiná-lo quando o número de incumprimentos se situa entre 1 e 5. Porém, a situação de ausência de incumprimentos é a que suscita maior reserva e justifica uma avaliação mais detalhada.

⁸² A Inferência Estatística possibilita a dedução sobre modelos estatísticos que descrevem dados observados. O modelo e os dados determinam, em conjunto, a função de Verosimilhança, sendo obtida a melhor estimativa dos parâmetros no ponto a que corresponde a *máxima verosimilhança*. Recorde-se que o conceito de verosimilhança é apoiado em fundamentos intuitivos, ou seja, que para estimar-se um parâmetro (por exemplo, a PD) deverá ser escolhido o valor, função das observações, que torna mais provável a amostra.

⁸³ O quociente entre a verosimilhança e a máxima verosimilhança é conhecido como *Ratio de Verosimilhança (LR)*, registando valores inferiores à unidade. Em geral, é sujeito a um reescalamento do tipo $-2 \log(LR)$.

⁸⁴ Corresponde ao valor a que deve segmentar-se LR para determinar as regiões de confiança dos parâmetros do modelo.

Antes de verificar o comportamento entre probabilidades de incumprimento e Rácio de Verosimilhança, recorrendo a um conjunto de exemplos – abrangendo combinações entre o nível de correlação, o número de incumprimentos e o nível de desagregação dos graus de risco –, atente-se na sistematização da metodologia, em cinco passos, proposta por Forrest (2005):

- 1) Avaliação da informação disponível (notações externas, opinião de peritos, etc.) para afectação da carteira por diferentes graus de risco.
- 2) Cálculo da função de Verosimilhança dos dados observados, tendo em conta eventuais restrições impostas pelo passo anterior e efeitos de correlação entre as exposições.
- 3) Determinação da máxima verosimilhança e construção do Rácio de Verosimilhança. O ponto de máxima verosimilhança corresponde à melhor estimativa das probabilidades de incumprimento.
- 4) Decisão sobre o valor de corte, que depende do número de graus de risco e do nível de confiança pretendido.
- 5) Obtenção da região de confiança das probabilidades de incumprimento.

Forrest (2005) propõe alguns exemplos para ilustrar a metodologia anterior, contemplando situações que envolvem combinações entre o número de incumprimentos, a dimensão dos graus de risco e os efeitos de correlação. Para efeitos de sistematização, essas combinações foram organizadas em dois blocos: o primeiro ancorado na situação de ausência de incumprimentos e o segundo fixado na existência de um número reduzido de incumprimentos. Em qualquer dos blocos, foi admitida uma carteira composta por n empréstimos e um valor de correlação de 12% (compatível com a proposta do BCBS, 2004), sempre que aplicável, e a repartição da carteira por graus, a que correspondem probabilidades de incumprimento que respeitem a propriedade da monotonia.

4.3.1 Ausência de Incumprimentos

A primeira situação corresponde à existência de um único grau de risco e à ausência de correlação. A verosimilhança (L) é equivalente a:

$$L(p) = (1 - p)^n, \quad (4.32)$$

sendo maximizada em $p = 0$, o valor mais provável de p . Como referência, são avançados valores de corte de 75% e 95%, a que correspondem probabilidades de incumprimento de 1.3% e 3%, respectivamente.

A segunda situação apreciada equivale à existência de vários graus de risco, mantendo-se a ausência de correlação. Considerando que a carteira é composta por dois graus (n_p e n_q), a que correspondem probabilidades de incumprimento p e q , respectivamente, a verosimilhança (L) é equivalente a:

$$L(p, q) = (1 - p)^{n_p} (1 - q)^{n_q} \quad (4.33)$$

O valor da máxima verosimilhança situa-se no ponto em que $p = q = 0$, mas a região mais conservadora é registada quando a verosimilhança excede 0.05 (nível de confiança de 95%), isto é, quando $q \leq 9.8\%$ e $p \leq 3\%$. Conforme salienta o autor, «*these values agree with the "most prudent estimate" approach in Pluto and Tasche nicely*» (Forrest, 2005, p. 9).

Apesar de a extensão das condições anteriores ao caso em que a correlação marca presença não ser directamente tratada por Forrest (2005), é possível deduzir a função de verosimilhança a partir de outras especificações (*vide* equação anterior):

$$E \left\{ \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{n_p} \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(q) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{n_q} \right\} \quad (4.34)$$

Admitindo que a correlação atinge 12%, a região de confiança a 95% é delimitada⁸⁵ por ($-2\log LR = 5.99$), obtendo-se $p = 8\%$ e $q = 20\%$.

⁸⁵ O valor 5.99 do segundo membro resulta da distribuição «Qui-quadrado» com 2 graus de liberdade.

4.3.2 Número Reduzido de Incumprimentos

Fixando como factor comum o número reduzido de incumprimentos, é possível organizar os exemplos apresentados em Forrest (2005) em dois grupos: o primeiro ligado à existência de um único grau de risco e o segundo relacionado com a presença de vários graus de risco. Ambos são acompanhados por situações em que o efeito da correlação se faz ou não notar.

Atente-se na situação em que a carteira se encontra integralmente concentrada num único grau de notação. Quando a correlação não se faz notar e se admite a ocorrência de D incumprimentos, a verosimilhança é determinada a partir da seguinte expressão:

$$L(p) = p^D (1 - p)^{n-D} \quad (4.35)$$

A máxima verosimilhança é encontrada quando a probabilidade de incumprimento é equivalente ao quociente entre o número de incumprimentos (D) e a dimensão da amostra (n), ou seja, $p = D/n$. O valor de corte da probabilidade de incumprimento é dado por uma proporção da máxima verosimilhança:

$$LR(p) = \frac{L(p)}{L(D/n)}, \quad (4.36)$$

sendo necessário analisar a variação registada pela probabilidade de incumprimento para cada número de incumprimentos. Por exemplo, para $D=5$ e um valor de corte de 3.85, a probabilidade de incumprimento situa-se entre 2.1% e 10.2%. Ainda no caso de concentração da carteira num único grau de notação, a presença de correlação implica a modificação da máxima verosimilhança, através da substituição de p pela seguinte expressão:

$$\Phi \left[\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right], \quad (4.37)$$

o que conduz à formação de uma expectativa em relação a Y , que segue uma distribuição «Normal»:

$$E \left\{ \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^D \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{n-D} \right\} \quad (4.38)$$

Sendo D o número de incumprimentos, a expectativa anterior pode ser aproximada através de uma média de M termos, à medida que Y evolui ao longo dos quantis da distribuição «Normal», ou seja:

$$\frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \left[P \left(p, \frac{i-1/2}{M} \right)^D \left(1 - P \left(p, \frac{i-1/2}{M} \right) \right)^{n-D} \right], \quad (4.39)$$

em que:

$$P(p, x) = \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + \Phi^{-1}(x)\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \quad (4.40)$$

Para uma simulação sobre a existência de 10 incumprimentos, com correlação de 12%, a probabilidade de incumprimento situa-se entre 2.5% e 32%, com um nível de confiança de 95%.

Atente-se, agora, na situação em que a carteira se encontra repartida por graus de risco. Quando a correlação não se faz notar e se admitem dois graus (n_p e n_q), com D_p e D_q incumprimentos, a que correspondem probabilidades de incumprimento p e q , respectivamente, a verosimilhança (L) é equivalente a:

$$L(p, q) = p^{D_p} (1-p)^{n_p-D_p} (1-q)^{n_q-D_q} \quad (4.41)$$

A máxima verosimilhança é encontrada quando a probabilidade de incumprimento é equivalente ao quociente entre o número de incumprimentos (D) e a dimensão da amostra, ou seja, $p = D_p/n_p$ e $q = D_q/n_q$. O valor de corte da probabilidade de incumprimento é dado por:

$$LR(p, q) = \frac{L(p, q)}{L \left(\frac{D_p}{n_p}, \frac{D_q}{n_q} \right)}, \quad (4.42)$$

o que conduz a que a região mais conservadora de p e q seja delimitada por:

$$L(p, q) = p^{D_p} (1 - p)^{n_p - D_p} (1 - q)^{n_q - D_q} \quad (4.43)$$

Na simulação efectuada por Forrest (2005), o valor da máxima verosimilhança localiza-se na região delimitada por $p \leq 12\%$ e $q \leq 23\%$, para um nível de confiança de 95%. Trata-se de um resultado consistente com o princípio da Estimativa Mais Prudente. Não obstante, caso num dos graus de risco não se registem incumprimentos e no outro se registre um número significativo de incumprimentos, essa consistência é quebrada, conduzindo a estimativas bastante conservadoras.

Por último, ainda na situação em que a carteira se encontra repartida por graus de risco (n_p e n_q), com D_p e D_q incumprimentos, importa verificar as repercussões metodológicas resultantes da introdução de correlação. A função esperada de verosimilhança passa a ser especificada do seguinte modo (equação 4.44):

$$E \left\{ \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{D_p} \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(p) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{n_p - D_p} \left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(q) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{D_q} \left[1 - \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(q) + Y\sqrt{\rho}}{\sqrt{1-\rho}} \right) \right]^{n_q - D_q} \right\}$$

A simulação levada a cabo, baseada na existência de 3 incumprimentos no grau n_p e de 2 incumprimentos no grau n_q , produziu estimativas da máxima verosimilhança equivalentes a 5.0% (p) e 7.9% (q). A região em que se encontram as probabilidades de incumprimento mais conservadoras é delimitada por $p \leq 27\%$ e $q \leq 39\%$.

A compatibilidade da escolha da combinação das probabilidades de incumprimento mais conservadoras com os limites da região de confiança é um aspecto que suscita particular atenção. Concretamente, é possível que a probabilidade de incumprimento escolhida dentro dos limites da região de confiança não seja a que corresponde à estimativa mais conservadora. Como tal, é identificada a necessidade de ser fixada uma regra para a escolha das combinações de probabilidades de incumprimento dentro da região de confiança, consistindo a mesma, segundo Forrest (2005, p. 14), em «(...) to choose the point in the confidence region which maximises the Basel II K factor».

4.4 Opinião de Peritos

A informação escassa sobre episódios de incumprimento que caracteriza as carteiras de baixa sinistralidade é o ponto de partida para a justificação do interesse em formalizar a opinião de peritos na estimação de probabilidades de incumprimento. Com efeito, nos casos em que os dados históricos não são suficientes para fornecer estimativas fiáveis sobre o risco de crédito de uma carteira, o recurso ao entendimento de especialistas poderá constituir uma fonte de informação relevante, como é amplamente reconhecido na literatura – *vide*, entre outros, BCBS (2005a). A novidade que transparece da proposta de Kiefer (2006) reside, justamente, na passagem desse conhecimento para o plano formal, partindo do pressuposto de que a incerteza sobre a probabilidade de incumprimento deve ser modelizada do mesmo modo que a incerteza sobre incumprimentos, nomeadamente, através de uma distribuição de probabilidade. Como, à partida, não é possível saber se, no futuro, ocorrerá ou não um incumprimento, uma possível solução reside na modelização dessa incerteza através de uma distribuição de probabilidade. A distribuição final reflectirá, por conseguinte, quer a informação disponível quer o conhecimento de especialistas Kiefer (2006).

No plano da formalização, a informação fornecida por especialistas é designada por e e a informação interna existente por d_i , a qual assume valor um, em caso de incumprimento, e valor zero na situação contrária. Kiefer (2006, p. 3) reconhece que, no caso da informação interna, «*this is a clear simplification of the actual problem, in which asset quality can improve or deteriorate and assets are not completely homogeneous*». De qualquer modo, recorre a uma amostragem de Bernoulli independente, com parâmetro θ desconhecido. A distribuição de d_i é dada por:

$$p(d_i | \theta, e) = \theta^{d_i} (1 - \theta)^{1-d_i} \quad (4.45)$$

Sendo $D = \{d_i, i = 1, \dots, n\}$ a representação do conjunto de dados e $r = r(D) = \sum_i d_i$ o total de incumprimentos, a distribuição conjunta da informação pode ser expressa do seguinte modo:

$$p(D|\theta, e) = \prod \theta^{d_i} (1-\theta)^{1-d_i} = \theta^r (1-\theta)^{n-r} \quad (4.46)$$

Uma vez que esta distribuição depende apenas do conjunto de dados internos D através de r , dado que n é fixo, é possível concentrar a atenção sobre a distribuição de r , ou seja:

$$p(r|\theta, e) = \binom{n}{r} \theta^r (1-\theta)^{n-r} \quad (4.47)$$

Na medida em que $r(D)$ é uma estatística suficiente, nenhuma outra função dos dados possui teor explicativo sobre θ , conhecendo-se $r(D)$. O mesmo é admitir que toda a informação relevante sobre θ surge a partir da distribuição $p(r|\theta, e)$. Formalmente:

$$-d^2 \ln p(D|\theta, e)/d\theta^2 = -d^2 \ln p(r|\theta, e)/d\theta^2 = \left[r/\theta^2 + (n-r)/(1-\theta)^2 \right] \quad (4.48)$$

A modelização proposta constitui um meio de organizar e quantificar a incerteza da ocorrência de incumprimentos. No entanto, num grupo de n activos/ano poderão registar-se acontecimentos, à partida, incertos, exigindo um sistema através do qual seja possível mensurar e combinar as incertezas de forma consistente. O recurso a um modelo probabilístico é a solução seguida por Kiefer (2006, p. 7). Na verdade, «*aggregating uncertainties by combining probabilities is the key to moving from uncertainty about whether an asset will default, to default rates in a segment of homogeneous assets, to defaults in the whole diversified portfolio*». O passo seguinte consiste em organizar e incluir a informação fornecida por especialistas, o que exige a quantificação da incerteza sobre θ . Kiefer (2006, p. 8) adianta que «*there is only one satisfactory way of representing uncertainty about θ , just as there is one compelling way to model uncertainty about defaults. Namely, through a probability distribution, $p(\theta|e)$* ». Partindo do pressuposto de que $p(\theta) = 1$, para $\theta \in [0,1]$, uma das formas consideradas para representar a incerteza é o recurso à distribuição «Beta» (com parâmetros α e β):

$$p(\theta|\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} \beta^{\beta-1} \quad (4.49)$$

Outra forma de representação resulta da especificação de $\theta \in [a, b] \subset [0, 1]$, modificando a equação anterior, ou seja:

$$p(\theta|\alpha, \beta, a, b) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{(b-a)\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \cdot \left(\frac{a-\theta}{a-b}\right)^{\alpha-1} \cdot \left(\frac{\theta-b}{a-b}\right)^{\beta-1} \quad (4.50)$$

A formalização anterior é o ponto de partida para uma nova proposta sobre a componente de informação assegurada por especialistas, na qual são incluídos novos parâmetros α , β e λ :

$$p(\theta|\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, a, b) = \frac{\lambda\Gamma(\alpha_1 + \beta_1)}{(b-a)\Gamma(\alpha_1)\Gamma(\beta_1)} \cdot \left(\frac{a-\theta}{a-b}\right)^{\alpha_1-1} \cdot \left(\frac{\theta-b}{a-b}\right)^{\beta_1-1} \\ + \frac{(1-\lambda)\Gamma(\alpha_2 + \beta_2)}{(b-a)\Gamma(\alpha_2)\Gamma(\beta_2)} \cdot \left(\frac{a-\theta}{a-b}\right)^{\alpha_2-1} \cdot \left(\frac{\theta-b}{a-b}\right)^{\beta_2-1} \quad (4.51)$$

Em seguida, é necessário combinar o modelo estatístico que reúne os dados internos ($p(r|\theta, e)$) com a informação acrescentada pelo contributo de peritos – $p(\theta|e)$. Com recurso aos lemas da Teoria das Probabilidades, obtém-se:

$$p(\theta|r, e) = \frac{p(r|\theta, e)p(\theta|e)}{p(r|e)} \quad (4.52)$$

em que $p(r|e)$ é a distribuição incondicional do número de incumprimentos ou a distribuição preditiva de r , especificada do seguinte modo:

$$p(r|e) = \int p(r|\theta, e)p(\theta|e)d\theta \quad (4.53)$$

No caso de o contributo de especialistas ser configurado através de dois parâmetros, a formalização é a seguinte:

$$p(r|e) = \frac{\Gamma(r+\alpha)\Gamma(n-r+\beta)\Gamma(\alpha+\beta)\Gamma(n+1)}{\Gamma(r+1)\Gamma(n-r+1)\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)\Gamma(n+\alpha+\beta)} \quad (4.54)$$

O exemplo que o autor avança consiste na consulta a um perito em risco de crédito em exposições sobre bancos, uma carteira normalmente integrada no conceito de baixa sinistralidade. A informação fornecida traduziu-se na indicação do mínimo (0.0001), máximo (0.05), média (0.05), mediana (0.0033) e quartis (0.00225 e 0.25) da probabilidade de incumprimento, utilizadas para a determinação de uma distribuição «Beta». De acordo com a especificação, o valor esperado do número de incumprimentos (r) é de 0.424 para uma amostra (n) de 100 exposições, de 1.27 para $n = 300$ e de 2.12 para $n = 500$. A representação da distribuição $p(\theta|r,e)$ permite concluir que a «*comparison with the prior distribution (...) reveals that the expert provides much more information to the analysis than do the data*» (Kiefer, 2006, p. 17).

Uma última referência à compatibilidade da metodologia proposta por Kiefer (2006) com as orientações do BCBS acerca da validação de modelos em carteiras de baixa sinistralidade. Um dos pontos que suscita maiores reservas ao autor prende-se com as carteiras que, segundo aquele Comité, podem concentrar dificuldades de maior monta (sob o ponto de vista prudencial, entenda-se): «*Other portfolios may not have incurred recent losses, but historical experience or other analysis might suggest that there is a greater likelihood of losses than is captured in recent data*» (BCBS, 2005a, p. 1). Para Kiefer, 2006, p. 206) «*that phrase is disconcerting, as it seems to imply that there are ways to bring more information out of data than that revealed in the likelihood function, and of course that is impossible*». Não obstante, manifesta-se favorável à sugestão de recurso a outras fontes de informação sobre incumprimentos. Kiefer (2006) reconhece, também, que a metodologia que resulta do contributo de peritos, pode suscitar reservas das autoridades de supervisão, que podem ser limitadas se assentarem em critérios objectivos e se tiverem correspondência em termos de utilização interna.

4.5 Acontecimentos (Choques Aleatórios)

Sabato (2006) apresentou uma proposta sobre a determinação de probabilidades de incumprimento quando não existe histórico de incumprimentos, que parece

consubstanciar uma linha de investigação ainda não explorada no âmbito das carteiras de baixa sinistralidade. Centra-se no segmento de retalho e aponta para o caso em que as condições de modelização estão afastadas de padrões considerados necessários à implementação de soluções baseadas em *expert scorecards*. Concretamente, defende que «*generic scoring models are neither the only way nor the most accurate to solve the problem of modelling retail credit risk in conditions of relative sparse empirical default data*» (Sabato, 2006, p. 1).

A metodologia é passível de utilização mesmo quando não se encontra disponível qualquer informação sobre o risco de crédito, e consiste em relacionar os incumprimentos a episódios, ou choques, que ocorrem previamente e que os podem determinar (por exemplo, desemprego ou divórcio). Com base em estatísticas públicas sobre a incidência desse tipo de choques, é possível, segundo o autor, gerar aleatoriamente incumprimentos, recorrendo às diferentes variáveis incluídas na informação sobre os mutuários (por exemplo, ramo de actividade e estado civil).

Nestas condições, a estimação de probabilidades de incumprimento passa a poder realizar-se com base num modelo de probabilidade condicionada, do tipo *Logit*, através da maximização de uma função Log-verosimilhança. Segue, no essencial, a técnica descrita no ponto 3.2.1.2, de acordo com a proposta de Hosmer e Lemeshow (1989), traduzida através da equação (3.17).

Partindo do pressuposto de que para modelizar o risco de crédito o comportamento dos indivíduos não é semelhante ao das empresas, Sabato (2006) apoia-se em evidência sobre a importância de choques ou perturbações que afectam os primeiros, ao contrário do processo de degradação contínua que acompanha o incumprimento dos segundos. Com efeito, Avery, Calem e Canner (2004) avaliaram o efeito da inclusão de dados situacionais ou choques – como circunstâncias económicas (*v.g.* taxa de desemprego) ou casos pessoais (*v.g.* divórcio) – na explicação do risco de crédito de particulares. Os modelos que desenvolveram viabilizam o efeito desse tipo de dados na explicação da propensão dos indivíduos para registarem incumprimentos em novos empréstimos.

Como tal, Sabato (2006, p. 13) sugere que «*if the information about defaults is not available, we can use the information about one of these shocks as predictor of the possible future personal financial distress*». O recurso a dados situacionais incorpora uma vantagem evidente, ligada à disponibilidade de informação em estatísticas publicadas por organismos oficiais. Essas estatísticas podem, pois, ser utilizadas para modelizar a probabilidade de ocorrência do choque em variáveis incluídas na amostra⁸⁶. Em consequência, é inevitável a sobrestimação do poder discriminante da variável escolhida dentro da amostra, dado que a variável dependente será construída com base no respectivo relacionamento com o choque. Não obstante, o autor deixa claro que «*(...) this is a realistic assumption considering that we are not trying to predict the default event, but the trigger event that usually causes the default*» (Sabato, 2006, p. 14).

Como assinalado, os modelos baseados na técnica *Logit* representam combinações de variáveis que permitem distinguir entre dois grupos em que uma população ou amostra pode ser dividida. Na verdade, em carteiras que não tenham registado incumprimentos não é possível assegurar, *a priori*, essa distinção. É neste aspecto que incide a proposta de Sabato (2006). A alternativa de gerar incumprimentos de forma aleatória é, assim, contornada pelo recurso à indicação dada por determinado evento que se sabe, à partida, poder contribuir, mais tarde, para a explicação da ocorrência de incumprimentos. Reunidos os dois grupos de mutuários – com e sem incumprimentos – é possível avançar para a estimação, recorrendo à Análise Discriminante.

Apesar de a amostra disponível apresentar uma dimensão assinalável, Sabato (2006) opta, numa primeira fase, por não considerar os incumprimentos incluídos e recorre à taxa de desemprego como meio de os accionar, tendo presente a taxa média esperada de incumprimento para a carteira em questão, como indicador do número de incumprimentos a gerar⁸⁷. Os incumprimentos constantes da amostra serão

⁸⁶ Por exemplo, idade e nível de educação do mutuário.

⁸⁷ Concretamente, se a amostra for composta por 11.366 observações e se a taxa média esperada de incumprimento for de 5% devem ser gerados 568 incumprimentos ($=11.366 \times 0.05$).

considerados posteriormente para comparar o desempenho do modelo. Depois, observa-se a distribuição da taxa de desemprego por duas variáveis incluídas na amostra (idade e nível de educação). Para cada banda (i) dessas variáveis – por exemplo, até aos 25 anos, no primeiro caso, e ensino básico, no segundo – pode observar-se uma taxa de desemprego distinta (U_i). Torna-se, então, possível determinar, para cada banda, a distância para a taxa média de desemprego da totalidade da carteira (AVGU), o chamado «*shock index*», ou seja:

$$SI_i = \frac{U_i}{AVGU} \quad (4.55)$$

O *shock index* permite aferir a distância de cada variável ao evento que acciona incumprimentos, sendo assumido que essa distância não seria modificada se, em alternativa, fosse utilizado o próprio evento de incumprimento. Posteriormente, calcula-se a taxa de incumprimento esperada para cada banda (DF_i), através da multiplicação de SI por uma taxa de incumprimento (X) que assegure a igualdade entre a taxa média esperada de incumprimento de toda a carteira (AVGDF) – ponderada pela percentagem da população em cada banda (a_i) – e o valor esperado, ou seja:

$$DF_i = SI_i \cdot X, \text{ em que } X = \frac{AVGDF}{SI_1 \times a_1 + SI_2 \times a_2 + \dots + SI_n \times a_n} \quad (4.56)$$

O resultado do cálculo anterior é depois multiplicado pela dimensão da população incluída em cada banda, obtendo-se o número esperado de incumprimentos que deve ser inferido. Finalmente, é possível transformar, em cada banda, o número de mutuários que não incumpriram em mutuários com incumprimento e, assim, reunir o número de observações necessário, em cada grupo.

A selecção das variáveis a incluir no modelo *Logit* foi realizada através do teste do rácio de Verosimilhança (LR), com nível de significância de 20%. As seguintes variáveis ultrapassaram os padrões desse teste: idade, peso do endividamento no rendimento, peso do montante financiado no rendimento, tipo de emprego, nível de educação, valor do empréstimo face à hipoteca, estado civil e número de anos na actual ocupação.

A validação do modelo foi essencialmente apoiada na comparação do desempenho com outras técnicas a que as instituições recorrem – caso dos *scorecards* – e com os incumprimentos registados (mas que, por opção, foram retirados da amostra). Foram calculados os erros de classificação (do tipo I e do tipo II)⁸⁸ e o grau de precisão das estimativas (*Accuracy Ratio*). Apesar de reconhecer que «*the value of the internal data, when is available, is extremely high and it is unquestionable that leads to the most powerful default prediction models*» (Sabato, 2006, p. 28), considera que a precisão das previsões de modelos desenvolvidos com base em amostras preparadas com o recurso a dados situacionais é significativamente maior do que a registada em *scorecards* e próxima do desempenho de modelos que recorrem aos incumprimentos registados.

Relativamente à compatibilidade da metodologia proposta com as orientações do BCBS sobre validação de modelos em carteiras de baixa sinistralidade, há que não perder de vista que, como assinalado no ponto 2.2.1, é reconhecida a inexistência de uma metodologia de validação de aplicação generalizada a todas as carteiras, sendo recomendado que a escolha das técnicas de validação tenha em conta as especificidades da carteira e as circunstâncias particulares da instituição. Nesse sentido, Sabato (2006, p. 29) defende que «*the suggested methodology can be considered as a Basel II compliant realistic alternative in order to develop meaningful default prediction models for LDPs*».

Tomando por referência os requisitos de Basileia II, é de notar que a proposta de Sabato (2006) não concretiza os critérios associados à escolha das variáveis abrangidas pela incorporação de dados situacionais, a relação entre a escala de notação utilizada e as bandas em que se podem desagregar as variáveis, o âmbito temporal do cálculo da taxa média esperada de incumprimento e a combinação entre incumprimentos efectivamente registados (se existirem) e gerados pela metodologia de recurso a dados situacionais. Com efeito, questiona-se a assunção das características de baixa sinistralidade, em especial, o *timing* e a materialização dos incumprimentos gerados.

⁸⁸ Vide nota de rodapé 58.

4.6 Questões em Aberto

A literatura sobre estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade contém algumas matérias que ainda não atingiram suficiente maturidade teórica, como reflecte a posição das autoridades de supervisão, decorrente do tratamento regulamentar a conceder a estas carteiras. Sistematizando as observações avançadas pelos autores anteriormente apresentados, é possível agrupar as matérias em aberto na literatura sobre carteiras de baixa sinistralidade do seguinte modo: nível de confiança das estimações, definição das características de baixa sinistralidade de uma carteira, diferença de notação entre graus da carteira, inclusão da opinião de peritos e desenvolvimento de técnicas para estimação de LGD e de EAD, através de factores de conversão (CF).

Talvez porque a determinação de intervalos de confiança marca presença em várias propostas de estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, a definição do nível de confiança a que os mesmos devem sujeitar-se constitui um dos temas mais enfatizados, em especial por Pluto e Tasche (2005) e por Forrest (2005). Pluto e Tasche (2005, p. 12) salientam «*the confidence level could, in practice, be used to control for the spread of PD estimates over the rating years (...) – the higher the confidence level, the higher the spread*». Forrest (2005, p. 15) assinala que «*these cut levels, their significance level and principle, will need to be justified by the business and theoretical context*». Pluto e Tasche (2005) advogam, também, que o aumento do nível de confiança reflecte-se no acréscimo da amplitude das estimativas de probabilidade de incumprimento. Como é notório, a definição do nível de confiança das estimativas e dos intervalos que as mesmas podem assumir constitui um factor decisivo para o valor das probabilidades de incumprimento, com evidentes repercussões sobre o capital regulamentar.

Outra questão envolvida é a da dimensão de incumprimentos a partir da qual se pode considerar que uma carteira é considerada de baixa sinistralidade. Recorde-se, por exemplo, que a proposta da autoridade de supervisão do Reino Unido, sintetizada no

ponto 2.2.3, admitia uma posição prévia do regulador sobre a publicação de um «*objective criterion for identifying a Low-Default Portfolio*» (Benjamin et al., 2006, p. 23). No essencial, além da obrigatoriedade das carteiras a que são reconhecidas as características de baixa sinistralidade verificarem um conjunto de condições (*vide* ponto 2.1), é reconhecida utilidade à existência de um critério objectivo que as permita identificar. Tal permitiria, por exemplo, que os valores das probabilidades de incumprimento não registassem variações bruscas (os chamados *cliff effects*) e que acompanhassem o acréscimo do número de incumprimentos. Todavia, e com base em avaliações da FSA sobre possíveis formas de especificação do critério – em função do número de incumprimentos ou através da introdução de um limite superior para as probabilidades de incumprimento –, não foi possível confirmar a prevalência de nenhuma das formas.

Atendendo às limitações de informação sobre incumprimentos, e dado o apelo à utilização de dados de teor qualitativo, a incorporação de opiniões de especialistas é uma questão presente na generalidade das propostas apresentadas na literatura sobre modelização de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Com efeito, até que ponto deverá ser considerada a informação de base para a estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras constituídas por exposições sobre soberanos, admitindo a disponibilidade de notações de crédito? No caso de exposições sobre financiamento de projectos (*project finance*), como deverá consubstanciar-se a opinião de especialistas no acompanhamento do risco de crédito? É no contexto das interrogações anteriores, reforçado por críticas de Sabato (2005) sobre o afastamento das probabilidades de incumprimento que resultam das abordagens de pendor estatístico – por exemplo, Pluto e Tasche (2005) –, que Forrest (2005, p. 3) defende a necessidade de «*quantification of how the parameters of the model lie, made before the data are introduced to the analysis*». Trata-se, portanto, de assegurar consistência entre as notações derivadas de medidas quantitativas e as notações derivadas de julgamento de peritos. A proposta de Kiefer (2006) constitui a primeira tentativa de formalizar o *know-how* de especialistas para a determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade e pode dinamizar o desenvolvimento deste tópico de investigação.

Pluto e Tasche (2005) ressaltam também a necessidade de aprofundamento metodológico quando o número relativo de incumprimentos num grau de risco de maior qualidade seja significativamente maior do que o número existente em outros graus, o que pode conduzir à violação da propriedade de monotonia das probabilidades de incumprimento. Nessas circunstâncias, será que a ordenação do risco de crédito se mantém válida? Quais as condições suficientes para que exista evidência estatística sobre a violação do requisito de monotonia das probabilidades de incumprimento? São, seguramente, respostas que se perspectivam de grande importância para os trabalhos de validação das estimativas de probabilidade de incumprimento.

O último aspecto a destacar prende-se com a necessidade de desenvolvimento de técnicas de estimação de LGD e de CF, que levem em conta a especificidade das carteiras de baixa sinistralidade. Apesar de a mesma não se encontrar expressamente identificada na generalidade das referências apresentadas ao longo do presente capítulo, a especificação constante da equação (1.3) comprova a importância daqueles parâmetros na determinação de requisitos de fundos próprios, não sendo de esperar que as instituições que utilizaram o argumento de que as características de baixa sinistralidade de uma carteira não devem bloquear o acesso ao método IRB prescindam do benefício, em termos de mobilização de fundos próprios, que a utilização da variante IRB *Advanced* pode proporcionar, tendo em conta que se trata de carteiras expostas a níveis de risco de crédito reduzidos.

Com o final do quarto capítulo encerra-se a segunda parte deste estudo, dedicada à revisão da literatura sobre modelos de risco de crédito. No capítulo anterior a atenção foi colocada nos aspectos genéricos que acompanham a modelização desse risco, para se enquadrarem as especificidades das carteiras de baixa sinistralidade, percorridas no presente capítulo. A justificação para a sua inclusão parece imediata, perante a temática escolhida, visando facilitar a ligação às matérias que constituem o núcleo da proposta de investigação, a desenvolver de seguida. Desde logo, é de referir que, a partir da

investigação sobre o tema das carteiras de baixa sinistralidade, não é possível confirmar a existência de factores explicativos do risco de crédito distintos daqueles que são considerados noutra tipo de carteiras.

Será, pois, ao longo da terceira parte que se especificará a proposta de investigação e que se fundamentarão as bases teóricas em que se apoia. Depois, avança-se para a aplicação dessa metodologia a uma carteira de baixa sinistralidade, tendo em vista a determinação de probabilidades de incumprimento. Existe, também, a perspectiva de cruzar essa metodologia com propostas apresentadas ao longo deste quarto capítulo, numa lógica de *benchmarking*.

PARTE Terceira

Investigação Empírica

Capítulo 5
Investigação Empírica

5. INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA

No último capítulo deste trabalho caracterizam-se as linhas essenciais da investigação, situada na determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, e aplica-se a metodologia delineada a uma amostra representativa do sistema bancário português. Em termos de estrutura, estão contemplados cinco pontos. O primeiro ponto é dedicado à apresentação dos objectivos da investigação, podendo entender-se como sequência dos aspectos introduzidos ao longo das duas partes anteriores. O segundo ponto diz respeito aos fundamentos teóricos que envolvem a investigação, dado que os pressupostos em que se baseia não são acompanhados pelas propostas de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade assinaladas ao longo do capítulo anterior. O terceiro ponto compreende a especificação dos contornos da investigação, e visa delinear a metodologia subjacente à aplicação. Os restantes pontos são dedicados à aplicação propriamente dita e desdobram-se nas fases de desenvolvimento e validação.

5.1 Objectivos

O objectivo principal a atingir prende-se com o desenvolvimento de uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, apoiada pela Teoria da Credibilidade, um corpo teórico que tem por base obras de Longley-Cook (1962) e de Bühlmann (1967). O cumprimento desse objectivo passa, em primeiro lugar, por promover o desenvolvimento de uma metodologia que possibilite a identificação e valorização das componentes que concorrem para a intensidade com que se manifestam as características de baixa sinistralidade, permitindo, também, a definição de regras que contribuam para a fixação dos limites em que essas características são reconhecidas. Em segundo lugar, assegurar que a metodologia possa merecer reconhecimento por parte das autoridades de supervisão bancária, para efeitos de utilização do método IRB, contornando, por isso, o

eminente recurso à inclusão deste tipo de carteiras no método Padrão. Em terceiro lugar, verificar se as vantagens que a aplicação da Teoria da Credibilidade tem evidenciado no campo actuarial podem ser estendidas ao domínio do risco de crédito, dada a particular aposta na valorização da (limitada) informação disponível. Por último, apurar se a aplicação da Teoria da Credibilidade pode contribuir para dar resposta a uma das principais reservas apontadas à utilização de métodos fundados em técnicas estatísticas: o afastamento face às condições específicas de cada mercado. Com efeito, importa verificar se a natureza e consistência da informação incluída no parâmetro que sinaliza a credibilidade pode servir para acomodar as especificidades de cada mercado.

5.2 Fundamentos Teóricos (Teoria da Credibilidade)

A investigação a desenvolver neste estudo é apoiada pela Teoria da Credibilidade, a qual tem origem na actividade seguradora e foi fundada com o objectivo de preencher algumas lacunas metodológicas relacionadas com a disponibilidade de informação, na determinação de prémios. Com efeito, visa apurar o valor do prémio a cobrar, no momento de constituição de uma apólice, admitindo a ausência de informação histórica. Na verdade, e não obstante o comportamento passado no ramo segurador em que se enquadra a apólice poder ser representativo – por exemplo, que uma em cada n apólices regista um sinistro no primeiro ano de vigência –, o princípio em que se baseia a Teoria da Credibilidade é o de que não existe garantia de que a apólice que vai ser contratada não seja, precisamente, aquela em que irá ocorrer o sinistro.

Na actividade seguradora é comum reconhecer-se que a experiência de sinistralidade num novo segmento de negócio é relativamente reduzida para ser possível reconhecer-lhe credibilidade, o que significa que a experiência a reunir no futuro conduzirá à obtenção de informação distinta daquela de que actualmente se dispõe. É nesse contexto que aparece o termo *credibilidade*, que foi introduzido nas ciências actuariais por Whitney (1918, citado em Klugman, Panjer e Willmot, 2004),

como medida da validade da utilização de um conjunto de informação no cálculo de prémios. De facto, a realidade dos mercados financeiros tem ajudado a confirmar que, em muitas situações, existem dados com dimensão insuficiente para assegurar um estatuto de credibilidade total, mas com condições para garantir, pelo menos, um determinado grau. Poderá, portanto, estabelecer-se uma escala para dados com e sem capacidade para garantir credibilidade (respectivamente, entre um e zero). Como tal, a Teoria da Credibilidade dedica-se à definição de padrões e à construção de medidas de credibilidade. Mas, como salienta Longley-Cook (1962, p. 195), tem a singularidade de a sua validade estar inegavelmente ligada ao contexto particular em que foi construída, ou seja, «(...) is meaningful only against a stated or implied background of the purpose for which the data are to be used and a consideration of the value of the prior knowledge available».

Atente-se na questão da definição de padrões de credibilidade. Em muitos dos riscos de que se ocupa a actividade seguradora é possível ocorrer mais do que um sinistro em cada ano. Assumindo que a probabilidade de se registar um sinistro em qualquer período temporal é a mesma para cada exposição individual (pessoa, automóvel, imóvel) e que é proporcional ao curso de tempo a que se encontra exposta – sendo n equivalente ao número de exposições ao longo de um ano e $(nq)dt$ o número provável de sinistros em qualquer período dt –, o número de sinistros totais mais provável no ano será nq e o número médio de sinistros de cada apólice será q . A determinação da probabilidade de uma apólice registar exactamente um, dois ou mais sinistros por ano é baseada, em regra, na distribuição de «Poisson», isto é:

$$\frac{(nq)^r e^{-nq}}{r!} \quad (5.1)$$

A probabilidade de o número de sinistros situar-se no intervalo $\pm 100k\%$ (sendo k a amplitude de afastamento face ao valor esperado) em torno de nq (para valores de n elevados e de k reduzidos) é dada por:

$$P = 2 \left[\frac{1}{2\pi} \right] \int_0^{k\sqrt{nq}} e^{-t^2/2} dt \quad (5.2)$$

A fórmula anterior é habitualmente utilizada para fixar padrões de referência sobre credibilidade total, o mesmo é dizer sobre o volume de dados adequado para a definição de prémios, sem recurso a informação sobre práticas anteriores. Contudo, tal não significa que, perante a possibilidade de recolha de dados adicionais com dimensão análoga e em idênticas condições, o resultado obtido fosse exactamente igual. A mesma especificação pode ser utilizada para determinar o número de sinistros necessário para que se observem determinados valores característicos de P . O número de sinistros correspondente a $P=90\%$ e $k=5\%$, ilustrado no quadro seguinte, é normalmente aceite como padrão de credibilidade (Longley-Cook, 1962):

Quadro 8 – *Credibilidade Total: Número Necessário de Sinistros*

Afastamento Máximo da Estimativa (k)	Número Necessário de Sinistros		
	Nível de Confiança (P)		
	99%	95%	90%
2,5%	10.623	6.147	4.326
5,0%	2.656	1.537	1.082
7,5%	1.180	683	481
10,0%	664	384	271

Os resultados do quadro anterior ajudam a sinalizar a dependência entre o número de sinistros e o estatuto de credibilidade total. Não obstante, como assinala Longley-Cook (1962, p. 200), «*the standard of full credibility is not normally important in itself, but is important as a means of introducing consistency in the rate making procedure and establishing proper relationships as respect reliability between different volumes of experience*». Assumindo a existência de um conjunto de dados sobre sinistros baseado na experiência e de um novo agregado de dados sem dimensão suficiente para assegurar credibilidade total (de acordo com os critérios definidos), de que forma deverão ser integrados esses blocos de informação para a determinação do prémio a praticar? Esta questão introduz, precisamente, o tema das medidas de credibilidade.

A resposta mais imediata à questão anterior aponta, inevitavelmente, no sentido da combinação dos conjuntos de informação. Tal passaria por reconhecer que a

probabilidade de se encontrar um sinistro nos dados do passado seria $p_0 = I_0/E_0$ (I_0 é o número de sinistros e E_0 representa o valor de exposição) e que a probabilidade de encontrar-se um sinistro nos dados mais recentes seria, *mutatis mutandis*, $p_1 = I_1/E_1$, conduzindo a que a melhor estimativa da verdadeira probabilidade fosse dada por:

$$p = \frac{I_0 + I_1}{E_0 + E_1} \quad (5.3)$$

Na verdade, a solução anterior não se revela adequada. Por um lado, não é comum conhecer-se, na íntegra, a verdadeira natureza de p_0 – informação passada, julgamento de especialistas. Por outro lado, poderá sofrer de obsolescência, dado o intervalo de tempo que poderá ter decorrido. Note-se, também, que a formulação proposta na equação anterior não permitiria assegurar $p=p_1$, se p_1 fosse totalmente credível. Torna-se, então, necessária uma nova especificação. Partindo do pressuposto de que existe um volume de dados de p_1 suficiente para o cumprimento das exigências de credibilidade total, então $p = p_1$. Mas, se o volume de dados for limitado, deverá assumir-se, por analogia, que $p = p_0$. Portanto, para os restantes volumes de informação, o valor de p deverá situar-se entre p_0 e p_1 , ou seja:

$$p = p_0(1 - Z) + p_1Z = p_0 + Z(p_1 - p_0), \quad (5.4)$$

em que Z representa o grau de credibilidade que pode ser atribuído ao novo conjunto de informação, assumindo valores entre zero (credibilidade nula) e um (credibilidade total).

Os trabalhos desenvolvidos por Whitney (1918, citado em Klugman et al., 2004), na sequência de incursões anteriores de Mowbray (1914, citado em Klugman et al., 2004), permitiram construir as bases essenciais da Teoria da Credibilidade, fixada no problema da determinação do prémio de risco m , definido como o custo esperado dos sinistros, por unidade de exposição para um risco individual seleccionado de uma carteira de riscos similares. A proposta consubstanciou-se numa especificação similar à constante

da equação anterior, em que \hat{m} é o montante médio de sinistros por unidade de risco e μ corresponde à média geral da carteira, isto é:

$$\bar{m} = z\hat{m} + (1-z)\mu \quad (5.5)$$

Importa assinalar que a proposta de Whitney (1918, citado em Klugman et al., 2004) tem a particularidade de considerar o prémio de risco como variável aleatória. Trata-se de uma função $m(\theta)$, de um elemento aleatório θ , que representa as características não observáveis do risco individual. Por outras palavras, o risco individual é uma selecção aleatória proveniente de uma carteira de riscos similares, mas não idênticos, e a distribuição de θ descreve a variação das características individuais de risco ao longo da carteira. Na formulação da equação (5.5), z corresponde ao factor de credibilidade e \bar{m} representa o prémio de credibilidade.

A evolução registada conduziu ao desenvolvimento de dois ramos de investigação: a abordagem da Flutuação Limitada ou Credibilidade Clássica, e a abordagem da Máxima Precisão ou Credibilidade dos Mínimos Quadrados.

5.2.1 Abordagem da Flutuação Limitada

A abordagem da Flutuação Limitada resulta dos trabalhos de Mowbray (1914, citado em Klugman et al., 2004), sobre a determinação da exposição individual ao risco necessária a que \hat{m} seja uma estimativa totalmente fiável do valor de m .

Supondo que, em determinada apólice, se registaram X_j sinistros ou perdas no período j (em que $j = \{1, 2, 3, \dots, n\}$) e que a média é estável ao longo do tempo ou ao longo de uma classe de apólices, $\xi = E(X_j)$ seria o valor do prémio a cobrar se não existisse possibilidade de recorrer a mais informação. Assumindo que, em qualquer período j , $Var(X_j) = \sigma^2$, a experiência passada pode ser sistematizada pela média $\bar{X} = (X_1 + \dots + X_n)/n$, então, sabendo que $E(\bar{X}) = \xi$ e que X_j são independentes, $Var(\bar{X}) = \sigma^2/n$, a seguradora deverá tomar uma decisão sobre o valor de ξ . Uma das

possibilidades consiste em ignorar os dados do passado e fixar um prémio correspondente a M (credibilidade nula). Outra possibilidade refere-se à cobrança de um prémio equivalente a \bar{X} , resultante de informação histórica (credibilidade total). Resta, naturalmente, a possibilidade de escolher uma combinação entre M e \bar{X} , ou seja, credibilidade parcial. De forma genérica, a decisão sobre as possibilidades anteriores é determinada em função da validade da informação passada, a qual poderá ser aferida através da respectiva estabilidade.

Atente-se na situação de credibilidade total. A validade da informação reunida através da experiência pode ser confirmada se se admitir, com elevada probabilidade, que a diferença entre \bar{X} e ξ é reduzida. Em termos estatísticos, após a selecção de dois números – r (> 0) e p ($0 < p < 1$) – o estatuto de credibilidade total é reconhecido se:

$$\Pr(-r\xi \leq \bar{X} \leq r\xi) \geq p \quad (5.6)$$

ou se:

$$\Pr\left(\left|\frac{\bar{X} - \xi}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq \frac{r\xi\sqrt{n}}{\sigma}\right) \geq p \quad (5.7)$$

Considerando y_p o menor valor que y pode assumir para respeitar a probabilidade de seguida explicitada:

$$y_p = \min_y \left\{ \Pr\left(\left|\frac{\bar{X} - \xi}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq y\right) \geq p \right\} \quad (5.8)$$

e que \bar{X} tem distribuição contínua, y_p deverá satisfazer a seguinte condição:

$$\Pr\left(\left|\frac{\bar{X} - \xi}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \leq y_p\right) = p \quad (5.9)$$

Nestes termos, a existência de credibilidade total só será possível se o coeficiente de variação (σ/ξ) for superior a $\sqrt{n/\lambda_0}$, ou seja:

$$\frac{\sigma}{\xi} \leq \frac{r}{y_p} \sqrt{n} = \sqrt{\frac{n}{\lambda_0}}, \text{ com } \lambda_0 = \left(\frac{y_p}{r} \right)^2 \quad (5.10)$$

Verifique-se, agora, a situação de credibilidade parcial. O ponto de partida resume-se à possível constatação da incapacidade dos dados disponíveis garantirem o estatuto de credibilidade total. Como tal, a experiência passada (\bar{X}) e a média obtida a partir de dados externos (M) reúnem consenso enquanto *inputs* para determinação do prémio a cobrar (P_C), o chamado *prémio de credibilidade*, ou seja:

$$P_C = Z\bar{X} + (1 - Z)M, \text{ em que } Z \in [0,1] \quad (5.11)$$

É sobre o factor de credibilidade Z que se colocam as principais dificuldades de cálculo. Na verdade, a partir da especificação $Z=n/(n+k)$, representando n o número de observações, diversas alternativas podem ser consideradas para a determinação de k . Mas, como salientam Klugman et al. (2004, p. 415), «*a variety of arguments have been used for developing the value of Z, many of which lead to the same answer. All of them are flawed in one way or another*». Por conseguinte, estes autores avançam com uma possibilidade (que entendem também sujeita a reservas⁸⁹) que assenta na limitação da diferença entre o prémio considerado, baseado na experiência (\bar{X}), e o prémio que deveria ser cobrado (ξ). Atendendo às características da informação, tal poderá restringir-se ao controlo da variância de \bar{X} , se bem que, indirectamente, através da variância do prémio de credibilidade (P_C), ou seja:

$$\frac{\xi^2}{\lambda_0} = Var(P_C) \equiv Z^2 \frac{\sigma^2}{n} \quad (5.12)$$

⁸⁹ Essencialmente, e ao contrário de \bar{X} , P_C é um estimador enviesado de ξ , o que implica que a medida apropriada para aferir a sua qualidade não seja a respectiva variância mas o erro quadrático médio, exigindo, ainda, conhecimento sobre o relacionamento entre ξ e M , o que em regra não é verificado.

Poderá, pois, concluir-se que o factor de credibilidade é equivalente ao quociente entre o coeficiente de variação exigido para o estatuto de credibilidade total e o coeficiente de variação actual, conforme se expressa de seguida:

$$Z = \min \left\{ \frac{\xi}{\sigma} \sqrt{\frac{n}{\lambda_0}}, 1 \right\} \quad (5.13)$$

Antes da incursão sobre a abordagem da Máxima Precisão, importa salientar algumas limitações evidenciadas pela abordagem da Flutuação Limitada. Partindo das sugestões avançadas por Klugman et al. (2004), é importante destacar, em primeiro lugar, a inexistência de um modelo teórico subjacente à distribuição dos valores de X . Em segundo lugar, e admitindo que a formulação apresentada na equação (5.12) seria apropriada (o que não é corroborado pela limitação anterior), a ausência de qualquer orientação sobre os valores a seleccionar para r e p . E, em terceiro lugar, invoca-se a incapacidade para aferir a diferença entre ξ e M . Conforme apontam os autores, «*the credibility question should be 'how much more reliable is \bar{X} compared to M ?' and not 'how reliable is \bar{X} ?'*» (Klugman et al., 2004, p. 418).

5.2.2 Abordagem da Máxima Precisão

Várias décadas após a apresentação da proposta de Whitney (1918, citado em Klugman et al., 2004), emergiu uma linha de investigação baseada na ideia central dos trabalhos de Mowbray (1914, citado em Klugman et al., 2004) – o efeito aleatório. O desenvolvimento subsequente permitiu a consolidação de um corpo teórico, conhecido por *Teoria da Máxima Precisão (Greatest Accuracy Theory)*. Conforme adiantam Klugman et al. (2004, p. 419), a questão principal a que esta abordagem pretende responder é «*is the policyholder really different from what has been assumed in the calculation of M or has it just random chance which has been responsible for the differences between M and X ?*».

Antes da caracterização da abordagem da Máxima Precisão importa conhecer os respectivos pressupostos e formalizar alguns aspectos de notação. Considere-se que o

nível de risco de cada apólice, num determinado grau de risco, pode ser caracterizado por um parâmetro θ , variável de apólice para apólice. Este parâmetro, que pode assumir as características de um vector, é entendido como representativo dos factores residuais não observados que afectam o nível de risco. Por consequência, não é possível conhecer o seu valor real. Tendo em conta que o parâmetro θ varia de apólice para apólice, admite-se a existência de uma distribuição de probabilidade $\pi(\theta)$ ao longo dos graus de risco. Se θ for um escalar, a função de distribuição cumulativa $\pi(\theta)$ pode ser interpretada como a proporção de apólices no grau de notação com parâmetro de risco Θ menor ou igual a θ , ou seja, Θ é uma variável aleatória com a seguinte distribuição de probabilidade $\Pi(\theta) = \Pr(\Theta \leq \theta)$. Por seu turno, $\Pi(\theta)$ é identificado com a probabilidade de uma apólice retirada aleatoriamente de um grau de notação ter um parâmetro de risco igual ou inferior a θ .

- **Metodologia Bayesiana**

A questão essencial a que se pretende dar resposta continua a ser a da determinação do prémio a praticar, tendo em conta a eventual existência de informação histórica (que se assume independente entre diferentes períodos) bem como possíveis referências em áreas de negócio relacionadas. Do ponto de vista teórico, o maior interesse reside em encontrar a distribuição condicional de X_{n+1} dado $\Theta=\theta$, de forma a prever o incumprimento em X_{n+1} . Como não é possível conhecer θ , subsiste o recurso ao cálculo da distribuição (condicional) de X_{n+1} dado $X=x$, uma vez que os dados recolhidos da apólice x são conhecidos. Essa distribuição é normalmente conhecida como *previsional* e combina a incerteza acerca de perdas com a dos parâmetros associados ao processo de risco. Em termos de formalização, pode ser expressa do seguinte modo:

$$f_{X_{n+1}|x}(x_{n+1}|x) = \int f_{X_{n+1}|\theta}(x_{n+1}|\theta) \pi_{\theta|x}(\theta|x) d\theta \quad (5.14)$$

A distribuição condicional anterior pode, de certa forma, ser entendida como uma distribuição composta, já que a distribuição posterior que engloba – $\pi_{\theta|x}(\theta|x)$ – combina e sintetiza a informação sobre θ contida na distribuição *a priori*⁹⁰ e na verosimilhança. No pressuposto de que nada fosse conhecido sobre a entidade que contrata a apólice, o prémio a cobrar seria equivalente ao chamado *prémio colectivo* ou *puro* – por não depender do parâmetro individual de risco θ e por não recorrer a dados recolhidos sobre a entidade, ou seja, $\mu_{n+1} = E(X_{n+1})$. Na realidade, a situação ideal passaria por determinar o prémio individual $\mu_{n+1}(\theta)$.

Não obstante, num cenário em que parâmetro θ é desconhecido, mas recorrendo à informação passada, a média da distribuição previsional corresponde ao chamado *prémio Bayesiano* $E(X_{n+1}|x)$, que assume a seguinte forma:

$$E(X_{n+1}|X=x) = \int x_{n+1} f_{X_{n+1}|X}(x_{n+1}|x) dx_{n+1} = \int \mu_{n+1}(\theta) \pi_{\theta|x}(\theta|x) d\theta \quad (5.15)$$

Esta expressão permite identificar o prémio Bayesiano com o valor esperado da média hipotética, sendo a expectativa obtida a partir da distribuição posterior $\pi_{\theta|x}(\theta|x)$.

- **Prémio de Credibilidade**

Apesar da lógica subjacente à determinação do prémio através da metodologia Bayesiana, a capacidade de proceder à sua avaliação suscita algumas reservas. Com efeito, poderão surgir dificuldades analíticas no que respeita à avaliação de $E(X_{n+1}|x)$. Também para contornar essas dificuldades, Bühlmann (1967) propôs uma metodologia alternativa⁹¹. A questão central a que visa dar resposta é a da utilização da distribuição

⁹⁰ Matéria a desenvolver no ponto 5.5.3 (*vide* nota de rodapé 136).

⁹¹ Norberg (2004) assinala que as propostas de Bühlmann (1967) foram precedidas, em duas décadas, por trabalhos de Arthur Bailey sobre a mesma linha de investigação.

condicional $f_{X_{n+1}|\Theta}(x_{n+1}|\theta)$ ou da média hipotética $\mu_{n+1}(\theta)$, para a estimação das perdas que se irão registar no próximo período. Seguindo a notação proposta em Klugman et al. (2004), a descrição será orientada em torno de estimadores da forma $\alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_j$ e a escolha dos parâmetros α será concretizada a partir da minimização do erro quadrado das perdas, com expectativa sobre a distribuição conjunta de X_1, \dots, X_n e de Θ , ou seja:

$$Q = E \left\{ \left[\mu_{n+1}(\Theta) - \alpha_0 - \sum_{j=1}^n \alpha_j X_j \right]^2 \right\} \quad (5.16)$$

Denotando por $\tilde{\alpha}_n$ os valores de α_n que minimizam a equação anterior, a condição que garante que a estimativa $\tilde{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j X_j$ não é enviesada para $E(X_{n+1})$ é a seguinte:

$$E(X_{n+1}) = \tilde{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j E(X_j) \quad (5.17)$$

A equação anterior integra o agregado normalmente designado por *normal*, em conjunto com a seguinte especificação da covariância:

$$Cov(X_i, X_{n+1}) = \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j Cov(X_i, X_j), \quad i = 1, \dots, n \quad (5.18)$$

É a partir da resolução destas equações para os diferentes $\tilde{\alpha}_n$ que se obtém a fórmula do *prémio de credibilidade*:

$$\tilde{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j X_j \quad (5.19)$$

A formalização do prémio de credibilidade pode ser complementada pelo recurso a modelos que especifiquem as médias e variâncias condicionais de $X_j|\Theta$, abrangendo as médias $E(X_j)$, as variâncias $Var(X_j)$ e as covariâncias $Cov(X_i, X_j)$.

No final da década de 1960, registaram-se desenvolvimentos importantes para a consolidação da Teoria da Credibilidade, na perspectiva da abordagem da Máxima

Precisão, através dos trabalhos de Bühlmann (1967), em que se demonstra que o estimador óptimo e respectivo erro quadrático médio dependem unicamente da estimação dos momentos de primeira e segunda ordens.

- **Modelo de Bühlmann**

Bühlmann (1967) considerou um modelo não paramétrico com valores anuais de sinistro ou perda (X_1, \dots, X_n) , condicionais em Θ , independentes e identicamente distribuídos, com média $\mu(\theta)$ e variância $v(\theta)$. A estimativa a utilizar na ausência de informação sobre θ é representada por μ , o chamado *prémio colectivo*. Os valores esperados das médias hipotéticas e do processo de variância e a variância das médias hipotéticas, isto é, dos parâmetros estruturais, são definidos, respectivamente, por:

$$\mu = E[\mu(\Theta)] \quad (5.20)$$

$$v = E[v(\Theta)] \quad (5.21)$$

$$a = Var[\mu(\Theta)] \quad (5.22)$$

Bühlmann (1967) demonstrou que a média, a variância e a covariância de X_j podem ser obtidas a partir das seguintes especificações:

$$E(X_j) = E[E(X_j|\Theta)] = E[\mu(\Theta)] = \mu \quad (5.23)$$

$$Var(X_j) = E[Var(X_j|\Theta)] + Var[E(X_j|\Theta)] = v + a \quad (5.24)$$

$$Cov(X_i, X_j) = E(X_i X_j) - E(X_i)E(X_j) = Var[\mu(\Theta)] = a \quad (5.25)$$

Assim, o prémio de credibilidade é equivalente a:

$$\tilde{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j E(X_j) = Z\bar{X} + (1-Z)\mu \quad (5.26)$$

em que:

$$Z = \frac{n}{n+k} \quad (5.27)$$

$$k = \frac{v}{a} = \frac{E[Var(X_j|\Theta)]}{Var[E(X_j|\Theta)]} \quad (5.28)$$

A expressão do prémio de credibilidade proposta por Bühlmann (1967) apresenta algumas particularidades. Em primeiro lugar, a equivalência face ao prémio Bayesiano, ou seja, o prémio de credibilidade que resulta do modelo de Bühlmann pode ser interpretado como a melhor aproximação ao prémio Bayesiano, em termos de erro quadrático médio⁹². Em segundo lugar, o carácter apelativo que evidencia, dado corresponder à média ponderada entre a média da amostra (\bar{X}) e o prémio colectivo (μ). Em terceiro lugar, reflecte o aumento do número de observações (n), ou seja, acompanha o acréscimo da dimensão da amostra. Em quarto lugar, a maior incerteza sobre o valor do prémio efectivo a praticar conduz a uma maior ponderação da experiência de risco individual. Por último, tem implícito que as médias hipotéticas $\mu(\Theta) = E(X_j|\Theta)$ não variam significativamente com θ , quando a população se apresenta homogénea em relação ao parâmetro de risco Θ . Nesse caso, a seria relativamente reduzido em comparação com v , o que corresponde ao resultado antecipável, ou seja, a associação de uma maior capacidade de explicação à média geral μ para prever o montante de perdas que determinada apólice irá registar.

- **Modelo de Bühlmann-Straub**

Um dos aspectos mais sublinhados da abordagem da Máxima Precisão, na formalização proposta por Bühlmann (1967) diz respeito ao potencial para acomodar extensões e desenvolvimentos. Tal foi demonstrado num artigo em co-autoria com o

⁹² A coincidência entre o prémio Bayesiano e o prémio de credibilidade (modelo de Bühlmann) é designada por *credibilidade exacta* (Norberg, 2004).

Professor Erwin Straub, datado de 1970, no qual é levantada a hipótese de os valores anuais de sinistro (X_1, \dots, X_n) , condicionais em Θ , serem independentes e identicamente distribuídos, mais precisamente, é introduzida uma alteração na especificação das variâncias condicionais (Bühlmann e Straub, 1970, citados em Norberg, 2004). Com efeito, e segundo Norberg (2004), uma limitação evidente da metodologia introduzida pelo modelo de Bühlmann reside na incapacidade de acomodar variações na dimensão das exposições e dos grupos de apólices. Atente-se na proposta de Bühlmann e Straub (1970, citados em Norberg, 2004) para contornar essa limitação, que parte do pressuposto de que X_1, \dots, X_n são independentes, condicionais em Θ , têm média comum ($\mu(\theta) = E(X_j | \theta)$) e as variâncias condicionais assumem a seguinte forma (sendo m_j uma constante conhecida sobre a exposição⁹³):

$$\text{Var}(X_j | \Theta = \theta) = v(\theta) / m_j \quad (5.29)$$

Mantendo a especificação do modelo de Bühlmann sobre os valores esperados das médias hipotéticas (equação 5.20) e do processo de variância (equação 5.21), sobre a variância das médias hipotéticas (equação 5.22) e sobre a média (equação 5.23) e a covariância (equação 5.25) de X_j , as alterações sobre a variância de X_j são acomodadas do seguinte modo:

$$\text{Var}(X_j) = E[\text{Var}(X_j | \Theta)] + \text{Var}[E(X_j | \Theta)] = v/m_j + a \quad (5.30)$$

Assim, com a exposição total representada por $m (= m_1 + m_2 + \dots + m_n)$, o prémio de credibilidade passa a ser equivalente a:

$$\tilde{\alpha}_0 + \sum_{j=1}^n \tilde{\alpha}_j X_j = Z \bar{X} + (1 - Z) \mu \quad (5.31)$$

⁹³ Por exemplo, o número de meses em que a apólice vigorou durante um ano, o número de apólices incluídas num determinado grupo de risco ou o montante do prémio de uma apólice num espaço temporal.

em que (com k dado pela equação 5.28):

$$\bar{X} = \sum_{j=1}^n \frac{m_j}{m} X_j \quad (5.32)$$

$$Z = \frac{m}{m+k} \quad (5.33)$$

Os elementos anteriores permitem assinalar a dependência do factor de credibilidade Z face ao montante global das perdas. Concretamente, os ponderadores constantes da equação anterior são inversamente proporcionais à variância (condicional) de cada X_j . Por outro lado, é de salientar o facto de \bar{X} ser representado por uma média ponderada de X_j , em que os ponderadores são proporcionais às perdas registadas. Visto por outra perspectiva, sendo X_j a perda média de um grupo de apólices (m_j) no período j (sendo $m_j X_j$ a perda total registada no grupo), o prémio de credibilidade a cobrar no período seguinte ($n+1$) corresponde a:

$$m_{n+1} [Z\bar{X} + (1-Z)\mu] \quad (5.34)$$

Os resultados anteriores vieram confirmar as possibilidades de extensão da abordagem da Máxima Precisão, na formulação proposta por Bühlmann (1967). Como se antevia, começaram a despontar modelos mais elaborados, entre os quais se incluem os desenvolvidos por Jewell (1973), sobre credibilidade multidimensional, por Hachemeister (1975), sobre regressão com coeficiente aleatório, por Gerber e Jones (1975), sobre modelos hierarquizados, por De Vylder (1976), sobre Espaços de Hilbert, por Norberg (1980), sobre modelos heterogéneos, por Neuhaus (1985), sobre suficiência linear, e por Mashayeki (2002), sobre optimização assintótica (todos citados em Norberg, 2004).

Depois de apresentados os fundamentos teóricos, caracteriza-se, de seguida, a metodologia de investigação que servirá de base à determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade.

5.3 Metodologia

O objectivo principal da investigação que se pretende levar a cabo reside na definição de um método de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Para atingir esse objectivo, foi apresentado, no ponto anterior, o quadro teórico em que se baseia, a Teoria da Credibilidade, enquanto no presente são caracterizadas as fases em que se desenrola – desenvolvimento e validação.

- **Desenvolvimento**

O propósito de definir uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade decorre, como já salientado, das limitações de informação que caracterizam este tipo de carteiras, bastante plausível, como evidenciam os dados apresentados no ponto 2.1, no que diz respeito ao número e dimensão dos incumprimentos. Antes de mais, importa deixar claro que o referido propósito não será concretizado através de uma estrutura de modelização, a partir da identificação e aferição da importância dos factores que concorrem para o risco de crédito neste tipo de carteiras. Como resulta das propostas apresentadas no capítulo anterior, os factores explicativos do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade não são distintos dos contemplados nas principais referências teóricas percorridas no capítulo 3. Dito de outro modo, é a particularidade da baixa sinistralidade destas carteiras que condiciona a aplicação das principais referências teóricas, ao limitar – em maior ou menor escala – as etapas de desenvolvimento e de validação, e não a presença de qualquer especificidade, em termos de factores explicativos do risco de crédito, que exige a adopção de uma estrutura de modelização própria para estas carteiras. Para concretizar, o *CreditPortfolioView* – que, como se assinalou no ponto 3.2.1.2, é um modelo multi-factorial utilizado para simular a distribuição condicional de incumprimento e as probabilidades de migração entre os diversos graus de risco – não requer qualquer alteração, em termos de estrutura, pelo facto de ser aplicado a carteiras de baixa sinistralidade. A dificuldade de aplicar o *CreditPortfolioView* a estas carteiras decorre das

limitações em termos de informação sobre episódios de incumprimento. Por conseguinte, o propósito de construir uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade passará por identificar as componentes que evidenciem capacidade para captar a intensidade de baixa sinistralidade em cada operação de crédito. Assim, e no pressuposto de que o reconhecimento das características de baixa sinistralidade não é devido a razões conjunturais ou temporárias, a manifestação dessa particularidade deverá ser interpretada como sinónimo de risco de crédito reduzido e reflectida na probabilidade de incumprimento.

A identificação de componentes com capacidade para captar a baixa sinistralidade será efectuada através da realização de um questionário. Para o efeito, recorrer-se-á à metodologia proposta por Hill e Hill (2005) para definir *variáveis latentes*, ou seja, variáveis que podem ser explicadas a partir de um conjunto de outras variáveis – as chamadas *variáveis componentes* –, as quais podem ser mensuradas a partir de perguntas (ou itens) de um questionário. De acordo com os mesmos autores, a construção deste tipo de questionário é concretizada em dois passos – selecção dos itens apropriados e determinação do grau de adequação. A opção de ligar a construção do questionário à metodologia seguida para definição de variáveis latentes é justificada pela aparente proximidade de objectivos, isto é, dar expressão a uma variável a partir de outras. Assim, para seleccionar os itens apropriados, serão percorridas as seguintes etapas:

- (i) sistematização do conjunto de itens, por recurso à literatura sobre risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade;
- (ii) construção das perguntas a figurar no questionário, com recurso a uma escala de resposta do tipo “Likert”⁹⁴;

⁹⁴ A escala de resposta psicométrica de Likert (1968) confronta os inquiridos sobre o grau de concordância face a determinada afirmação, num espectro de cinco (sete ou nove) pontos de resposta. A popularidade que alcançou no campo da Psicologia, a que não é alheia a simplicidade de implementação, contribuiu para que a sua utilização se estendesse, também, às Finanças.

- (iii) aplicação do conjunto de afirmações a uma amostra de indivíduos, obtendo-se um valor para cada um e para cada pergunta ou afirmação – o chamado *valor total*;
- (iv) determinação de correlações intra-item (entre os valores atribuídos a cada item e o respectivo valor total), visando confirmar a relevância de cada um dos itens, e inter-item (entre o valor total de cada item), com o objectivo de verificar o que existe em comum entre cada afirmação (ou seja, Análise de Itens). Depois, a partir desses cálculos, excluem-se os itens que não apresentem correlações significativas com o valor total, bem como os que não se relacionem adequadamente com os restantes;
- (v) selecção de itens para cada variável componente, após avaliação de correlações item-total e entre itens.

Para determinar o grau de adequação do questionário, será necessário testar se a medida construída é suficientemente fiável e válida para ser usada com confiança. Para tal, é comum o recurso à estimação do coeficiente de Fiabilidade Interna, através da técnica de Cronbach, e à Análise Factorial, focalizando a atenção na variância comum de um conjunto de componentes para explicar as correlações.

A escolha dos itens será norteada pelo reconhecimento associado na literatura sobre risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, para posterior inclusão num questionário dirigido a especialistas nacionais e internacionais, oriundos da comunidade científica, da indústria bancária, de autoridades de supervisão e de agências de notação, bem como a estudantes de cursos de Licenciatura em Economia e em Gestão, com o objectivo de comparar eventuais diferenças entre o entendimento de especialistas e de não especialistas.

Depois de identificadas as componentes, através da realização do questionário, perspectiva-se a construção de uma medida – que se designou por *iLD* – para ilustrar a intensidade de baixa sinistralidade de cada operação, no pressuposto de que as

orientações⁹⁵ do Comité de Basileia (BCBS, 2005a) são seguidas. Após a construção da *iLD*, será necessário proceder à definição de grupos homogéneos de baixa sinistralidade, a partir dos valores atingidos pelas diferentes exposições incluídas na amostra (por exemplo, as pontuações compreendidas entre x e y constituirão o primeiro grau, entre y e z integrarão o segundo grau, e assim sucessivamente). O propósito é que os graus de risco sinalizem intensidades de baixa sinistralidade distintas – a que correspondem níveis diferenciados de risco de crédito, de acordo com os pressupostos assumidos – apoiados por critérios objectivos que fundamentem a amplitude e os limites escolhidos.

Na etapa seguinte avança-se para a atribuição de probabilidades de incumprimento às exposições, recorrendo a um ajustamento exponencial, com pontos de referência fixados a partir da escala de notação de uma agência de *rating*. Por consistência com a qualidade das exposições incluídas em carteiras de baixa sinistralidade sobre soberanos, instituições e empresas, em linha com o Quadro 4, a ligação entre os valores da *iLD* e das probabilidades de incumprimento ficará limitada à qualidade correspondente à ponderação de 50%, no método Padrão, envolvendo as notações entre «AAA» e «BBB–», ou seja, a chamada *categoria de investimento*. A fase de desenvolvimento prosseguirá com o cálculo da *iLD* e a afectação das exposições a graus homogéneos de baixa sinistralidade. Depois de apurado o número de exposições e as probabilidades de incumprimento, em cada ano e em cada grupo homogéneo, seguir-se-á a aplicação da Teoria da Credibilidade. A este respeito é de assinalar as dificuldades de ordem prática reconhecidas quanto ao conhecimento prévio das distribuições $f_{x_j|\theta}(x_j|\theta)$ e $\pi(\theta)$, apresentadas no ponto 5.2.2, em especial sobre os chamados parâmetros estruturais – os associados à estrutura de $\pi(\theta)$ – que se admitem conhecidos, à partida, no contexto Bayesiano. Com efeito, este reconhecimento situa-se em linha com a realidade em que se pretende aplicar a Teoria da Credibilidade, dominada por limitações de informação, o

⁹⁵ «(...) portfolios [that] historically have experienced low numbers of defaults and are generally – but not always – considered to be low-risk (e.g. portfolios of exposures to sovereigns, banks, insurance companies or highly rated corporates)» – (BCBS, 2005a, p. 1).

que cria espaço à estimação desses parâmetros estruturais, conhecida por “*empirical Bayes estimation*” – Klugman et al. (2004). Segundo estes autores existem três alternativas para a estimação dos parâmetros estruturais.

A primeira alternativa é designada por *não-paramétrica*, dado que quer $f_{x_j|\theta}(x_j|\theta)$ quer $\pi(\theta)$ não são especificados através de uma distribuição. A segunda alternativa é denominada por *semi-paramétrica*, em que apenas a distribuição condicional de X_i dado θ é objecto de parametrização. A terceira alternativa é conhecida por *paramétrica*, sendo $f_{x_j|\theta}(x_j|\theta)$ e $\pi(\theta)$ representados através de uma ou mais distribuições. Sobre a escolha da alternativa mais adequada, Klugman et al. (2004, p. 461) vincam a importância do teor da situação em análise e deixam claro que «*non-parametric estimators would normally be no more efficient than estimators appropriate for the parametric model selected, assuming that the model selected is appropriated*».

A alternativa não-paramétrica pode ser ilustrada através das especificações apresentadas ao longo do ponto 5.2.2, em particular sobre o modelo Bühlmann-Straub, em que os parâmetros estruturais são discriminados do seguinte modo⁹⁶:

$$\hat{\mu} = \bar{X} \quad (5.35)$$

$$\hat{v} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^{n_i} m_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{\sum_{i=1}^r (n_i - 1)} \quad (5.36)$$

$$\hat{a} = \left(m - m^{-1} \sum_{i=1}^r m_i^2 \right)^{-1} \left[\sum_{i=1}^r m_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \hat{v}(r-1) \right] \quad (5.37)$$

A alternativa semi-paramétrica contempla a especificação da distribuição condicional e é justificada pela configuração dos dados disponíveis, admitindo a existência de um relacionamento entre os parâmetros estruturais. A título de exemplo, poderão existir indícios sobre a aderência do número de sinistros a uma distribuição de

⁹⁶ Mantém-se a notação utilizada ao longo do referido ponto.

«Poisson», o que permite que a estimação do parâmetro v seja efectuada a partir da média. Klugman et al. (2004) concretizam esta alternativa através da determinação da probabilidade de ocorrer um sinistro num conjunto de apólices. Se m_{ij} X_{ij} representar o número (m_{ij}) de sinistros registados no ano j para a apólice i , o modelo de credibilidade assume a seguinte forma (em que θ_i corresponde à probabilidade de se registar um sinistro e m_{ij} X_{ij} tem distribuição «Binomial», com parâmetros m_{ij} e θ_i , dado $\Theta_i = \theta_i$):

$$\mu = E(\Theta_i) \quad (5.38)$$

$$v = \mu - E\left[(\Theta_i)^2\right] \quad (5.39)$$

$$a = Var(\Theta_i) = E\left[(\Theta_i)^2\right] - \mu^2 \quad (5.40)$$

A alternativa paramétrica consubstancia-se em pressupostos sobre a especificação de $f_{X_j|\Theta}(x_j|\theta)$ e de $\pi(\theta)$. Assim sendo, abre-se um vasto leque de possibilidades por recurso a todo o espectro de técnicas de estimação, como é o caso da estimação da máxima verosimilhança (Klugman et al., 2004). Para a apólice i , a densidade conjunta de $X_i=(X_{i1}, \dots, X_{in})'$ condicionada em Θ_i é dada (para $i=1, \dots, r$) por:

$$f_{X_i}(X_i) = \int \left\{ \prod_{j=1}^{n_i} f_{X_{ij}|\Theta}(x_{ij}|\theta_i) \right\} \pi(\theta_i) d\theta_i \quad (5.41)$$

Os estimadores da máxima verosimilhança dos parâmetros são, pois, escolhidos para maximizar L (ou $\log L$) a partir da seguinte função de verosimilhança:

$$L = \prod_{i=1}^r f_{X_i}(X_i) \quad (5.42)$$

Um dos exemplos apresentados em Klugman et al. (2004) diz respeito à parametrização através da distribuição «Normal». Com efeito, admite-se que $X_{ij}|\Theta_i \sim N(\Theta_i, v)$ e que $\Theta_i \sim N(\mu, a)$. Por conseguinte, os estimadores da máxima verosimilhança dos parâmetros estruturais são os seguintes:

$$\hat{v} = \frac{\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{r(n-1)} \quad (5.43)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{nr} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n X_{ij} = \bar{X} \quad (5.44)$$

$$\hat{a} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \frac{1}{rn(n-1)} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad (5.45)$$

Depois de completada a etapa de aplicação da Teoria da Credibilidade, passam a estar disponíveis os valores estimados do factor de credibilidade, indispensáveis à determinação do prémio de credibilidade de cada grau, que é identificado com a probabilidade de incumprimento. Na verdade, o prémio de credibilidade estimado em cada grau, que corresponde ao custo esperado das perdas por unidade de exposição para um risco individual seleccionado de uma carteira de riscos similares, reflecte, por definição, a informação disponível.

Na figura seguinte esquematizam-se as etapas que constituem a fase de desenvolvimento – construção da *iLD*, definição de grupos homogéneos de baixa sinistralidade, determinação da probabilidade de incumprimento associada aos valores da *iLD* e determinação das probabilidades de incumprimento de cada grau de risco, através da Teoria da Credibilidade.

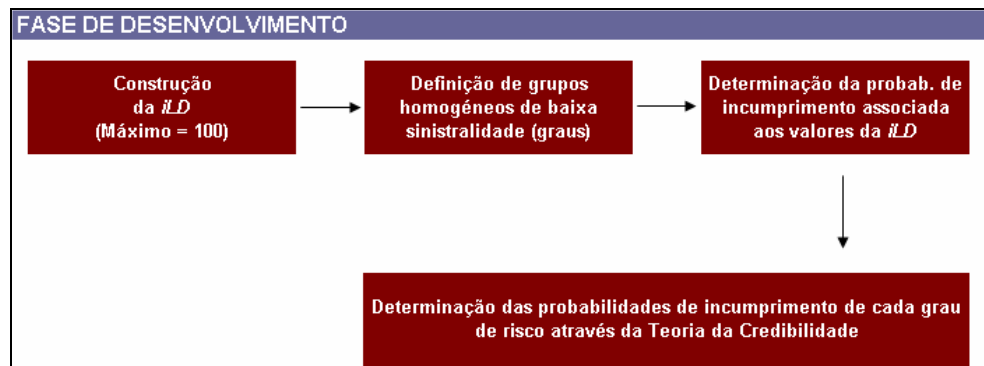


Figura 11 – Esquema da aplicação: Fase de desenvolvimento

- **Validação**

A fase de validação encontra-se orientada no sentido da verificação da compatibilidade da metodologia proposta com as disposições constantes de Basileia II, no contexto do método das Notações Internas (IRB). Para tal, prevê-se o recurso a ferramentas de validação de pendor quantitativo – *backtesting*, *benchmarking* e testes desenhados para carteiras de baixa sinistralidade –, uma vez que a respectiva avaliação não depende do contexto de funcionamento efectivo nos bancos. Em primeiro lugar, desenvolvem-se testes de desempenho fora do tempo e fora da amostra, por recurso a uma parcela da amostra reservada para os trabalhos de validação e a exposições oriundas de outra instituição. Em segundo lugar, os valores estimados das probabilidades de incumprimento, através da metodologia de aplicação da Teoria da Credibilidade, são comparados com propostas apresentadas ao longo do capítulo 4, bem como com informação histórica divulgada por agências de *rating*, no sentido de comparar os respectivos níveis de precisão e fiabilidade. Por último, os resultados da aplicação da metodologia são confrontados com testes de validação desenhados para carteiras de baixa sinistralidade.

O esquema apresentado na figura seguinte sistematiza as etapas que constituem a fase de validação e que, em conjunto com a fase de desenvolvimento, tornam possível a aplicação da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento a uma amostra representativa do sistema bancário português.

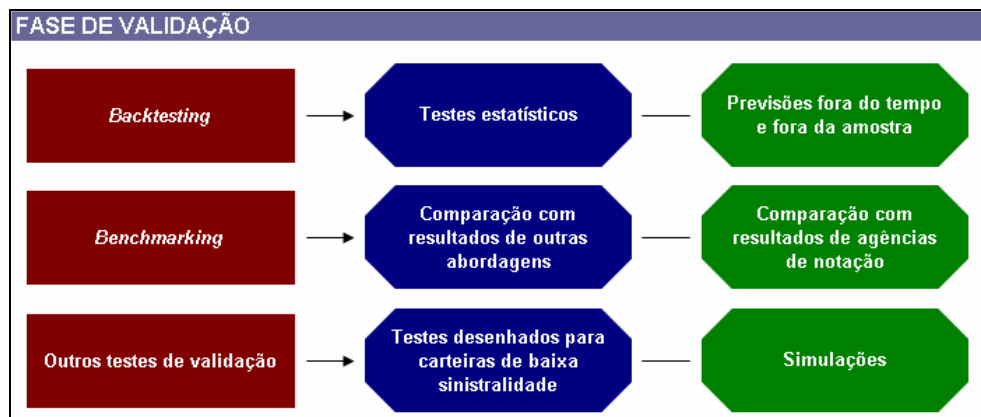


Figura 12 – Esquema da aplicação: Fase de validação

A aplicação da metodologia será apoiada por duas ferramentas – uma folha de cálculo (Microsoft Excel), utilizada para o tratamento dos dados e para a execução da generalidade dos cálculos, e dois programas de análise estatística (SPSS for Windows e SAS, a utilizar quando as exigências de computação forem mais significativas – *v.g.* simulações de *Monte Carlo*) –, cujos *outputs* serão apresentados nos pontos seguintes.

5.4 Desenvolvimento

O núcleo da fase de desenvolvimento situa-se na construção de uma medida que reflecta a intensidade de baixa sinistralidade em cada operação de crédito. Para tal, promoveu-se uma consulta a um painel de especialistas nacionais e internacionais em risco de crédito e a um painel de estudantes universitários, já com alguma sensibilidade ao tema, através de um questionário destinado à escolha das componentes explicativas e à identificação dos respectivos pesos. Depois, avança-se para a operacionalização dessa medida – chamada *iLD* –, essencial à aplicação dos dados da amostra, seguida pela calibração das probabilidades de incumprimento.

5.4.1 Construção da *iLD*

Não é por demais salientar que a particularidade de ausência ou quase ausência de histórico de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade condiciona a aplicação das principais referências teóricas, em termos de modelização do risco de crédito. É o que resulta, precisamente, da revisão da literatura sobre modelização do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, efectuada ao longo do capítulo 4, em que existe uma evidente preponderância do recurso a técnicas estatísticas para contornar as referidas limitações, sem nunca se avançar qualquer solução ligada a especificidades do risco de crédito. Tal pode ser interpretado como evidência de que os factores explicativos do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade são semelhantes aos de carteiras de sinistralidade “normal”, apesar de as características particulares do histórico de

incumprimento condicionarem o desenvolvimento e a validação de modelos baseados nas principais referências teóricas apresentadas no ponto 3.2. Em linhas gerais, é por esta razão que se enveredou por uma metodologia centrada na identificação de componentes que evidenciem capacidade para captar a intensidade de baixa sinistralidade em cada operação de crédito.

Partindo da proposta apresentada por Hill e Hill (2005) para definição de uma variável latente⁹⁷, promoveu-se a selecção de componentes e determinação do respectivo grau de adequação, através da construção de um questionário.

- **Identificação do conjunto de componentes**

A investigação produzida ao longo das últimas quatro décadas facilita a sistematização dos factores explicativos do risco de crédito. Com efeito, é possível dispor de um conjunto estabilizado de factores, como é o caso das exposições sobre retalho, empresas e soberanos. A título ilustrativo, o quadro seguinte recupera os factores explicativos do risco de crédito em exposições sobre soberanos, de acordo com a metodologia avançada por Cantor e Packer (1996).

Quadro 9 – *Variáveis Explicativas do Risco de Crédito em Exposições sobre Soberanos*

<i>Variáveis Explicativas – Cantor e Packer (1996)</i>
PNB <i>per capita</i>
Taxa de crescimento anual do PIB
Inflação
Equilíbrio fiscal
Equilíbrio externo
Dívida externa
Indicador de Desenvolvimento Económico
Indicador sobre histórico de incumprimento (variável <i>dummy</i>)

⁹⁷ «Variável que não pode ser observada nem medida directamente mas que pode ser definida a partir de um conjunto de outras variáveis (passíveis de serem observadas ou medidas)» (Hill e Hill, 2005, p. 135).

No entanto, e como referido, o objectivo de construir uma medida que expresse a intensidade de baixa sinistralidade não passa pela integração dos factores explicativos do risco de crédito, dado que os mesmos não se alteram na presença destas carteiras. São, pois, comuns às operações de crédito de uma dada tipologia (por exemplo, soberanos), independentemente da extensão do respectivo histórico de incumprimento.

Como transparece da revisão da literatura apresentada no capítulo 4, não se conhece qualquer proposta que identifique componentes que permitam aferir a intensidade de baixa sinistralidade – «*The number of risk drivers or model inputs can vary depending on borrower or transaction type. Some models can have as few as five or six inputs (e.g. as seen for some specialised lending models), while others can have as many as thirty or forty different inputs (e.g. models covering sovereign type exposures where there is a rich source of publicly available data)*» (BBA, LIBA e ISDA, 2005). Por conseguinte, para apoiar a escolha das componentes que expressem a intensidade de baixa sinistralidade foram fixados três critérios: (i) fundamentação, baseada na literatura sobre risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade ou em recomendações oriundas de autoridades de supervisão; (ii) implementação, tendo em atenção a disponibilidade de informação; e (iii) comparabilidade, dada a natureza diversa das exposições incluídas – desde soberanos até crédito especializado – e das práticas de gestão do risco de crédito.

Partindo da noção de carteira de baixa sinistralidade apresentada na literatura sobre o tema – em que, no essencial, o número reduzido ou inexistente de incumprimentos decorre de características estruturais, partilhadas pelo sistema bancário –, sistematizam-se, no quadro seguinte, as componentes que podem captar a intensidade de baixa sinistralidade em cada operação de crédito, acompanhadas pelas respectivas referências bibliográficas.

Quadro 10 – Sistematização das Componentes Indicativas da Baixa Sinistralidade

Componentes	Autor(es)	Referência
Número de incumprimentos	Schuermann e Hanson (2004, p. 1)	«(...) default is (hopefully) a rare event, especially for high creditquality firms which make up the bulk of the large corporate segment in any large bank».
	Forrest (2005, p. 6)	«The following six examples examine the framework's performance on a portfolio of 100 accounts over 1 year, under variation of (...): Number of defaults (...)».
	Pluto e Tasche (2005, p. 1)	«One of the obstacles connected with PD estimations can be the low number of defaults».
	Kiefer (2006, p. 1)	«For very safe assets, calculations based on historical data may "not be sufficiently reliable" to form a probability of default estimate, since so few defaults are observed».
	Sabato (2006, p. 2)	«Low-default portfolios can be defined as portfolios where the bank has no or a very low level of defaults (...)».
	BBA, LIBA e ISDA (2005, p. 4)	«These Low-Default Portfolios can be defined as portfolios where the firm has no or a very low level of defaults (...)».
	BCBS (2005a, p. 1)	«A portfolio is closer to the low-default portfolio end of this continuum when a bank's internal data systems include fewer loss events (...)».
	Benjamin, Cathcart e Ryan (2006, p. 3)	«The number of defaults on a Low-Default Portfolio is so low that estimates of quantitative risk parameters based on historical default experience are unreliable or poor in some statistical sense».
Natureza do mutuário	Pluto e Tasche (2005, p. 1)	«But even entire portfolios with low or no defaults are not uncommon in reality. Examples include portfolios with an overall good quality of borrowers (e.g. sovereign or bank portfolios) as well as high-volume-low-number portfolios (e.g. specialized lending)».
	Sabato (2006, p. 2)	«Several types of portfolios may have low numbers of defaults due to different reasons: for example, portfolios generally considered to be low risk (such as exposures to sovereigns, banks, insurance companies or highly rated corporates) (...)».
	BBA, LIBA e ISDA (2005, p. 4)	«Low-Default Portfolios (LDPs) exist across a number of business types, ranging from relatively new businesses, to mature portfolios (...). Examples of LDPs cover a whole range of exposure types, including typically: sovereign debt, banks, large corporates, specialised lending (...)».
	BCBS (2005a, p. 1)	«Several types of portfolios may have low numbers of defaults. For example, some portfolios historically have experienced low numbers of defaults and are generally – but not always – considered to be low risk (...)».
Tipo de operação	Benjamin, Cathcart e Ryan (2006, p. 3)	«(...) refers to portfolios of credit exposures, usually to similar types of organisation or person, perhaps composed of similar facilities (...)».

(continua)

(continuação)

Dimensão da carteira	Schuermann e Hanson (2004, p. 3)	«Moreover, we consider the impact of sample length on the ability to conduct inference on PD estimates».
	Forrest (2005, p. 4)	«For large portfolios with many defaults, the cut level can be determined quickly. (...). For fewer defaults, the choice of cut value may not be well approximated by Chi-squared considerations».
	Sabato (2006, p. 2)	«Several types of portfolios may have low numbers of defaults due to different reasons: for example, portfolios (...) commonly small in size, either globally or at an individual bank level (such as project finance or shipping)».
Número de anos sem incumprimentos	Pluto e Tasche (2005, p. 1)	«Good rating grades might experience many years without any defaults».
	Benjamin, Cathcart e Ryan (2006, p. 5)	«(...) if a portfolio has yielded no defaults in, say, 5 years, then a PD that was estimated conservatively from this historic default experience could subsequently be reduced if the same portfolio yielded no default in a sixth year (...)».
Correlação entre exposições	Forrest (2005, p. 6)	«The following six examples examine the framework's performance on a portfolio of 100 accounts over 1 year, under variation of (...): Correlation (...)».
	Pluto e Tasche (2005, p. 6)	«When assuming cross-sectional and inter-temporal independence of the default events, the methodology as presented in Section 2 can be applied to the data pool by replacing the one-year number of borrowers in a grade with the sum of the borrower numbers of this grade over the years (analogously for the numbers of defaulted borrowers)».
Rating externo do mutuário	BBA, LIBA e ISDA (2005, p. 11)	«The most common form of benchmarking for Low-Default Portfolios is where internal ratings are compared to the results of external agencies or external models (...)».
Volatilidade das taxas de incumprimento	Pluto e Tasche (2005, p. 1)	«And even if some defaults occur in a given year, the observed default rates might exhibit a high degree of volatility».
Andamento da actividade económica	Schuermann e Hanson (2004, p. 11)	«A simple approach may be to condition on the state of the economy, say expansion and recession, so that defaults are conditionally independent».
	Benjamin, Cathcart e Ryan (2006, p. 6)	«Depending on the economic environment, the observed sequence of defaults that firms see may be zero for several years in a row. With an adverse move in economic conditions, the number of defaults may then rise».
Número de graus de risco	Forrest (2005, p. 3)	«(...) a division of the portfolio into groups according to risk level, so that we know or assume that all loans in one grade are definitely more or less risky than all loans in another grade».
Existência de protecção pública	BBA, LIBA e ISDA (2005, p.5)	«Many of the niche counterparties included above contain implicit governmental support and even statutory protection, which together help to preserve the no-low default nature of the portfolio».

Para seleccionar as componentes que farão parte do questionário dirigido a especialistas e a não especialistas em risco de crédito, alguns dos quais no domínio das

carteiras de baixa sinistralidade, começou-se por efectuar um contraste com os critérios de implementação e comparabilidade, uma vez assegurada a fundamentação. Depois de ultrapassado esse escrutínio, foram escolhidas as seguintes componentes:

- Andamento da Actividade Económica (ACTECO);
- Natureza do Mutuário (NATMUT);
- Número de Anos sem Incumprimentos (ANSDEF);
- Número de Incumprimentos (NUMDEF);
- *Rating* Externo do Mutuário (RATMUT);
- Tipo de Operação (TIPOPE);
- Dimensão da Carteira (VALEXP).

As componentes Correlação entre Exposições, Volatilidade das Taxas de Incumprimento, Existência de Protecção Pública e Número de Graus de Risco foram excluídas do questionário. Nos três primeiros casos, pelas exigências de informação, a que acresce a possibilidade de existirem diferenças nas medidas utilizadas – em especial, nos dois primeiros –, colocando em causa o critério da implementação. No último caso, pela ligação que evidencia às características de cada instituição, condicionando o critério da comparabilidade. Note-se, porém, que a exclusão das referidas componentes não deve ser interpretada como sinal de menor importância, dado decorrer das dificuldades que a respectiva utilização acarreta, seja por razões de ordem prática ou de consistência. Importa, também, salientar a opção de incluir uma componente adicional, apesar de a mesma não ser (directamente) fundamentada a partir da literatura sobre modelos de risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade. Trata-se do Valor de Incumprimento (VALDEF), cuja tomada em consideração é justificada por complementar a componente Número de Incumprimentos, pretendendo-se aproveitar o teor informativo que, aparentemente, evidencia. Por outro lado, a componente Dimensão da Carteira será representada através do Valor de Exposição (VALEXP), para

assegurar o cumprimento do critério da comparabilidade, podendo ser ajustada na etapa da operacionalização, caso venha a ser seleccionada.

- **Construção do questionário**

Depois de escolhidas as componentes, segue-se a etapa em que se definem as linhas essenciais do questionário. A principal opção seguida no questionário prende-se com a confrontação dos inquiridos sobre o grau de concordância de cada componente, através do recurso a uma escala de Likert⁹⁸, entre 1 (Discordo Totalmente) e 7 (Concordo Totalmente). A escolha desta amplitude de resposta é justificada pela perspectiva de obter maior dispersão dos resultados. Contudo, é importante não perder de vista que a construção de questionários baseada em escalas de Likert não está isenta de limitações, que podem advir de diversas causas (Davies, 2005). Em primeiro lugar, os inquiridos podem evitar a escolha dos pontos extremos da escala, optando por conceder primazia aos pontos médios (*central tendency bias*). Em segundo lugar, os inquiridos podem exibir uma tendência para concordar com as afirmações apresentadas (*acquiescence bias*). Por último, os inquiridos podem ter propensão para basear as respostas em pressupostos que se afastam das suas opiniões, preferindo posicionamentos mais consentâneos com a resposta que julgam ser socialmente mais aceitável (*social desirability bias*). A introdução de distorções nos resultados, por reflexo destas causas, será objecto de particular atenção no decurso da etapa de Análise de Itens.

- **Aplicação do questionário**

A utilização da técnica do inquérito por amostragem, através de questionário, destina-se a fundamentar a escolha e o peso das componentes com capacidade para aferir a intensidade de baixa sinistralidade das operações de crédito. A escolha desta

⁹⁸ Vide nota de rodapé 94.

técnica é fundamentada pelo conjunto de vantagens reconhecidas na literatura sobre metodologia de investigação, isto é, (i) redução dos custos, (ii) rapidez no apuramento dos resultados, (iii) maior profundidade no tratamento da informação, pois a utilização de grupos de menor dimensão facilita a recolha de um maior número de dados, e (iv) redução da possibilidade de erros de recolha de informação porque se podem empregar meios de recolha mais adequados e assegurar maior controlo (Barañano, 2004).

Antes de detalhar os aspectos ligados à selecção dos inquiridos, é importante referir alguns detalhes sobre a caracterização do universo de respondentes. A escolha óbvia seriam os profissionais em análise do risco de crédito, concretamente os ligados à avaliação de operações normalmente incluídas em carteiras de baixa sinistralidade, como soberanos. Num patamar semelhante encontram-se os analistas das agências de *rating*, os especialistas em validação de modelos de risco de crédito das autoridades de supervisão, bem como outros profissionais ligados aos serviços de consultoria e à investigação académica. Naturalmente, se o critério for a selecção de especialistas em risco de crédito, o universo de inquiridos é amplo, mas, se o critério for mais restritivo – leia-se, se se fixar em carteiras de baixa sinistralidade – a dimensão do universo é, em comparação, bastante inferior. Na verdade, e apesar de a realidade destas carteiras não ser propriamente uma novidade no negócio dos bancos, é razoável admitir que, no plano da quantificação, o grau de especialização não é substancial.

Não obstante as limitações assinaladas, procurou-se direccionar a definição do universo de respondentes aos especialistas em risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade, uma vez que o objectivo do inquérito passa por seleccionar os factores com capacidade para aferir a intensidade de baixa sinistralidade. Nesse sentido, o universo de respondentes é reduzido, arriscando-se uma média de um por instituição em mercados com dimensão semelhante à de Portugal (maior número nas instituições de maior dimensão compensado nas de menor dimensão ou nas especializadas na carteira de retalho).

Na perspectiva de verificar a existência de diferenças entre o entendimento dos inquiridos sobre as componentes com capacidade para aferir a intensidade de baixa sinistralidade de cada operação de crédito, dirigiu-se o questionário a um painel de especialistas nacionais e internacionais – oriundos da comunidade científica (onde se incluem alguns dos autores mencionados no capítulo 4), da banca e de autoridades de supervisão (em diante, designados por *profissionais*) – e a um painel de não especialistas, constituído por alunos finalistas dos cursos de Licenciatura em Economia e em Gestão⁹⁹ (em diante, designados por *estudantes*), maioritariamente nas faixas etárias dos 20 anos e dos 40 anos, respectivamente. Entende-se que estes estudantes, embora longe de poderem considerar-se especialistas, demonstram alguma sensibilidade para a matéria em causa, distinguindo-se dos de outras áreas do conhecimento em que as respostas seriam baseadas no senso comum ou no acaso. O inquérito foi enviado, por correio electrónico, a 55 profissionais ligados à área do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade e foi apresentado, presencialmente, ao mesmo número de estudantes do Instituto Superior de Economia e Gestão e da Universidade Aberta. Em qualquer dos casos, especialistas e estudantes, foi dada garantia de confidencialidade¹⁰⁰.

Apesar de não existirem grandes limitações à obtenção de respostas por parte de estudantes, o mesmo não se aplica em relação aos profissionais, dado que o número de especialistas na área do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade não é significativo. Por essa razão, alargou-se o universo de respondentes a outros mercados, tentando captar o contributo de especialistas oriundos de autoridades de supervisão e ligados à investigação académica. Assim, foram enviados 55 questionários, em cada um dos painéis, na expectativa de se poder receber um total em torno de 100 respostas.

No painel de especialistas, receberam-se 53 respostas, 2 das quais incompletas, por não classificarem a importância atribuída a uma componente. De forma a enriquecer a

⁹⁹ O teor do questionário enviado aos inquiridos encontra-se disponível no Apêndice A, nas versões em Português e em Inglês.

¹⁰⁰ Nas condições de participação no questionário, apresentadas presencialmente ou enviadas por correio electrónico, constava o compromisso de protecção da identidade dos participantes.

amostra, optou-se por preencher as respostas omissas, no pressuposto de preservação do respectivo sentido. Seguindo os critérios¹⁰¹ indicados em Hill e Hill (2005), essas respostas foram completadas através do método de substituição pela média (das respostas do respectivo inquirido). No primeiro caso, a média antes da substituição situava-se em 4, valor que continuou a ser registado depois de efectuada a correcção. No segundo caso, a média fixava-se em 6.14, tendo passado para 6.13, após substituição da resposta omissa pelo valor 6. No painel de estudantes, dos 55 questionários respondidos, 3 não foram validados, por padecerem do referido “*central tendency bias*”, ou seja, do facto de todas as respostas se situarem no ponto médio da escala (4).

Em conclusão, foram validadas 53 respostas ao questionário, no painel de especialistas, e 52 no painel de estudantes, num total de 105 respostas, número que aponta no sentido da representatividade da amostra, especialmente se for levado em linha de conta o número reduzido de peritos sobre a matéria. Com efeito, além do número de respostas obtido, é de realçar a diversidade de agentes que engloba – académicos, bancários e supervisores – e o facto de integrar opiniões baseadas em práticas de mercados distintos. Apesar de constituir um exemplo ilustrativo, não deve perder-se de vista que a literatura dedicada ao risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade compreende pouco mais de uma dezena de autores. Mesmo ao nível da actividade bancária, e em especial no mercado nacional, não é comum existirem profissionais dedicados, em exclusivo, ao risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade. Atendendo aos condicionalismos mencionados, considera-se o número de respostas suficiente para assegurar que o problema prático na amostra – leia-se, identificação de componentes com capacidade para medir a intensidade de baixa sinistralidade – é representativo do problema prático no universo.

¹⁰¹ A regra sugerida indica que o procedimento de substituição através da média deve ser utilizado se $100M/T \leq 3$ (M representa o número de casos da variável em que a situação de falta de dados é maior e T a dimensão da amostra completa), o que é verificado nas respostas ao questionário. Concretamente, M=1 (porque os dois casos de falta de dados registaram-se em variáveis distintas) e T=105 (53 especialistas + 52 não especialistas).

Antes da apresentação dos resultados das respostas ao inquérito, importa assinalar o facto de alguns especialistas terem reconhecido relevo a outras componentes que não as mencionadas no questionário, como é o caso da Correlação entre Exposições, da Volatilidade entre Exposições e da Garantia das Exposições, que não puderam ser consideradas pelos mencionados critérios de implementação e comparabilidade.

Na figura seguinte está representada a média simples dos valores que resultam da escala de Likert, distinguindo-se o comportamento observado de cada painel, que sugere que os valores totais de cada componente, atribuídos pelo painel de profissionais, são, em regra, inferiores aos atribuídos pelo painel de estudantes, mais próximos do limite superior da escala ($56 = 8 \text{ componentes} \times 7 \text{ pontos da escala}$). A única excepção é a componente Número de Incumprimentos.

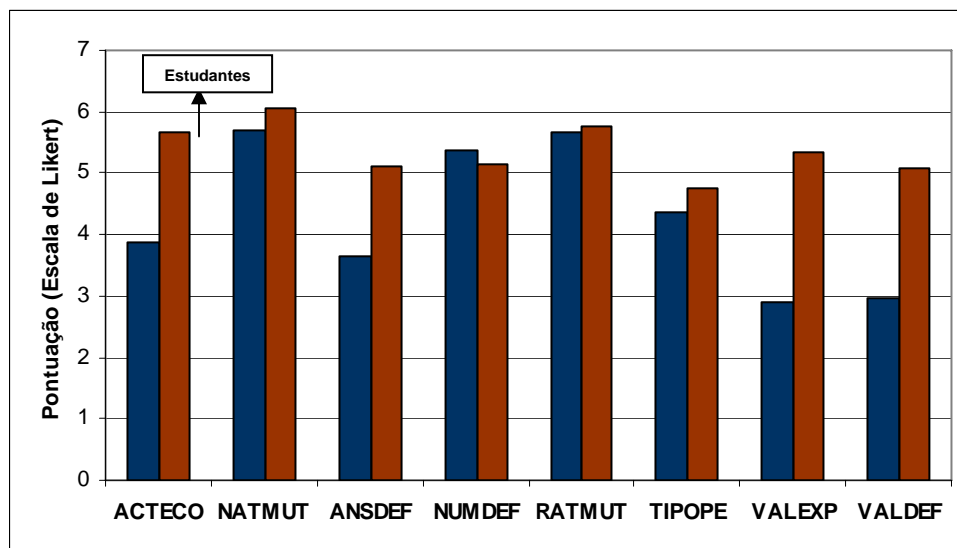


Figura 13 – Questionário: valores médios por componente

Na figura seguinte apresentam-se os resultados do questionário, expressando a pontuação total de cada inquirido, com a indicação do painel a que pertencem.

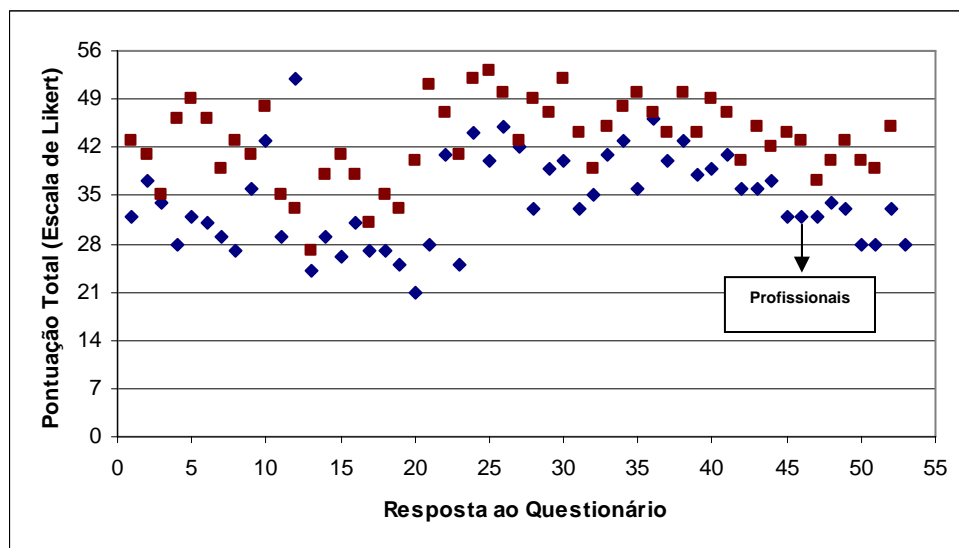


Figura 14 – Questionário: valores totais por inquirido

As componentes incluídas no questionário utilizam uma escala ordinal (a partir da escala de Likert de 7 pontos) que é tratada como quantitativa, designada por *escala de avaliação*, para a distinguir das verdadeiras escalas métricas de intervalo ou rácio (Hill e Hill, 2005). Na figura seguinte, representa-se o intervalo de confiança a 99.38% para a média de cada uma das oito componentes, nos dois painéis, a partir da construção de uma variável qualitativa dicotómica, com a categoria «1» para respostas de estudantes e «2» para respostas de profissionais.

De acordo com Pestana e Gageiro (2005), o intervalo de confiança é obtido a partir da divisão do nível de significância assumido (.05) pelo número de testes a realizar (8). O complementar corresponde ao valor do intervalo de confiança $(1-0.05/8)$. Os resultados corroboram as conclusões sugeridas pela Figura 13 (*output* SPSS), designadamente, a constatação da menor proximidade da importância atribuída às componentes Valor de Incumprimento, Valor de Exposição, Número de Anos sem Incumprimentos e Andamento da Actividade Económica, em ambos os painéis.

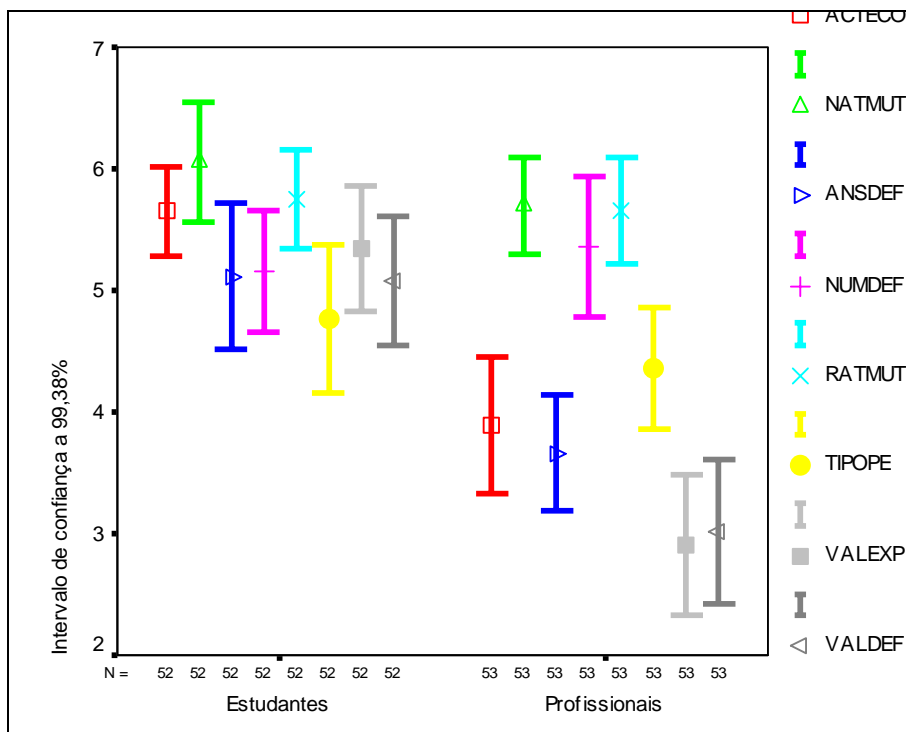


Figura 15 – Intervalos de confiança para cada componente por tipo de inquirido

Segue-se novo conjunto de informação, com *outputs* do SPSS para caracterizar as respostas ao questionário dirigido a profissionais ligados ao risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade e a estudantes das Licenciaturas em Economia e em Gestão.

Quadro 11 – Estatísticas de Ordem de Cada Componente (Estudantes)

Statistics - Estudantes									
		ACTECO	NATMUT	ANSDEF	NUMDEF	RATMUT	TIPOPE	VALEXP	VALDEF
N	Valid	52	52	52	52	52	52	52	52
	Missing	0	0	0	0	0	0	0	0
Mode		6	6	5	5 ^a	6	5 ^a	6	5
Percentiles	25	5,00	6,00	4,00	4,00	5,00	4,00	5,00	4,00
	50	6,00	6,00	5,00	5,00	6,00	5,00	6,00	5,00
	75	6,00	7,00	6,00	6,00	7,00	6,00	6,00	6,00

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

Quadro 12 – Tabelas de Distribuição de Frequências das Componentes (Estudantes)

Andamento da actividade económica					Natureza do mutuário				
		Frequency	Percent	Cumulative Percent			Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid	4	6	11,5	11,5	Valid	1	1	1,9	1,9
	5	16	30,8	42,3		2	1	1,9	3,8
	6	20	38,5	80,8		3	1	1,9	5,8
	7	10	19,2	100,0		4	1	1,9	7,7
	Total	52	100,0			5	4	7,7	15,4
						6	23	44,2	59,6
						7	21	40,4	100,0
						Total	52	100,0	

Número de anos sem incumprimento					Número de incumprimentos				
		Frequency	Percent	Cumulative Percent			Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid	1	1	1,9	1,9	Valid	3	6	11,5	11,5
	2	2	3,8	5,8		4	11	21,2	32,7
	3	6	11,5	17,3		5	13	25,0	57,7
	4	6	11,5	28,8		6	13	25,0	82,7
	5	14	26,9	55,8		7	9	17,3	100,0
	6	12	23,1	78,8		Total	52	100,0	
	7	11	21,2	100,0					
	Total	52	100,0						

Rating do mutuário					Tipo de operação				
		Frequency	Percent	Cumulative Percent			Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid	3	1	1,9	1,9	Valid	1	1	1,9	1,9
	4	4	7,7	9,6		2	4	7,7	9,6
	5	16	30,8	40,4		3	6	11,5	21,2
	6	17	32,7	73,1		4	9	17,3	38,5
	7	14	26,9	100,0		5	13	25,0	63,5
	Total	52	100,0			6	13	25,0	88,5
						7	6	11,5	100,0
						Total	52	100,0	

Valor de exposição					Valor de incumprimento				
		Frequency	Percent	Cumulative Percent			Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid	1	1	1,9	1,9	Valid	1	1	1,9	1,9
	2	1	1,9	3,8		2	1	1,9	3,8
	3	2	3,8	7,7		3	2	3,8	7,7
	4	7	13,5	21,2		4	13	25,0	32,7
	5	14	26,9	48,1		5	15	28,8	61,5
	6	18	34,6	82,7		6	12	23,1	84,6
	7	9	17,3	100,0		7	8	15,4	100,0
	Total	52	100,0			Total	52	100,0	

A informação correspondente para os profissionais inquiridos é apresentada nos dois quadros seguintes.

Quadro 13 – Estatísticas de Ordem de Cada Componente (Profissionais)

Statistics - Profissionais									
		ACTECO	NATMUT	ANSDEF	NUMDEF	RATMUT	TIPOPE	VALEXP	VALDEF
N	Valid	53	53	53	53	53	53	53	53
	Missing	0	0	0	0	0	0	0	0
Mode		3	6	3	6	6	5	2	2
Percentiles	25	3,00	5,00	3,00	4,00	5,00	3,00	2,00	2,00
	50	4,00	6,00	4,00	6,00	6,00	4,00	3,00	3,00
	75	5,00	6,00	5,00	6,50	6,50	5,00	4,00	4,00

Quadro 14 – Tabelas de Distribuição de Frequências das Componentes (Profissionais)

Andamento da actividade económica					Número de incumprimentos						
	Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid 1	3	5,7	5,7	Valid 1	1	1,9	1,9	Valid 1	1	1,9	1,9
2	5	9,4	15,1	2	1	1,9	3,8	2	7	13,2	17,0
3	14	26,4	41,5	3	5	9,4	13,2	3	15	28,3	45,3
4	12	22,6	64,2	4	7	13,2	26,4	4	14	26,4	71,7
5	13	24,5	88,7	5	9	17,0	43,4	5	13	24,5	96,2
6	4	7,5	96,2	6	17	32,1	75,5	6	2	3,8	100,0
7	2	3,8	100,0	7	13	24,5	100,0	7	13	24,5	100,0
Total	53	100,0		Total	53	100,0		Total	53	100,0	

Natureza do mutuário					Número de anos sem incumprimento						
	Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid 3	1	1,9	1,9	Valid 1	2	3,8	3,8	Valid 1	8	15,1	15,1
4	6	11,3	13,2	2	7	13,2	17,0	2	17	32,1	47,2
5	13	24,5	37,7	3	15	28,3	45,3	3	7	13,2	60,4
6	21	39,6	77,4	4	14	26,4	71,7	4	4	7,5	67,9
7	12	22,6	100,0	5	13	24,5	96,2	5	3	5,7	73,6
Total	53	100,0		6	2	3,8	100,0	6	1	1,9	75,5

Rating do mutuário					Tipo de operação						
	Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid 3	1	1,9	1,9	Valid 1	1	1,9	1,9	Valid 1	8	15,1	15,1
4	10	18,9	20,8	2	2	3,8	5,7	2	17	32,1	47,2
5	8	15,1	35,8	3	11	20,8	26,4	3	13	24,5	71,7
6	21	39,6	75,5	4	14	26,4	52,8	4	7	13,2	84,9
7	13	24,5	100,0	5	15	28,3	81,1	5	4	7,5	92,5
Total	53	100,0		6	8	15,1	96,2	6	3	5,7	98,1
				7	2	3,8	100,0	7	1	1,9	100,0

Valor de exposição					Valor de incumprimento						
	Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent		Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid 1	8	15,1	15,1	Valid 1	8	15,1	15,1	Valid 1	8	15,1	15,1
2	17	32,1	47,2	2	15	28,3	43,4	2	15	28,3	43,4
3	13	24,5	71,7	3	13	24,5	67,9	3	13	24,5	67,9
4	7	13,2	84,9	4	7	13,2	81,1	4	7	13,2	81,1
5	4	7,5	92,5	5	6	11,3	92,5	5	6	11,3	92,5
6	3	5,7	98,1	6	3	5,7	98,1	6	3	5,7	98,1
7	1	1,9	100,0	7	1	1,9	100,0	7	1	1,9	100,0
Total	53	100,0		Total	53	100,0		Total	53	100,0	

Perante a evidência de diferenças de opinião entre estudantes e profissionais, sobre a importância de cada componente, importa apurar se as diferenças observadas nas médias são estatisticamente significativas. Para tal, utilizou-se o teste *t simultâneo para a igualdade de médias em amostras independentes*. Desde logo, é de assinalar que para amostras de dimensão igual ou inferior a 30, este tipo de teste exige que os grupos em análise tenham distribuição «Normal». Para verificar a normalidade, foram conduzidos testes não paramétricos de aderência – Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk. No caso de violação da normalidade, e na presença de amostras independentes, recorre-se ao teste de Mann-Whitney, em alternativa à utilização do teste *t* (Pestana e Gageiro, 2005).

Apesar de os painéis de profissionais e de estudantes conterem mais de 30 respostas válidas e de, como tal, a normalidade das distribuições não ser condição necessária para a utilização do teste *t*, efectuaram-se os testes de aderência à distribuição «Normal», dada a utilidade para as etapas posteriores. Os resultados do teste Kolmogorov-Smirnov, com correcção de Lilliefors, são apresentados no quadro seguinte:

Quadro 15 – Testes de Normalidade às Componentes (por Tipo de Inquirido)

		Kolmogorov-Smirnov ^a		
		Statistic	df	Sig.
ACTECO	Estudantes	,223	52	,000
	Profissionais	,147	53	,006
NATMUT	Estudantes	,328	52	,000
	Profissionais	,240	53	,000
ANSDEF	Estudantes	,181	52	,000
	Profissionais	,161	53	,002
NUMDEF	Estudantes	,170	52	,001
	Profissionais	,233	53	,000
RATUT	Estudantes	,194	52	,000
	Profissionais	,262	53	,000
TIPOPE	Estudantes	,175	52	,000
	Profissionais	,163	53	,001
VALEXP	Estudantes	,210	52	,000
	Profissionais	,201	53	,000
VALDEF	Estudantes	,150	52	,005
	Profissionais	,184	53	,000

a. Lilliefors Significance Correction

Os resultados dos testes de aderência à normalidade, com a correção de Lilliefors, necessária sempre que se desconhece a média e o desvio-padrão do universo, sugerem que as oito componentes não têm distribuição «Normal», admitindo um erro¹⁰² do tipo I de .05. Apesar de aos grupos com amostras superiores a 30 não ser exigida normalidade, investigou-se a magnitude do afastamento e as razões que a explicam, dado que o tratamento de uma escala ordinal como variável quantitativa exige que cada componente tenha distribuição «Normal» ou, pelo menos, simétrica (Pestana e Gageiro, 2005).

Na presença de uma distribuição simétrica, as medidas de localização apresentam o mesmo valor. Em termos de inferência, um dos indicadores mais utilizados resulta do quociente entre o coeficiente de simetria (*skewness*) e o respectivo erro-padrão. Se o resultado for (em valor absoluto) menor do que 1.96 (nível de significância de .05), a distribuição é simétrica. Se o resultado for inferior a -1.96, a distribuição é assimétrica negativa ou enviesada à direita. Se o resultado for superior a -1.96, a distribuição é assimétrica positiva ou enviesada à esquerda. Outra característica da forma da distribuição é a intensidade de frequências em torno de um ponto central. No plano da inferência, é comum o recurso ao quociente entre o coeficiente de achatamento (*kurtosis*) e o respectivo erro-padrão. Se o resultado for (em valor absoluto) inferior a -1.96, a distribuição diz-se platicúrtica ou mais achatada do que a distribuição «Normal». Se o resultado for superior a 1.96, a distribuição diz-se leptocúrtica ou menos achatada do que a distribuição «Normal». No Quadro 16 apresentam-se os referidos quocientes para inferência sobre os graus de assimetria e achatamento de cada uma das oito componentes, por tipo de inquirido, destacando-se os valores que se afastam do intervalo]-1.96; +1.96[. Na Figura 16, essa inferência é apoiada por histogramas e representações «Normal Q-Q» para as componentes em que o valor dos quocientes de simetria e achatamento se afasta do mesmo intervalo.

¹⁰² Vide definição apresentada na nota de rodapé 58.

Quadro 16 – Simetria e Achatamento (por Tipo de Inquirido)

Estudantes:	ACTECO	NATMUT	ANSDEF	NUMDEF	RATMUT	TIPOPE	VALEXP	VALDEF
Skewness/Erro-Padrão	-0,50	-7,10	-1,96	-0,37	-1,29	-1,47	-3,21	-1,72
Kurtosis/Erro-Padrão	-1,17	10,05	-0,24	-1,55	-0,48	-0,69	2,39	1,01
Profissionais:								
Skewness/Erro-Padrão	0,12	-1,56	-0,57	-2,67	-1,56	-0,46	2,53	1,97
Kurtosis/Erro-Padrão	-0,47	-0,43	-0,88	0,37	-1,17	-0,25	0,31	-0,38

A distribuição da componente NATMUT para as respostas dadas por estudantes, é enviesada à direita, reflectindo a importância reconhecida pelos inquiridos. Ao mesmo tempo, tem uma configuração leptocúrtica, isto é, menos achatada do que a distribuição «Normal». Embora com menor intensidade, estas duas configurações são igualmente reconhecidas na componente VALEXP, conforme ilustrado na figura seguinte.

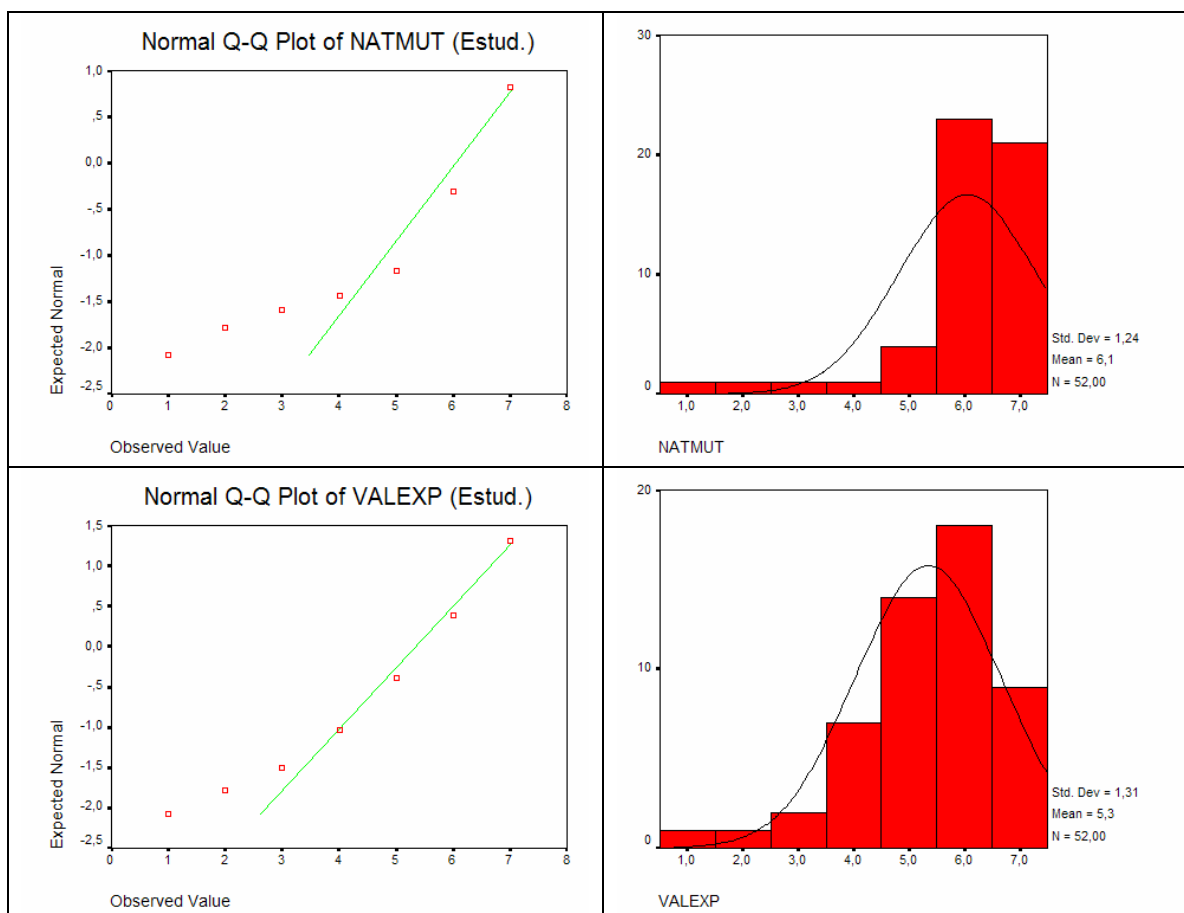


Figura 16 – Representação «Normal Q-Q» e histograma (estudantes)

Nas distribuições referentes às respostas dadas por profissionais detectaram-se apenas ligeiros desvios de simetria – negativos, no caso da componente NUMDEF, e positivos, no caso das componentes VALEXP e VALDEF. Os afastamentos da linha de referência da representação «Normal Q-Q», na figura seguinte, apoiam essas conclusões.

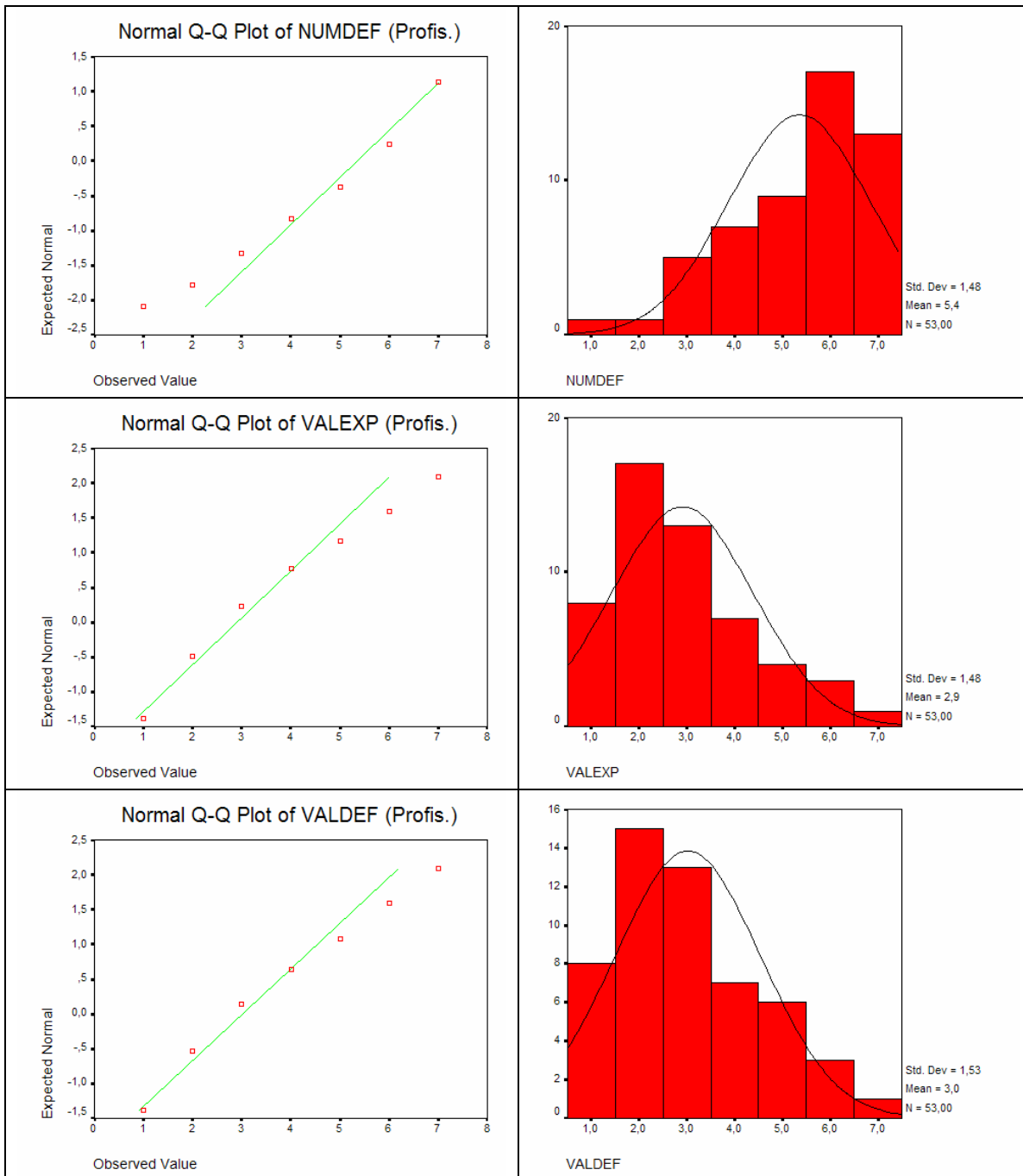


Figura 17 – Representação «Normal Q-Q» e histograma (profissionais)

Os resultados dos testes apontam no sentido da existência de ligeiros afastamentos da distribuição «Normal» em algumas componentes integrantes do questionário. Esse afastamento é particularmente notório na componente NATMUT, no caso de respostas de estudantes. Com o apoio de representações gráficas, foi possível verificar que os restantes afastamentos têm pouca expressão e não parecem suficientes para inviabilizar os testes de natureza paramétrica que se pretendem realizar.

De seguida, recorreu-se ao teste *t* para a igualdade de médias em amostras independentes para apurar se as diferenças observadas nas médias das oito componentes, em cada painel, são estatisticamente significativas. Os resultados apresentam-se em seguida:

Quadro 17 – Testes *t* para a Igualdade de Médias entre os Painéis

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	99,375% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
ACTECO	Equal variances assumed	7,461	,007	7,475	103	,000	1,77	,24	1,11	2,43
	Equal variances not assumed			7,504	89,100	,000	1,77	,24	1,11	2,43
NATMUT	Equal variances assumed	,189	,665	1,627	103	,107	,36	,22	-,26	,98
	Equal variances not assumed			1,624	98,140	,108	,36	,22	-,26	,98
ANSDEF	Equal variances assumed	1,536	,218	5,415	103	,000	1,46	,27	,70	2,21
	Equal variances not assumed			5,403	96,924	,000	1,46	,27	,70	2,21
NUMDEF	Equal variances assumed	1,081	,301	-,758	103	,450	-,20	,27	-,96	,55
	Equal variances not assumed			-,759	101,262	,449	-,20	,27	-,96	,55
RATMUT	Equal variances assumed	,645	,424	,433	103	,666	8,96E-02	,21	-,49	,67
	Equal variances not assumed			,434	102,405	,665	8,96E-02	,21	-,49	,67
TIPOPE	Equal variances assumed	1,453	,231	1,490	103	,139	,41	,28	-,36	1,18
	Equal variances not assumed			1,488	99,439	,140	,41	,28	-,36	1,18
VALEXP	Equal variances assumed	,605	,438	8,922	103	,000	2,44	,27	1,68	3,20
	Equal variances not assumed			8,932	101,906	,000	2,44	,27	1,68	3,20
VALDEF	Equal variances assumed	1,053	,307	7,373	103	,000	2,06	,28	1,28	2,84
	Equal variances not assumed			7,382	101,539	,000	2,06	,28	1,28	2,84

No *software* SPSS, os resultados do teste *t* para a igualdade de médias em amostras independentes são antecidos pela apresentação do teste de Levene, sobre a igualdade de variâncias (σ^2) em cada uma das oito componentes (F_i), por tipo de inquirido (estudantes e profissionais). As hipóteses deste teste são as seguintes:

$$H_0 : \sigma^2 F_i^{Estud} = \sigma^2 F_i^{Profis}, i = ACTECO, \dots, VALDEF \quad (5.46)$$

$$H_1 : \sigma^2 F_i^{Estud} \neq \sigma^2 F_i^{Profis}, i = ACTECO, \dots, VALDEF$$

Quando os resultados do teste de Levene apontarem no sentido da rejeição da hipótese nula (H_0), o teste t a usar é o das Variâncias Diferentes (*equal variances not assumed*). Se os resultados não ditarem a rejeição de H_0 , deve ser utilizado o teste das Variâncias Iguais (*equal variances assumed*). De acordo com o Quadro 17, a hipótese nula de igualdade das variâncias é rejeitada apenas para a componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO).

Para apurar se as diferenças observadas nas médias são estatisticamente significativas, o teste t realizado tem subjacentes as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 &: \mu^2 Fi^{Estud} = \mu^2 Fi^{Profis}, i = ACTECO, \dots, VALDEF \\ H_1 &: \mu^2 Fi^{Estud} \neq \mu^2 Fi^{Profis}, i = ACTECO, \dots, VALDEF \end{aligned} \quad (5.47)$$

Em termos de interpretação, é de notar que, se os resultados do teste apontarem para a não rejeição da hipótese nula, as médias dos dois grupos não exibem diferenças e o respectivo intervalo de confiança contém o valor zero. Pelo contrário, se os resultados do teste suportarem a rejeição da hipótese nula, as médias dos dois grupos exibem diferenças e o respectivo intervalo de confiança não contém o valor zero (últimas duas colunas do Quadro 17). Antes, porém, é importante referir que «*uma vez que se opera com mais de um teste t , a probabilidade de se encontrar erradamente uma diferença significativa aumenta rapidamente com o número de variáveis analisadas em simultâneo*» (Pestana e Gageiro, 2005, p. 241). No caso concreto, o número de variáveis (leia-se componentes) analisadas em simultâneo é de 8, razão pela qual, e segundo os mesmos autores, é necessário efectuar a chamada *correção de Bonferroni*, através da multiplicação do número de testes realizados pelo respectivo nível de significância associado¹⁰³. O valor do intervalo de confiança é obtido a partir da divisão do nível de significância (.05) pelo número de testes a realizar (8). O complementar corresponde ao valor do intervalo de confiança ($0.99375 = 1 - 0.05/8$).

¹⁰³ Esta correção é efectuada apenas nos casos em que o nível de significância (inicial) conduza à rejeição da hipótese nula.

Recuperando os resultados apresentados no Quadro 17, e o facto de a hipótese nula de igualdade das variâncias ser unicamente rejeitada, de acordo com o teste de Levene à componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO), apenas neste caso é utilizado o teste t das variâncias diferentes (*equal variances not assumed*). Atendendo ao nível de significância (.05), e antes de eventuais correcções, os resultados do teste t apontam no sentido da não rejeição da hipótese de igualdade das médias (H_0) para as componentes NATMUT, NUMDEF, RATMUT e TIPOPE. Esta conclusão pode ser constatada a partir das duas últimas colunas do referido quadro, pelo facto de o valor zero ficar incluído no intervalo de confiança. A hipótese nula é rejeitada para as restantes componentes – ACTECO, ANSDEF, VALEXP e VALDEF –, mesmo depois de efectuada a correcção de Bonferroni, uma vez que os níveis de significância associados a cada teste são próximos de zero, pelo que a multiplicação pelo número de testes efectuados não altera as conclusões sobre a rejeição de H_0 . É, ainda, de salientar que o sinal positivo do teste t sinaliza o valor mais elevado da média do primeiro painel – estudantes – face à do segundo painel – profissionais. A única excepção regista-se na componente Número de Incumprimentos (NUMDEF).

Para ilustrar as conclusões anteriores, e recuperando alguns dos indícios já apresentados (por exemplo, na Figura 15), a diferença na média de 0.36 observada entre os dois painéis, em relação à componente NATMUT, não é estatisticamente significativa, confirmando a proximidade entre a média e a moda para cada tipo de inquirido (*vide* Quadro 11 e Quadro 13). Pelo contrário, a diferença de 1.77 observada na média entre os dois painéis, no que toca à componente ACTECO, é estatisticamente significativa, como era sugerido pelo afastamento da moda e dos percentis em cada painel.

A realização dos testes t simultâneos para duas amostras para comparar as médias de dois grupos no conjunto de oito componentes, visou apurar se os indícios sobre as diferenças de opinião entre estudantes e profissionais ligados ao risco de crédito, recolhidos a partir dos resultados do questionário, eram fundados. Ou seja, era relevante confirmar a admissibilidade da hipótese de formar uma posição comum, entre

estudantes e profissionais, sobre a importância das componentes que concorrem para a baixa sinistralidade das operações de crédito.

A partir dos resultados obtidos nos *testes t*, foi possível confirmar que, em metade das componentes consideradas, a diferença de opinião entre especialistas e não especialistas é estatisticamente significativa. A margem de manobra para unificar as opiniões dos dois painéis fica, portanto, comprometida.

Para que os trabalhos pudessem prosseguir, colocaram-se duas alternativas. Ou basear a construção da medida de intensidade de baixa sinistralidade num único painel ou assegurar as condições necessárias à prossecução dos trabalhos – por exemplo, a normalidade da distribuição das respostas sobre a componente NATMUT, no painel dos estudantes – e construir a referida medida com base em cada uma dessas amostras para posterior comparação e selecção.

Ponderadas as vantagens e os inconvenientes associados a cada alternativa, a escolha acabou por recair na prossecução dos trabalhos com base num único painel, o das respostas ao questionário por especialistas, por dois tipos de razão. Por um lado, a reunião das condições necessárias à prossecução dos trabalhos¹⁰⁴, na amostra dos estudantes, não deixaria de dificultar a operacionalização da medida de intensidade de baixa sinistralidade. Por outro lado, a simples eliminação de componentes cujas distribuições apresentam assimetria negativa e configuração leptocúrtica poderia revelar-se contraproducente, por poderem constituir factores relevantes para a construção da medida de intensidade de baixa sinistralidade. É, ainda, necessário salientar que a selecção da amostra dos especialistas para o prosseguimento dos trabalhos é justificada pelo maior conservadorismo inerente (*vide* Figura 13) – em linha

¹⁰⁴ Por exemplo, para correcção dos problemas de assimetria e de achatamento evidenciados pelas distribuições das componentes NATMUT e VALEXP, concluiu-se que seria necessário aplicar as seguintes transformações: NATMUT³ e VALEXP².

com as exigências das autoridades de supervisão¹⁰⁵ –, o qual, se admite, reflectir níveis de conhecimento condizentes com a experiência reunida em actividades ligadas à gestão do risco de crédito.

- **Análise e selecção de componentes**

Definida a amostra que servirá de base à construção da medida de intensidade de baixa sinistralidade – as respostas dos profissionais –, os trabalhos prosseguem com a determinação de correlações entre (i) os valores atribuídos a cada componente e o valor total para cada componente – visando confirmar a respectiva relevância – e (ii) entre os valores atribuídos a cada componente e a cada uma das restantes – com o objectivo de verificar o que, entre as mesmas, existe em comum. No quadro seguinte apresenta-se a matriz de correlações entre as componentes.

Quadro 18 – *Matriz de Correlações entre as Componentes*

Correlation Matrix								
	ACTECO	NATMUT	ANSDEF	NUMDEF	RATMUT	TIPOPE	VALEXP	VALDEF
ACTECO	1							
NATMUT	0,1614	1						
ANSDEF	0,4428	0,4812	1					
NUMDEF	0,1549	0,4330	0,5527	1				
RATMUT	0,1082	0,2842	0,2282	0,1224	1			
TIPOPE	0,6878	0,4245	0,5373	0,1733	0,2082	1		
VALEXP	0,6443	0,1216	0,5503	0,3130	0,0971	0,4408	1	
VALDEF	0,4398	0,1160	0,3793	0,3032	-0,2350	0,3001	0,4765	1

Os valores do quadro anterior justificam o destaque de duas particularidades. Em primeiro lugar, com excepção da relação entre VALDEF e RATMUT, todas as correlações são positivas. Note-se que a maioria dessas correlações é significativa ao nível de .05 – com base nos resultados apurados através do teste *Ró de Spearman* (para medir o grau de associação entre variáveis ordinais). Em segundo lugar, os valores

¹⁰⁵ «Por exemplo, «Institutions will be required to use appropriate conservatism in risk parameter estimation» (CEBS, 2006, § 351, p. 101).

positivos da correlação apresentam um intervalo de variação amplo, entre .0971 e .6878. O interesse em calcular as correlações entre as componentes prende-se com a eventual confirmação de que cada componente, em comum com as restantes, evidencia capacidade para medir a intensidade de baixa sinistralidade. Nesse sentido, e para além de positivos – por sugerirem a existência de concordância nas classificações –, os valores devem ser moderadamente elevados, para que cada um represente aspectos distintos da intensidade que se pretende medir (Hill e Hill, 2005). A preferência por valores de correlação próximos da unidade significaria que 7 componentes seriam redundantes, pois mediriam exactamente a mesma variável.

Na terceira coluna do Quadro 19 é apresentada informação sobre a correlação entre cada componente e o valor total para o conjunto de componentes. O cálculo visa verificar a existência de contributos para a formação da medida de intensidade de baixa sinistralidade.

Quadro 19 – *Estatísticas Componente-Total*

Item-total Statistics					
	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item- Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Alpha if Item Deleted
ACTECO	30,6604	33,6132	0,6141	0,6450	0,7469
NATMUT	28,8491	39,4768	0,4255	0,4108	0,7785
ANSDEF	30,8868	34,1023	0,7332	0,5922	0,7323
NUMDEF	29,1887	35,9637	0,4359	0,4061	0,7787
RATMUT	28,8868	42,5639	0,1462	0,2270	0,8123
TIPOPE	30,1887	34,8099	0,6213	0,6139	0,7477
VALEXP	31,6415	33,0806	0,6223	0,5515	0,7451
VALDEF	31,5283	35,9848	0,4150	0,3941	0,7831

De acordo com Hill e Hill (2005), o contributo de cada componente para a formação da medida comum – neste caso, a intensidade de baixa sinistralidade – traduz-se, em termos estatísticos, na existência de uma correlação relativamente forte (de .4 a .7) entre cada componente e o total, devendo a mesma ser estatisticamente significativa. Do quadro anterior resulta que a correlação corrigida entre cada componente e o total é relativamente elevada, com excepção da componente RATMUT.

A partir dos resultados apresentados, verificaram-se as componentes que não se relacionam significativamente com as restantes, bem como as que não apresentam correlações relevantes com o valor total, para seleccionar aquelas que evidenciam contribuição suficiente para medir a intensidade de baixa sinistralidade. Começou-se por identificar as componentes cuja correlação com as restantes não se posiciona entre os valores recomendados por Hill e Hill (2005). De acordo com a matriz de correlações constante do Quadro 18, a componente RATMUT regista correlações reduzidas com todas as componentes, enquanto as componentes NUMDEF e VALDEF apresentam correlações reduzidas com 5 componentes. Por outro lado, com base nos resultados constantes da terceira coluna do Quadro 19, sobre a correlação entre cada componente e a medida que das mesmas resulta, as componentes RATMUT e VALDEF também apresentam valores aquém do limite inferior do intervalo 0.4-0.7 (Hill e Hill, 2005), enquanto as componentes NUMDEF e NATMUT revelam valores ligeiramente acima do limite inferior.

Para os trabalhos prosseguirem, foi necessário definir um critério objectivo para escrutinar as componentes com condições para integrar a medida de intensidade de baixa sinistralidade. Não dispondo de critérios validados pela teoria, recorreu-se à experiência e admitiu-se como razoável fixar que cada componente que não registre correlações significativas com, pelo menos, metade das componentes consideradas não reúne condições para integrar a referida medida. Depois de escrutinados os valores da correlação entre cada componente e entre cada componente e a medida que das mesmas resulta, foram seleccionadas as seguintes¹⁰⁶: ACTECO (3), NATMUT (4), ANSDEF (2), TIPOPE (3) e VALEXP (3). A correlação entre cada uma destas componentes e a medida que resulta de todas as componentes varia entre 0.4108 (NATMUT) e 0.645 (ACTECO).

Em seguida, repetiram-se os cálculos das correlações entre componentes e componente-total para o conjunto seleccionado para verificar a possibilidade de se

¹⁰⁶ Entre parênteses indica-se o número de correlações reduzidas.

proceder a novo escrutínio. Dado que o factor NATMUT regista correlações reduzidas com metade das restantes componentes (ACTECO = 0.1614 e VALEXP = 0.1216) e com a medida de intensidade (*corrected item-total correlation* = .3484), optou-se pela respectiva exclusão da medida de intensidade. O coeficiente de fiabilidade (*Alpha de Cronbach*) confirma esta opção, dado que o valor que decorre do conjunto de componentes melhoraria se a componente NATMUT fosse excluída (.8062). Vejamos, com mais detalhe, o significado deste coeficiente.

- **Fiabilidade interna**

A fiabilidade interna das componentes pode ser definida como a proporção da variabilidade das respostas que resulta de diferenças de opinião dos inquiridos. O *Alpha de Cronbach* é uma medida recorrente para verificação da fiabilidade interna de um grupo de componentes, e pode definir-se como «a correlação que se espera obter entre a escala usada e outras escalas hipotéticas do mesmo universo, com igual número de itens [componentes], que meçam a mesma característica» (Pestana e Gageiro, 2005, p. 526). É de assinalar, também, que o valor obtido é um limite inferior da fiabilidade interna, para além de não assumir valores negativos¹⁰⁷, pois as componentes, que supostamente medem a mesma realidade, devem estar categorizadas no mesmo sentido. Se o valor de *Alpha* for negativo, «existem correlações negativas, o que viola o modelo de consistência interna e inviabiliza o seu uso»¹⁰⁸ (Pestana e Gageiro, 2005, p. 526). Registe-se, por último, que, de acordo com o *Teorema do Limite Central*¹⁰⁹, não é exigida a normalidade da distribuição de cada componente para amostras superiores a 30. Não obstante, e a partir da informação disponibilizada no Quadro 16, foram detectados apenas ligeiros desvios (positivos) de

¹⁰⁷ Varia entre 0 e 1, qualificando-se a consistência interna como *excelente* para valores superiores a .9 e *boa* para valores entre .8 e .9 (Hill e Hill, 2005).

¹⁰⁸ Por esta razão, os valores da última coluna do Quadro 19 (*Alpha if item deleted*) não têm validade.

¹⁰⁹ No essencial, o Teorema do Limite Central expressa o facto de a soma de (inúmeras) variáveis aleatórias independentes e com idêntica distribuição de probabilidade tender para a distribuição «Normal».

simetria, no caso da componente VALEXP. No quadro seguinte disponibilizam-se os resultados do teste de Fiabilidade Interna.

Quadro 20 – Coeficiente de Fiabilidade Interna (Alpha de Cronbach)

		Mean	Std Dev		
Cases					
1.	ACTECO (Andamento da actividade económica)	3,8868	1,4366	53	
2.	ANSDEF (Número de anos sem incumprimento)	3,6604	1,2080	53	
3.	TIPOPE (Tipo de operação)	4,3585	1,2874	53	
4.	VALEXP (Valor de exposição)	2,9057	1,4841	53	
Correlation Matrix					
	ACTECO	ANSDEF	TIPOPE	VALEXP	
ACTECO	1				
ANSDEF	0,4428	1			
TIPOPE	0,6878	0,5373	1		
VALEXP	0,6443	0,5503	0,4408	1	
N of Cases = 53					
Statistics for Scale	Mean	Variance	Std Dev	N of Variables	
	14,8113	19,5406	4,4205	4	
Item Means	Mean	Minimum	Maximum	Range	Max/Min
Variance	3,7028	2,9057	4,3585	1,4528	1,5000/0,3670
Item Variances	Mean	Minimum	Maximum	Range	Max/Min
Variance	1,8458	1,4594	2,2025	0,7431	1,5092/0,1199
Item-total Statistics					
	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Alpha if Item Deleted
ACTECO	10,9245	10,6480	0,7283	0,6235	0,7507
ANSDEF	11,1509	12,8999	0,5971	0,4199	0,8112
TIPOPE	10,4528	11,9833	0,6619	0,5530	0,7833
VALEXP	11,9057	10,9332	0,6526	0,5161	0,7892
Reliability Coefficients		4 items			
Alpha = 0,8296		Standardized item alpha = 0,8305			

Os dados do Alpha de Cronbach sugerem que a medida resultante da integração das quatro componentes seleccionadas tem um nível de fiabilidade interna próximo de .83). Seguem-se os passos necessários até à sua obtenção.

As correlações positivas entre as quatro componentes sugerem a existência de concordância nas respectivas classificações, apresentando valores entre .4408 e .6878, dentro do intervalo de referência proposto por Hill e Hill (2005). Esta correlação moderada pode ser interpretada como sinal da existência de aspectos comuns entre as componentes, com capacidade para inculir especificidades na medida de intensidade de baixa sinistralidade. Para simplificar, vamos chamar a essa medida *iLD* (intensidade de baixa sinistralidade).

A *iLD* tem valor médio de 14.8113 (correspondente à soma da média de cada componente) e desvio-padrão de 4.4205. Na coluna «*mean if item deleted*», é apresentada informação sobre o valor médio da *iLD*, após eliminação de cada componente. Por exemplo, sem a componente ACTECO, o valor médio da *iLD* passaria de 14.8113 para 10.9245. A diferença é também significativa para cada uma das restantes. A coluna «*corrected item-total correlation*» contém o coeficiente de correlação R de Pearson entre cada componente e a *iLD*. Os valores observados, entre .5971 e .7283, apesar de, num único caso, ligeiramente acima do limite superior do intervalo de referência, são intermédios e relativamente homogêneos, não parecendo colocar em causa a importância de cada componente da *iLD*. A coluna «*square multiple correlation*» indica a proporção da variância de cada componente explicada pelas restantes. Estes valores são moderados¹¹⁰ e confirmam as conclusões anteriores sobre a contribuição de cada componente para a *iLD*. Na coluna «*Alpha if item deleted*» é apresentado o valor do coeficiente de Fiabilidade Interna (Alpha de Cronbach), após a eliminação de cada componente da *iLD*. A proximidade dos valores registados – entre .7507 e .8112 – sugere que a fiabilidade da medida de baixa sinistralidade não depende significativamente de uma única componente. Finalmente, o valor do coeficiente de Fiabilidade Interna para uma medida de baixa sinistralidade constituída pelas componentes ACTECO, ANSDEF, TIPOPE e VALEXP é equivalente a .8296 e, como tal, pode ser considerado «bom»

¹¹⁰ Refira-se que um valor próximo da unidade seria sugestivo da previsibilidade da componente, ou seja, a mesma seria redundante para a explicação da *iLD*.

(valores entre .8 e .9), segundo Pestana e Gageiro (2005). A validade deste valor aparece reforçada pelo facto de a literatura sobre o coeficiente de Fiabilidade Interna reconhecer que o número de componentes no questionário e a existência de correlações elevadas entre as componentes contribuem para o aumento do valor de Alpha (Hill e Hill, 2005). Com efeito, o valor de Alpha melhorou com a eliminação de metade das componentes inicialmente previstas no questionário, além de a correlação entre as mesmas não ser particularmente elevada, o que reforça, como se demonstrou, a fiabilidade interna da medida de intensidade de baixa sinistralidade (*iLD*).

- **Validade**

Depois de confirmada a fiabilidade da medida construída, é necessário verificar se a *iLD* é válida, dado que a fiabilidade é condição necessária mas não suficiente da validade. Para tal, utiliza-se a *Análise Factorial*, que constitui um conjunto de técnicas estatísticas que recorre à correlação entre as variáveis observáveis para reduzir o número de variáveis necessárias para as descrever. A *Análise Factorial* pode ser exploratória, quando trata a relação entre as variáveis sem determinar em que medida os resultados se ajustam a um modelo, ou confirmatória, quando compara os resultados obtidos com os que constituem a teoria. No quadro da determinação da validade da *iLD*, o recurso à *Análise Factorial* visa essencialmente dois objectivos. Por um lado, verificar se as componentes resultantes da etapa anterior constituem a única forma de definir a *iLD* e, por outro lado, estimar o peso das componentes, de modo a que tanto as covariâncias como as correlações se aproximem dos valores observados.

Para cumprir o objectivo de encontrar componentes num grupo de variáveis, é essencial que a amostra envolvida tenha dimensão adequada. De acordo com Hill e Hill (2005), para um número de componentes equivalente a 4, o número de respostas válidas em cada uma dessas componentes deverá ser, no mínimo, de 50. No caso concreto das componentes da *iLD*, e por se pretender confirmar a respectiva validade, a existência de uma amostra composta por 53 respostas válidas é compatível com o referido critério.

Os métodos das Componentes Principais e da Máxima Verosimilhança são os mais utilizados para extracção de factores. Pelo facto de o método da Máxima Verosimilhança assumir que os dados da amostra são provenientes de uma distribuição «Normal» multivariada, optou-se por prosseguir os trabalhos com base no método das Componentes Principais. Este método pode ser considerado um procedimento estatístico multivariado que permite transformar um conjunto de variáveis quantitativas iniciais correlacionadas entre si (x_1, x_2, \dots, x_p) noutra conjunto com um menor número de variáveis não correlacionadas (ortogonais), designadas por *componentes principais* (y_1, y_2, \dots, y_p), que resultam de combinações lineares das variáveis iniciais. Os coeficientes a_{ij} ($i = 1, \dots, p; j = 1, \dots, p$) definem cada uma das novas variáveis, sendo escolhidos de modo a que as componentes principais expliquem a máxima variação nos dados originais e não se encontrem correlacionados entre si (Pestana e Gageiro, 2005). Assim, o método das Componentes Principais pode ser especificado do seguinte modo:

$$\begin{aligned} y_1 &= a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \dots + a_{1p}x_p \\ y_2 &= a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \dots + a_{2p}x_p \\ &\dots \\ y_p &= a_{p1}x_1 + a_{p2}x_2 + \dots + a_{pp}x_p \end{aligned} \tag{5.48}$$

Para além da escolha do método das Componentes Principais para extracção dos factores, justificada por não exigir a normalidade dos dados da amostra, optou-se, ainda, pelo método de Rotação Ortogonal, neste caso, o Varimax, para facilitar a interpretação dos factores, realçando aqueles que apresentem maiores correlações entre os factores comuns e as variáveis observáveis. A vantagem principal da Rotação Ortogonal consiste em produzir factores que não se correlacionam entre si e que podem ser interpretados a partir dos seus pesos (variam entre -1 e 1), enquanto na Rotação Oblíqua os factores encontram-se correlacionados, tornando necessário o recurso à matriz de correlações para interpretação da solução (Pestana e Gageiro, 2005). A rotação Varimax minimiza o número de variáveis com correlações elevadas entre os factores comuns e as variáveis observadas num factor, conduzindo a uma solução em que cada componente principal se aproxima de ± 1 , no caso de associação, ou de zero, no caso contrário.

Para se utilizar qualquer dos métodos de extracção factorial é necessário confirmar a existência de correlação entre as componentes, pois caso as mesmas sejam reduzidas é pouco provável que partilhem factores comuns. A estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de Esfericidade de Bartlett permitem aferir a amplitude das correlações entre as componentes. A primeira compara as correlações de ordem zero com as correlações parciais observadas entre as componentes, através de uma estatística que varia entre zero e um, e o segundo testa a hipótese de a matriz de correlações ser uma matriz identidade. Como fazem notar Pestana e Gageiro (2005), o teste é influenciado pela dimensão da amostra e conduz à rejeição da hipótese nula em grandes amostras, pelo que é preferível recorrer à estatística KMO. No quadro seguinte apresentam-se os resultados da realização dos procedimentos estatísticos referidos:

Quadro 21 – Estatística KMO e Teste de Esfericidade de Bartlett

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		,655
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	85,797
	df	6
	Sig.	,000

De acordo com as referências propostas por Kaiser e Rice (1974, citados em Hill e Hill, 2005), o valor da estatística KMO sugere a existência de uma correlação razoável entre as variáveis¹¹¹. O nível de significância associado ao teste de Esfericidade de Bartlett conduz à rejeição da hipótese de a matriz de correlações ser identidade e não parece condicionado pelo efeito de dimensão da amostra, sugerindo, pois, a existência de correlação entre algumas componentes. Em suma, os resultados da estatística KMO e do teste de Esfericidade de Bartlett suportam o prosseguimento da Análise Factorial.

No quadro seguinte apresenta-se informação essencial à determinação do número de factores a reter. Na coluna «total», os valores próprios (*eigenvalues*) encontram-se ordenados por dimensão. Note-se que, de acordo com o método de extracção das

¹¹¹ Um valor inferior a .5 seria «inaceitável», enquanto um valor superior a .9 seria «muito bom».

Componentes Principais, a soma dos valores próprios corresponde ao número de variáveis (leia-se componentes, na acepção que tem vindo a ser seguida), o que sugere que as 4 componentes são necessárias para explicar a totalidade da variância.

Quadro 22 – Variância Total Explicada

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2,655	66,382	66,382	2,655	66,382	66,382
2	,593	14,829	81,211			
3	,542	13,556	94,767			
4	,209	5,233	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

O número de factores necessários para descrever os dados pode ser obtido através do critério de Kaiser, que consiste na escolha de factores cuja variância explicada é superior à unidade (Pestana e Gageiro, 2005). Por conseguinte, a Análise Factorial extraiu um único factor para explicar as correlações entre as 4 componentes da *iLD*, dado existir um único valor próprio superior à unidade, que revela capacidade para explicar cerca de 2/3 da variância total. A representação apresentada na figura seguinte (gráfico «*scree plot*»), na qual são posicionados os valores próprios de cada componente, corrobora a retenção de um único factor, dada a maior inclinação do segmento de recta entre os valores próprios das duas primeiras componentes.

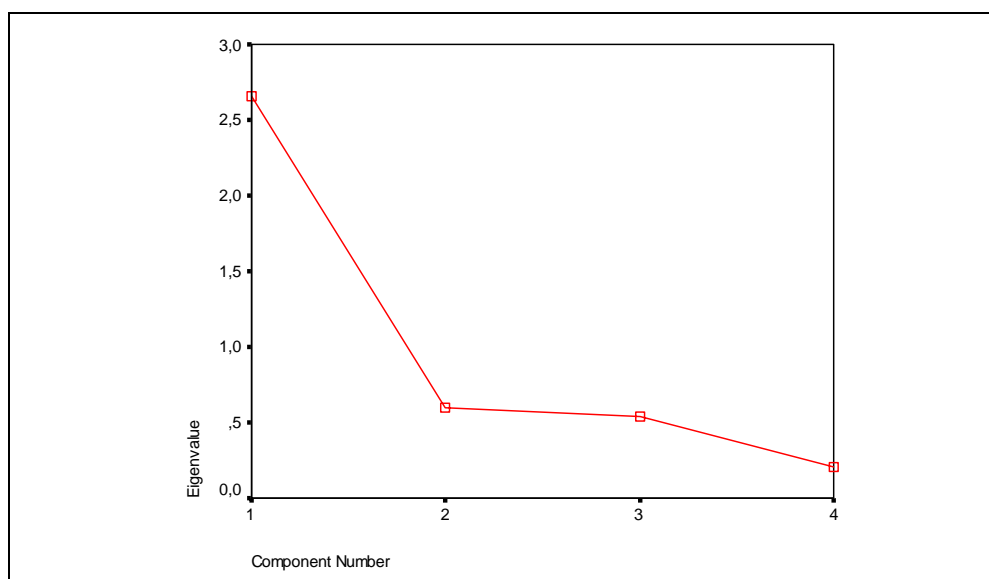


Figura 18 – Representação dos valores próprios («*scree plot*»)

A diferença entre o valor original da correlação entre duas variáveis e o valor reproduzido é designada por *correlação residual*. Se o número de factores for adequado, a correlação residual para cada par de variáveis deve ser reduzida – normalmente, inferior ao valor absoluto de .05. No quadro seguinte, disponibiliza-se o *output* do SPSS para as correlações reproduzidas.

Quadro 23 – Correlações Reproduzidas

		ACTECO	ANSDEF	TIPOPE	VALEXP
Reproduced Correlation	ACTECO	.7410 ^b	.6590	.7071	.6958
	ANSDEF	.6590	.5862 ^b	.6289	.6189
	TIPOPE	.7071	.6289	.6748 ^b	.6640
	VALEXP	.6958	.6189	.6640	.6534 ^b
Residual ^a	ACTECO		-.2162	-.0193	-.0515
	ANSDEF	-.2162		-.0916	-.0686
	TIPOPE	-.0193	-.0916		-.2232
	VALEXP	-.0515	-.0686	-.2232	

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. Residuals are computed between observed and reproduced correlations. There are 5 (83,0%) nonredundant residuals with absolute values > 0.05.

b. Reproduced communalities

Apesar de, em 5 dos 6 pares de correlações calculados, os valores registados serem superiores ao valor absoluto de .05, embora em 2 desses casos apenas marginalmente, tanto o critério de Kaiser como a variância total explicada não confirmam a necessidade de extracção de um novo factor. Para apoiar esta conclusão há que ter presente a associação linear entre todas as componentes, confirmada através dos valores estatisticamente significativos do coeficiente de correlação linear R de Pearson, patentes no quadro seguinte (matriz de correlações já apresentada no Quadro 20).

Quadro 24 – Matriz de Correlações

		ACTECO	ANSDEF	TIPOPE	VALEXP
Correlation	ACTECO	1,000			
	ANSDEF	,443	1,000		
	TIPOPE	,688	,537	1,000	
	VALEXP	,644	,550	,441	1,000
Sig. (1-tailed)	ACTECO		,000	,000	,000
	ANSDEF	,000		,000	,000
	TIPOPE	,000	,000		,000
	VALEXP	,000	,000	,000	

A matriz anti-imagem (*anti-image correlation*) é uma medida da adequação amostral de cada componente, em que a existência de valores reduzidos na diagonal sugere a eliminação das componentes correspondentes, enquanto fora da diagonal serve para confirmar a possibilidade de aplicação do método das Componentes Principais. Os resultados apresentados no quadro seguinte sugerem que as quatro componentes não devem ser eliminadas e que o método das Componentes Principais pode ser aplicado.

Quadro 25 – Matrizes Anti-Imagem

		ACTECO	ANSDEF	TIPOPE	VALEXP
Anti-image Covariance	ACTECO	.3765			
	ANSDEF	.0585	.5801		
	TIPOPE	-.2405	-.1983	.4470	
	VALEXP	-.2239	-.2201	.0769	.4839
Anti-image Correlation	ACTECO	.6308 ^a			
	ANSDEF	.1253	.6985 ^a		
	TIPOPE	-.5863	-.3895	.6465 ^a	
	VALEXP	-.5246	-.4155	.1654	.6575 ^a

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

A Análise Factorial decompõe a variância das variáveis observáveis em duas partes, uma devida aos factores comuns e outra imputada aos factores únicos. A parcela da variância total explicada por factores comuns é designada por *comunalidade*. Os valores estimados das comunalidades, após a extracção das componentes, variam entre o valor nulo quando os factores comuns não explicam nenhuma parcela da variância e a unidade quando explicam a totalidade. No quadro seguinte, é exibida a proporção da variância total de cada componente explicada pelo factor comum, antes (*initial*) e após a extracção (*extraction*) do factor. Com base nos resultados, denota-se que todas as componentes evidenciam uma relação de elevada proximidade com o factor extraído, levando a que o mesmo explique, em média, mais de 2/3 da variância de cada componente (entre cerca de 59% e de 74% para as componentes ANSDEF e ACTECO, respectivamente). Apesar dos valores registados ficarem aquém da unidade, o equilíbrio observado sugere a existência de uma relação das componentes com o factor extraído.

Quadro 26 – *Comunalidades*

	Initial	Extraction
ACTECO	1,000	,741
ANSDEF	1,000	,586
TIPOPE	1,000	,675
VALEXP	1,000	,653

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Os coeficientes ou pesos que correlacionam as componentes com o factor antes da rotação são apresentados na matriz de componentes presente no quadro seguinte. A soma (em coluna) do quadrado dos pesos das componentes para cada factor (neste caso, único), corresponde ao valor próprio das componentes¹¹², enquanto a soma (em linha) do quadrado dos pesos dos factores para cada componente, corresponde às comunalidades¹¹³.

Quadro 27 – *Matriz de Componentes*

Component Matrix ^a	
	Component
	1
ACTECO	,861
TIPOPE	,821
VALEXP	,808
ANSDEF	,766

Extraction Method: Principal Component Analysis.
a. 1 components extracted.

Os resultados constantes do quadro anterior apontam para a existência de pesos elevados para a correlação das quatro componentes com o factor extraído¹¹⁴. Para sistematizar os passos percorridos na presente investigação, importa recordar que o recurso à Análise Factorial visou verificar a validade da medida *iLD*, confirmando que as componentes seleccionadas constituem a única forma de a definir, e estimar o peso de cada componente. Os resultados da utilização do método das Componentes Principais,

¹¹² Com efeito: $0.861^2 + 0.821^2 + 0.808^2 + 0.766^2 = 2.655$.

¹¹³ Por exemplo, $0.861^2 = 0.741$.

¹¹⁴ Por ter sido extraído um único factor a partir do método das Componentes Principais, a rotação da matriz de componentes não pode ser efectuada.

escolhido por não implicar qualquer pressuposto sobre a normalidade da distribuição de cada componente, sugerem que a medida de intensidade de baixa sinistralidade é válida e que o peso de cada componente pode ser obtido através da matriz de componentes. A figura seguinte assinala o peso das componentes, normalizado para a escala percentual:

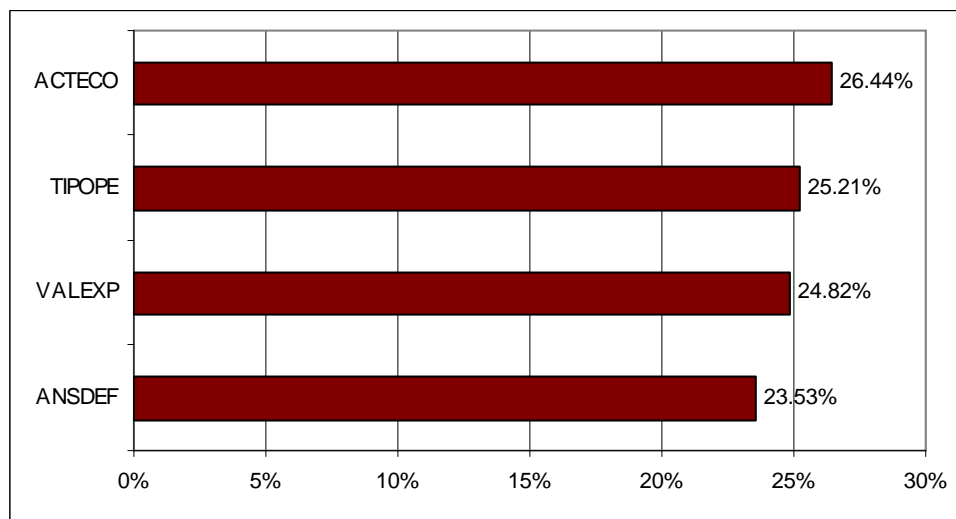


Figura 19 – Peso de cada componente da *iLD*

5.4.2 Operacionalização da *iLD*

A *iLD* é uma medida da intensidade de baixa sinistralidade das operações de crédito, na qual se assume que o número reduzido de incumprimentos é explicado por características estruturais, comuns a todo o sistema bancário. Este pressuposto de construção implica que a intensidade com que se manifesta a baixa sinistralidade é entendida como consequência do risco de crédito (reduzido) das operações.

Depois de seleccionadas as componentes da *iLD*, de determinados os correspondentes pesos relativos e de confirmada a respectiva validade e consistência, segue-se a fase de operacionalização, em que se procede à definição de critérios de atribuição de pontuações. Importa salientar que a *iLD* foi calibrada para um valor máximo de 100 (maior intensidade de baixa sinistralidade), através da normalização dos resultados da aplicação do método das Componentes (*vide* Quadro 27). No quadro

seguinte sistematizam-se os critérios adoptados, o peso no subtotal e as correspondentes pontuações para cada componente da *iLD*.

Quadro 28 – *Desagregação e Pontuação de Cada Componente da iLD*

Componente	Peso no Total	Critério	Peso no Subtotal	Pontuação
ACTECO	26,44%	Varição homóloga (abs.) do SD da taxa de crescimento do PIB em Portugal superior a 50 p.p.	85%	22,48
		Varição homóloga (abs.) do SD da taxa de crescimento do PIB em Portugal entre [30; 50 p.p.]	90%	23,80
		Varição homóloga (abs.) do SD da taxa de crescimento do PIB em Portugal entre [10; 30 p.p.]	95%	25,12
		Varição homóloga (abs.) do SD da taxa de crescimento do PIB em Portugal entre [0; 10 p.p.]	100%	26,44
ANSDEF	23,53%	No ano em que regista incumprimento	0%	-
		Até 1 ano	25%	5,88
		2 e 3 anos	50%	11,76
		4 anos	75%	17,64
		5 ou mais anos	100%	23,53
TIPOPE	25,21%	Tradicional	90%	22,69
		Financiamento de Projectos (<i>Project Finance</i>)	95%	23,95
		Titulada	99%	24,96
		Mercado interbancário	100%	25,21
VALEXP	24,82%	Inferior ao percentil 50 da amostra	20%	4,96
		Entre o percentil 50 e o percentil 75 da amostra	40%	9,93
		Entre o percentil 75 e o percentil 90 da amostra	60%	14,89
		Entre o percentil 90 e o percentil 95 da amostra	80%	19,85
		Igual ou superior ao percentil 95 da amostra	100%	24,82

Antes de se avançar para o detalhe dos critérios e das pontuações atribuídas, é importante realçar que as soluções escolhidas tiveram subjacentes duas preocupações. Por um lado, assegurar a operacionalidade da metodologia e, por outro lado, garantir a comparabilidade da informação entre as operações que integram a amostra, oriundas de diversas instituições. Deve, por isso, ficar claro que os critérios, os pesos no subtotal e as pontuações atribuídas não resultam das respostas ao questionário, mas simplesmente de decisão própria, norteadas pela necessidade de dotar a *iLD* com um mínimo de capacidade de discriminação das operações, no quadro das preocupações assinaladas. É importante, contudo, notar, em primeiro lugar, que a opção (não seguida) de basear essas escolhas no questionário seria dificilmente operacionalizável, uma vez que o leque de respostas possíveis poderia produzir escolhas pouco consensuais entre os inquiridos. Em segundo lugar, que a consideração de outros subpesos seria repercutida em todas as operações, não sendo crível que conduzisse a conclusões gerais distintas, apesar dos

efeitos sobre a capacidade de discriminação e sobre a regularidade das pontuações (*cliff effects*). Na verdade, por ser aplicável a todas as operações, a opção por outros subpesos seria reflectida na variação global das pontuações.

A componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO) representa um peso de 26.44% na medida de intensidade de baixa sinistralidade (*iLD*). Para a operacionalizar foi escolhida a variação homóloga (absoluta) do desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB em Portugal, sendo o cálculo efectuado, por razões de consistência, para uma janela temporal de 7 anos, equivalente à amplitude do intervalo em que decorre a aplicação da metodologia (2000-2006) – fases de desenvolvimento e validação. A operacionalização desta componente partiu do pressuposto de que a uma maior amplitude de variação do ritmo de crescimento da actividade económica está, em regra, associada uma degradação da qualidade dos activos, e foi recuperada da metodologia *Bank Financial Strength Ratings* (*vide* ponto 3.2.1.1), na qual é reconhecido que *«large drops in economic growth are highly correlated with worsening asset quality and earnings. Therefore, all other things being equal, countries with more volatile economic cycles are riskier places in which to do business»* (Moody's, 2007, p. 21). A razão para a escolha deste critério (e não simplesmente a taxa de crescimento do PIB) foi, no essencial, o escrutínio a que foi sujeita e a amplitude dos dados que lhe serviram de referência, que a colocam em posição privilegiada, pensamos, para traduzir o efeito do andamento da actividade económica. De acordo com os cálculos efectuados pela Moody's, *«economic cycles in highly industrialized economies are gentle, with their GDP growth rates moving up or down by only 1-2 percentage points in two-thirds of the past 20 years. Developing economies exhibit more violent economic cycles, with their GDP growth rate standard deviation ranging from 7-12 percentage points to, occasionally, more than 100 percentage points»* (Moody's, 2007, p. 21).

De forma a assegurar um grau mínimo de discriminação entre as operações, optou-se por desagregar a componente em 4 níveis, sendo que a pontuação final resulta da multiplicação entre o peso atribuído e os níveis considerados. Por exemplo, à variação homóloga (absoluta) do desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB superior

a 50 pontos percentuais corresponde uma pontuação, no primeiro nível, de 22.48 (= $26.44\% \times 85\% \times 100$). A escolha de 4 níveis de desagregação e correspondentes subpesos (85%, 90%, 95% e 100%) é justificada, além da conjuntura económica desfavorável em Portugal – registada no horizonte temporal em causa (daí a opção de considerar subpesos elevados) – pela necessidade de evitar o aparecimento de alterações significativas na pontuação das operações, os chamados *cliff effects*, uma vez que o valor desta componente é partilhado por todas as operações de crédito de um mesmo ano. Os resultados da análise de sensibilidade realizada apontam precisamente nesse sentido, ou seja, que a opção por uma distribuição menos concentrada dos subpesos conduziria a alterações significativas na pontuação das operações.

A componente Número de Anos sem Incumprimentos (ANSDEF) representa um peso de 23.53% na *iLD* e foi operacionalizada através da correspondência dos quatro quartis a uma escala temporal – até 1 ano, 2 e 3 anos, 4 anos, e 5 ou mais anos. A racionalidade desta escolha reside no facto de às operações com maior intensidade de baixa sinistralidade corresponder um número de anos superior sem registo de qualquer incumprimento. Nesse sentido, e atendendo à amplitude temporal da amostra de desenvolvimento, atribuiu-se o peso máximo às operações que não tenham registado incumprimentos há 5 ou mais anos. É de notar que a opção por uma escala anual contínua foi afastada, pois no horizonte 2-3 anos situa-se o maior número de operações, servindo de diferenciação para os horizontes temporais que a antecedem (mais de 20% do total de operações) e que lhe sucedem (menos de 40% das mesmas).

Em termos de operacionalização da componente ANSDEF importa, ainda, salientar algumas particularidades, justificadas pelas características da medida de intensidade de baixa sinistralidade. Em primeiro lugar, e em linha com as práticas correntes de gestão do risco de crédito, sempre que exista incumprimento numa operação, a componente ANSDEF contribui com um valor nulo para a *iLD*. Em segundo lugar, estipulou-se que, em caso de incumprimento, o eventual número de anos sem incumprimentos observado no passado não é recuperado para os anos futuros, conduzindo, pois, ao reinício da

contagem. Não obstante, se uma operação que não tenha registado incumprimentos sair da amostra num determinado período e voltar à amostra posteriormente, o número anterior de anos sem incumprimentos é recuperado.

A operacionalização da componente Tipo de Operação (TIPOPE), que representa um peso de 25.21% na *iLD*, envolveu a assunção de pressupostos sobre o teor genérico de baixa sinistralidade em função da tipologia das operações, acabando por reflectir-se na atribuição dos pesos no subtotal. Na verdade, a expressão relativa da intensidade de baixa sinistralidade, nesses casos, não está isenta de dificuldades, dado, por exemplo, existir a possibilidade de um mesmo mutuário (*v.g.* soberano) recorrer a diferentes tipos de operação, sem existirem fundamentos que justifiquem a alteração das razões que podem conduzir a modificações na intensidade de baixa sinistralidade. Depois de ponderada esta dificuldade e atendendo ao teor dos dados disponíveis, optou-se por criar uma ordem de intensidade de baixa sinistralidade em função do tipo de operação, com a seguinte disposição (crescente): operações de crédito tradicionais, operações de financiamento de projectos (*project finance*), operações de crédito tituladas e operações de crédito realizadas no mercado interbancário. Por outro lado, assumiu-se que a repartição dos subpesos pelos 4 quartis poderia dar origem a maiores inconsistências, optando-se por estreitar a escala em acréscimos a partir de 90%, para limitar uma excessiva diferenciação não devidamente fundamentada. Também com a mesma justificação, foram atribuídos subpesos ainda mais próximos às operações tituladas (99%) e às realizadas no mercado interbancário (100%). O subpeso máximo atribuído às operações realizadas neste mercado é fundado na maior certeza sobre a natureza das contrapartes que as realizam.

Para operacionalizar a componente Valor de Exposição (VALEXP), que representa um peso de 24.82% na *iLD*, recorreu-se à repartição dos subpesos por diferentes fracções da distribuição, com a preocupação de assegurar capacidade de discriminação (subpesos de 20%, 40%, 60%, 80% e 100%). Com efeito, partiu-se do pressuposto de que às operações de maior dimensão corresponde uma intensidade acrescida de baixa

sinistralidade. Os resultados da análise de sensibilidade realizada sugerem que a opção por uma distribuição mais concentrada dos subpesos teria, como seria de esperar, reflexos na pontuação das operações, não obstante afectar todas as operações de igual modo, conduzindo a uma alteração uniforme das mesmas. No que respeita ao critério, não foi considerada a repartição equitativa da distribuição – por exemplo, por quartis –, por contrariar o pressuposto assinalado, visando-se, ao invés, conceder maior peso às parcelas que estão situadas em percentagens mais elevadas da repartição da distribuição. Assim, por se tratar de uma componente que pode evidenciar elevada amplitude de variação (a apurar aquando da caracterização da amostra desta componente), optou-se por iniciar a discriminação dos subpesos a partir do valor da média, com continuação para o terceiro quartil (percentil 75). Pelas razões expostas, fixaram-se pontos de discriminação da amostra nos percentis 90 e 95. Nestes termos, o menor peso relativo ($4.96 = 24.82\% \times 20\% \times 100$) é atribuído às operações cujo valor seja inferior à média da amostra, enquanto o maior peso relativo ($24.82 = 24.82\% \times 100\% \times 100$) é dado às operações cujo valor seja superior ao correspondente ao percentil 95.

5.4.3 Caracterização da Amostra

O espaço de aplicação da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade é apoiado por informação solicitada a quatro instituições de crédito¹¹⁵, que representam mais de 2/3 do total dos activos do sistema bancário português, com referência ao final do ano de 2006. O horizonte temporal foi fixado entre os anos 2000 e 2006, embora fosse admitido o alargamento para o período antecedente, mas salvaguardando o acompanhamento de cada operação, no mínimo, ao longo desses anos. Como adiante será explicitado, a parte principal da amostra (2000-2005) será afectada à fase de desenvolvimento, ficando a informação sobre o ano de 2006 reservada para os trabalhos de validação.

¹¹⁵ Os bancos que facultaram os dados reunidos na amostra exigiram que a respectiva identidade não fosse revelada, excusando-se a fornecer qualquer informação que permitisse identificar as contrapartes das operações – por exemplo, designação e ramo de actividade.

Antes de caracterizar a informação solicitada às instituições, importa ter presente que, por opção metodológica, não foram definidas as condições que determinada operação deveria reunir para poder ser incluída numa carteira de baixa sinistralidade. Na verdade, e após auscultação prévia sobre os critérios seguidos nos bancos, não foi possível confirmar a existência de regras para além das associadas ao tipo de contraparte (e que justificam a diferenciação em termos de canais de distribuição). Convém recordar que a utilização de critérios internos está implícita no tratamento admitido pelas autoridades de supervisão da União Europeia para aquelas carteiras, o qual assenta, como se sabe, no número reduzido ou inexistente de incumprimentos, com a condição de esse número ser partilhado pelo sistema bancário (as chamadas *carteiras de baixa sinistralidade sistémicas*). Por conseguinte, e apesar de se reconhecer a existência de diferenças de cariz prático, optou-se por seguir os critérios das instituições, sem deixar de sujeitar os dados a critérios de filtragem apertados, de forma a assegurar a validade e robustez da informação utilizada.

As instituições foram contactadas no sentido de disponibilizarem uma amostra aleatória de operações de crédito integradas em carteiras de baixa sinistralidade, completamente descaracterizadas de elementos identificativos, sobre os seguintes dados (saldos de final de período): valores de exposição e de eventuais incumprimentos, natureza do mutuário e notação externa, se existente.

Sobre os valores de exposição e de incumprimento, é de assinalar que não abrangem as operações de natureza extrapatrimonial, como as garantias e as parcelas não utilizadas de linhas de crédito autorizadas. Refira-se, também, que o critério utilizado para activar uma situação de incumprimento é o constante da Directiva n.º 2006/48/CE (ponto 41, Parte 4, Anexo VI), transposto para a regulamentação nacional através do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 – «*o devedor registar um atraso superior a noventa dias relativamente a uma obrigação de crédito significativa perante a instituição de crédito, a sua empresa-mãe ou qualquer das suas filiais*» (alínea c, ponto 4, Parte 4, Anexo IV), para além das circunstâncias que constituam indícios de uma possível situação de incumprimento

(Anexo IV, Parte 4, ponto 46 – *vide* n.r. 43). Como assinalado, para limitar a inclusão de incumprimentos técnicos na amostra, motivados, por exemplo, pelo atraso no pagamento de portes ou comissões, normalmente liquidados em momento posterior, procedeu-se à aplicação de um filtro, que eliminou os incumprimentos de valor inferior a 500€, em linha com a Directiva n.º 2006/48/CE – «*as posições em risco em atraso situar-se-ão acima de um limite fixado pelas autoridades competentes que reflecta um nível de risco aceitável*» (ponto 44, Parte 4, Anexo VI), concretizado em 50€, de acordo com o Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 (ponto 45, Parte 4, Anexo IV). Nesta regulamentação é admitida a possibilidade de as instituições demonstrarem que outro valor é mais adequado, o que acontece neste caso, dado o tipo e a dimensão média das operações envolvidas. Por idênticas razões, optou-se por estender a aplicação do filtro aos valores de exposição para assegurar ainda maior proximidade da amostra às características de baixa sinistralidade, concretizado do seguinte modo: Valor de exposição mínimo, em qualquer ano, de 5.000€ e existência de, pelo menos, um valor superior a 500.000€, nos restantes anos.

Como referido no ponto anterior, sobre a natureza do mutuário, admitiram-se, apenas, exposições sobre soberanos¹¹⁶, instituições e (grandes) empresas – incluindo operações de financiamento de projectos (*project finance*) –, dada a especial representatividade da baixa sinistralidade nestes mutuários. Uma vez mais, optou-se por seguir os critérios das instituições, neste caso para afectação das exposições às diferentes classes, em linha com os requisitos de elegibilidade para o método IRB, ilustrados no Quadro 1. Há, ainda, que ter presente que as exposições sobre soberanos assumem, regra geral, a forma de operações tituladas, e que as exposições sobre instituições decorrem principalmente de operações realizadas no Mercado Monetário Interbancário¹¹⁷. Por outro lado, não se deve perder de vista que, em operações de *project*

¹¹⁶ Leia-se exposições sobre administrações centrais.

¹¹⁷ O Mercado Monetário Interbancário é um mercado organizado em que as instituições participantes permutam fundos representados por depósitos à ordem no Banco de Portugal denominados em euros, mediante operações sem exigência de garantia ou operações sobre títulos.

finance, é improvável a ocorrência de incumprimentos, dado privilegiar-se o recurso a mecanismos de reestruturação, por exemplo, quando se alteram as condições legais ou os pressupostos de exploração que serviram de base à aprovação da operação. Por último, e apesar de não constituir uma componente da *iLD*, é importante notar que o número de mutuários objecto de notação é bastante limitado.

A avaliação das principais características evidenciadas pelas séries disponibilizadas pelas instituições é um instrumento importante para apoiar o trabalho estatístico e econométrico. Regra geral, a análise baseia-se na determinação dos valores das medidas de tendência central (que fornecem indicações sobre os valores mais representativos de uma distribuição), de dispersão (que permitem conhecer a forma de distribuição em torno dos valores centrais), de assimetria (a partir das quais se torna possível verificar a proximidade ou afastamento ao grau de simetria de uma distribuição) e de achatamento (que possibilitam maior precisão sobre o achatamento ou afunilamento de uma distribuição). Em função das características das séries, optou-se por estatísticas de ordem – como a moda e os percentis –, dada a utilização de escalas de avaliação, que induz o aparecimento de diferentes frequências nos dados e desaconselha a utilização de outras estatísticas descritivas – como a média e o desvio-padrão (Pestana e Gageiro, 2005).

Antes de se avançar para o detalhe das séries que integram a *iLD*, importa assinalar que a amostra de desenvolvimento é composta por 1.339 operações de crédito (equivalentes a 5.725 registos), com a seguinte repartição entre os anos 2000 e 2005:

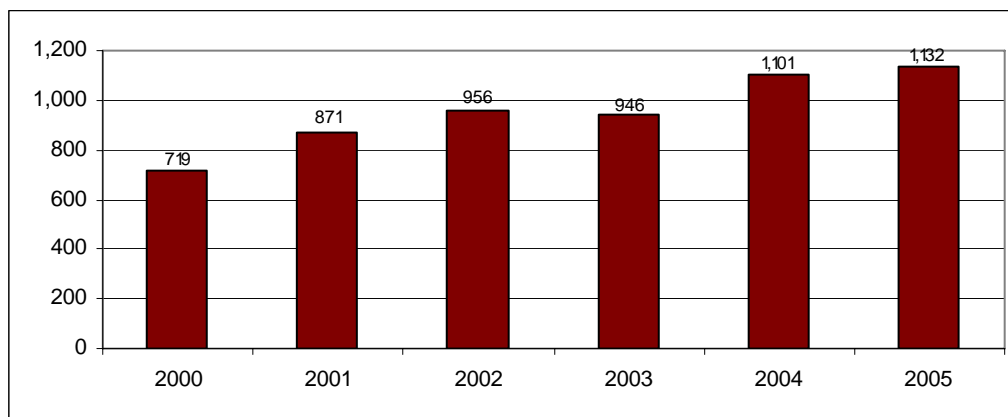


Figura 20 – Amostra de desenvolvimento: número de registos (2000-2005)

- **Andamento da Actividade Económica (ACTECO)**

A operacionalização da componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO) é assegurada através da variação homóloga do desvio-padrão da taxa de crescimento real do PIB em Portugal, utilizando uma janela temporal de sete anos, equivalente à amplitude da amostra – fases de desenvolvimento e de validação. Na figura seguinte encontram-se sistematizados os dados de suporte aos cálculos.



Figura 21 – Variação homóloga do desvio-padrão da t.c. real do PIB em Portugal

Os valores referentes ao período entre 1994 e 2004 foram obtidos através da ferramenta «Estatísticas *On-line*», disponibilizada no sítio na Internet do Banco de Portugal, e referem-se às séries «PIB – CN anuais (preços correntes)» e «PIB – CN anuais (deflatores – base 2000=1)». Os valores referentes a 2005 e a 2006 são estatísticas preliminares do Banco de Portugal, publicadas no Relatório Anual de 2006, e baseiam-se na taxa de crescimento real do PIB. Na figura seguinte são apresentados os valores da componente ACTECO entre os anos 2000 e 2005, que servem de *input* ao cálculo da *iLD*.

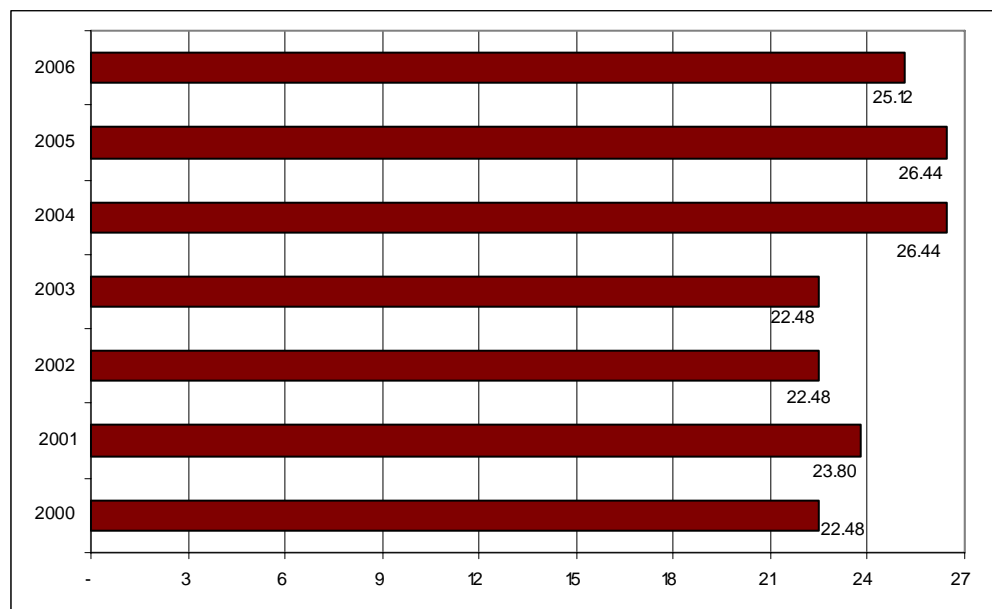


Figura 22 – Componente Andamento da Actividade Económica (2000-2006)

- **Número de Anos sem Incumprimentos (ANSDEF)**

No quadro seguinte é apresentada a repartição anual da componente Número de Anos sem Incumprimentos. Desde logo, merece destaque a particularidade de a carteira apresentar um nível de sinistralidade nulo. De facto, não se registou nenhum incumprimento nos 6 anos da amostra. Por outro lado, é necessário não perder de vista o efeito do tempo nos primeiros anos da amostra. Na verdade, pelo facto de os dados recolhidos dizerem respeito a operações acompanhadas a partir do ano 2000, só é possível contabilizarem-se, por exemplo, 3 anos sem incumprimentos, depois de decorrido, pelo menos, esse número de anos. Para clarificar, no ano 2000, só é possível registar-se ou incumprimento (o que não sucedeu) ou 1 ano sem incumprimentos. No ano de 2001, só é possível registar-se ou incumprimento (o que não sucedeu) ou 1 ou 2 anos sem incumprimentos, e assim sucessivamente. Não obstante, nos dois últimos anos da amostra, o número de operações sem incumprimentos há 4 ou mais anos representa cerca de 75% do total de registos nesses anos, ficando a percentagem restante para as operações que não registam incumprimentos há 3 ou menos anos.

Quadro 29 – Número de Anos sem Incumprimentos – Repartição Anual

	0	1	2-3	4	5 ou +
2000	0	719	0	0	0
2001	0	201	670	0	0
2002	0	78	878	0	0
2003	0	38	277	631	0
2004	0	154	131	203	613
2005	0	71	204	75	782
0	0	1261	2160	909	1395

No quadro seguinte são apresentadas as estatísticas gerais da componente ANSDEF. Os valores confirmam o padrão de sinistralidade nula, uma vez que a série apresenta valores da moda superiores, com o decurso do tempo. Por exemplo, por não existirem incumprimentos em 2000, a moda é 1, uma vez que os dados têm por referência os saldos de final de ano, ou seja, o valor mais frequente, em 2000, é 1 ano sem incumprimentos.

Quadro 30 – Número de Anos sem Incumprimentos – Estatísticas Gerais

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132
Moda	1	2	3	4	5	6
Coef. de Variação	-	0,238	0,243	0,228	0,363	0,361
Amplitude de Variação	0	1	2	3	4	5
Coef. de Assimetria	-	-1,280	-1,368	-1,653	-1,166	-1,015
Coef. de Achatamento	-	-0,362	0,673	1,990	-0,148	-0,498

De acordo com Pestana e Gageiro (2005), os valores do coeficiente de variação sugerem uma elevada dispersão a partir do ano de 2004. Por outro lado, os valores do coeficiente de assimetria sugerem a existência de assimetria negativa (ramo esquerdo da distribuição mais longo do que o ramo direito), embora a intensidade venha a reduzir-se no final do período da amostra, registando-se um desvio do eixo de simetria pouco significativo, no ano de 2005. Em relação à configuração do topo da distribuição, os valores observados sugerem a existência de um padrão pouco definido, passando de leptocúrtico, em 2002 e em 2003, para um padrão platicúrtico, no período restante.

- **Tipo de Operação (TIPOPE)**

A amostra de desenvolvimento é composta por 1.339 operações de crédito e reparte-se, por tipo de operação, do seguinte modo: (i) empresas –financiamento tradicional (1.204) e de projectos (42); (ii) soberanos (57); e (iii) Mercado Monetário Interbancário (36). A composição da amostra de desenvolvimento permanece estável durante o período compreendido entre os anos 2000 e 2005, com claro predomínio das operações (tradicionais) sobre empresas, que representam mais de 90% do total. A parcela remanescente é repartida entre os restantes tipos de operação incluídos na amostra. É de realçar que, no ano 2000, a preponderância do número de operações tradicionais é ligeiramente esbatida, pelo facto de uma das instituições não ter fornecido dados. Adoptando uma perspectiva de conjunto, o número médio de operações em cada ano, no período 2000-2005, é repartido do seguinte modo: 900 tradicionais, 30 tituladas, 25 de financiamento de projectos e 20 do Mercado Monetário Interbancário.

- **Valor de Exposição (VALEXP)**

Pelas razões adiantadas, a operacionalização da componente Valor de Exposição foi efectuada através da repartição da amostra pelos percentis 50, 75, 90 e 95. No quadro seguinte, são apresentados os critérios fixados para esta componente, sendo de realçar a existência de um padrão crescente até sensivelmente meio do período, em todos os percentis. É de assinalar, igualmente, que o pressuposto que presidiu à integração desta componente na *iLD* – intensidade de baixa sinistralidade superior nas operações de maior dimensão – é alcançado com os limites de discriminação considerados.

Quadro 31 – Valor de Exposição – Limites de Discriminação

	Percentil			
	50	75	90	95
2000	495.848,00 €	1.873.852,00 €	6.369.270,40 €	12.088.320,40 €
2001	642.353,00 €	2.826.994,50 €	9.037.801,00 €	17.765.843,65 €
2002	2.496.994,50 €	9.757.207,49 €	31.042.202,50 €	58.372.333,00 €
2003	2.493.972,13 €	10.117.770,05 €	30.511.737,00 €	59.571.803,00 €
2004	2.175.015,00 €	9.068.703,00 €	28.405.240,00 €	50.308.731,00 €
2005	2.342.906,50 €	8.745.503,75 €	27.644.428,70 €	49.828.864,73 €

A estabilidade da amostra ao longo do período em que se situa a aplicação contribui para que a repartição pelos percentis escolhidos não conduza a grandes disparidades. No entanto, o facto de se encontrar associado um maior nível de actividade por parte dos bancos, nos anos mais recentes, ajuda a explicar a existência de diferenças mais vincadas nos limites de discriminação da componente VALEXP, a partir do ano de 2002. No quadro seguinte é apresentada a repartição do número de operações, em cada ano, por limite de discriminação.

Quadro 32 – Valor de Exposição – Número de Operações por Limite de Discriminação

	<P50	P50-P75	P75-P90	P90-P95	≥P95
2000	359	180	108	36	36
2001	435	218	131	44	44
2002	478	239	143	48	48
2003	473	236	142	47	47
2004	550	276	166	56	56
2005	566	283	169	57	57
	2861	1432	859	288	288

As estatísticas gerais da série Valor de Exposição, disponibilizadas no quadro seguinte, apontam para a existência de níveis de volatilidade elevados, ao longo de todo o período da amostra. Os valores da amplitude de variação sugerem a presença de uma forte dispersão em cada ano da amostra. Relativamente ao afastamento do eixo de simetria, a estatística apresentada sugere que o ramo direito da distribuição é mais longo do que o ramo esquerdo. Por outro lado, os valores do coeficiente de achatamento sugerem que o topo da distribuição exhibe uma configuração bastante afunilada, entre os anos 2000 e 2005. No essencial, os perfís anteriores vêm confirmar, do ponto de vista económico e de risco, o pressuposto assumido na operacionalização desta componente, ou seja, que às operações de maior dimensão está associada uma maior intensidade de baixa sinistralidade, daí o ramo direito da distribuição ser mais longo do que o esquerdo. O efeito das operações de montante elevado, mas (comparativamente) de menor expressão numérica, reflecte-se, igualmente, na configuração afunilada da distribuição.

Quadro 33 – Valor de Exposição – Estatísticas Gerais

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132
Moda	100.000,00	74.999,00	9.975.957,94	1.000.000,00	15.000.000,00	900.000,00
Coef. de Variação	2,777	2,520	2,809	2,646	3,039	3,039
Amplitude de Variação	87.483.819	116.235.607	506.349.774	443.016.596	644.495.777	539.667.624
Coef. de Assimetria	6,855	5,378	6,988	6,313	8,683	8,179
Coef. de Achatamento	60,583	39,335	64,468	52,154	105,489	85,129

5.4.4 Conversão da *iLD* em Probabilidades de Incumprimento

Depois de confirmada a validade e consistência da medida de intensidade de baixa sinistralidade (*iLD*), de seleccionadas as componentes e de determinados os correspondentes pesos relativos, procedeu-se, nos subpontos anteriores, à respectiva operacionalização e à caracterização da amostra de desenvolvimento que serve de base à presente investigação. As etapas que se seguem centram-se na conversão da *iLD* em probabilidades de incumprimento.

- **Formalização da *iLD* e caracterização dos valores assumidos**

A construção da *iLD* partiu do pressuposto de que as operações de crédito envolvidas têm um grau de exposição limitado ao risco de crédito, dado o número reduzido de incumprimentos ser entendido como um traço estrutural, partilhado pelo sistema bancário. Convém recordar que a construção dessa medida foi apoiada por um conjunto de procedimentos para verificar a respectiva validade e consistência, designadamente através da (i) sistematização das componentes reconhecidas na literatura sobre risco de crédito com capacidade para captar a intensidade de baixa sinistralidade; (ii) selecção de componentes, apoiada por respostas recolhidas em questionário dirigido a profissionais da área do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade; e (iii) confirmação estatística (Análise de Itens, coeficiente de Fiabilidade

Interna e Análise Factorial). Assim, a determinação da intensidade de baixa sinistralidade de cada operação decorre dos pesos das quatro componentes resultantes da aplicação da técnica de Análise Factorial, apresentados no Quadro 27 (normalizados para a escala 0-100), e é traduzida do seguinte modo:

$$iLD = 26.44 \text{ ACTECO} + 25.21 \text{ TIPOPE} + 24.82 \text{ VALEXP} + 23.53 \text{ ANSDEF} \quad (5.49)$$

Importa recordar que o recurso à Análise Factorial visou verificar a validade da *iLD*, tendo os resultados sugerido que as componentes seleccionadas constituem a única forma de definir a *iLD*. Segundo Pestana e Gageiro (2005, p. 487), a Análise Factorial «assume que tanto as covariâncias como as correlações entre as variáveis observáveis são geradas pelas suas relações com um número de variáveis subjacentes ou conceitos, não directamente medidos». Assim, «estima o peso dos factores e as variâncias, de modo a que tanto as covariâncias como as correlações nele previstas estejam tão perto quanto possível dos valores observados». No caso da *iLD*, todas as componentes evidenciam uma relação de elevada proximidade com o factor extraído, levando a que o mesmo explique, em média, mais de 2/3 da variância de cada componente, sugerindo que estas componentes medem o mesmo conceito – a intensidade de baixa sinistralidade. Por conseguinte, em consistência com o método da Análise Factorial, e atendendo à expressão dos resultados, a fórmula de cálculo da *iLD* não contempla (directamente) o efeito da correlação entre as componentes.

No quadro seguinte ilustram-se alguns dos 400 (= 4 x 5 x 4 x 5) valores da *iLD*. Por exemplo, o valor mínimo da *iLD* (50.13) é registado em operações de crédito tradicionais que tenham registado incumprimento num ano em que a variação homóloga (absoluta) do desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB em Portugal seja superior a 50 pontos base e cujo valor de exposição seja inferior ao ditado pelo percentil 50.

Quadro 34 – Exemplos de Valores Assumidos pela *iLD*

		ACTECO (26,44%)				
		Variação homóloga (abs.) do SD da taxa de crescimento do PIB em Portugal				
		superior a 50 p.p.	entre [30; 50 p.p.]	entre [10; 30 p.p.]	entre [0; 10 p.p.]	
ANSDEF (23,53%)	No ano que regista incumprimento	50,13	52,72	55,05	56,62	Inferior ao percentil 50
	Até 1 ano	60,98	63,56	65,89	67,47	Entre o perc. 50 e o perc. 75
	2 e 3 anos	71,82	74,41	76,74	78,31	Entre o perc. 75 e o perc. 90
	4 anos	82,67	85,25	87,58	89,16	Entre o perc. 90 e o perc. 95
	5 ou mais anos	93,51	96,09	98,43	100,00	Igual ou superior ao percentil 95
		Tradicional	Financiamento de Projectos	Titulada	Mercado Interbancário	
		TIPOPE (25,21%)				

Ao invés, no caso de uma operação do mercado interbancário sem registar incumprimentos nos últimos 5 anos, com valor de exposição igual ou superior ao definido pelo percentil 95, num ano em que a variação homóloga (absoluta) do desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB em Portugal seja inferior a 10 pontos percentuais, a *iLD* atinge o valor máximo (100). No quadro seguinte resumem-se algumas das principais características da série da *iLD*, ao longo do período 2000-2005, recorrendo a medidas de tendência central, de dispersão, de assimetria e de achatamento.

Quadro 35 – Estatísticas Gerais («*iLD*»)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132
Média	62,443	68,857	70,703	74,980	81,831	83,206
Mediana	60,978	68,182	66,860	72,741	82,589	82,589
Moda	60,978	68,182	66,860	72,741	82,589	82,589
Desvio-Padrão	3,171	4,143	5,623	6,452	8,553	7,914
Coef. de Variação	0,051	0,060	0,080	0,086	0,105	0,095
Amplitude de Variação	14,889	20,771	23,296	28,922	34,803	35,055
Coef. de Assimetria	2,348	0,964	0,605	0,313	-0,191	-0,214
Coef. de Achatamento	5,130	1,963	-0,422	-0,335	-0,466	-0,166

A leitura dos resultados do quadro anterior não pode ser descontextualizada do comportamento de cada componente que integra a fórmula de cálculo da *iLD*. Na verdade, a sinistralidade nula da amostra de desenvolvimento e a valorização do número de anos sem incumprimentos, incluída na operacionalização da componente ANSDEF, têm reflexos na *iLD*. Esta influência é confirmada através do crescimento sistemático dos valores das medidas de tendência central.

Sobre os resultados, é de salientar, por um lado, a proximidade dos valores das medidas de tendência central, sugerindo a presença de uma distribuição simétrica, que é corroborada pelos valores (cada mais reduzidos) do coeficiente de assimetria. Por outro lado, os valores do coeficiente de achatamento sugerem a existência de séries com o topo da distribuição achatado, que se intensifica ao longo do tempo.

- **Acomodação de diferenças na qualidade do crédito**

O pressuposto essencial que presidiu à definição da medida de intensidade de baixa sinistralidade está centrado na qualidade do crédito, ou seja, que a uma maior intensidade de baixa sinistralidade corresponde melhor qualidade de crédito. Como mencionado, os dados que constituem a amostra de desenvolvimento foram disponibilizados por um conjunto de instituições representativas do sistema bancário português e referem-se a exposições que as mesmas integraram em carteiras de baixa sinistralidade. Apesar dos critérios seguidos nessas instituições para definir baixa sinistralidade privilegiarem uma perspectiva de carteira (por exemplo, soberanos ou empresas com volumes de negócio anuais superiores a 50 milhões de euros), é legítimo assumir que as operações que constituem a amostra de desenvolvimento têm em comum um nível de risco de crédito reduzido. Não obstante, e dado que a origem é repartida por diversas instituições, é admissível a existência de diferenças na qualidade de crédito, quando comparadas as sub-amostras de cada instituição que facultou dados. Na verdade, é possível que as operações de cada banco fiquem posicionadas em pontos distintos dos limites que constituem referências sobre elevada qualidade de crédito.

Para acomodar eventuais diferenças entre a (elevada) qualidade de crédito das operações, que são oriundas de diferentes instituições, procedeu-se à correcção dos valores da *iLD*. Para o efeito, o ajustamento foi fixado na instituição com maior representatividade na amostra. Assim, calculou-se o afastamento de cada instituição que forneceu dados face ao banco com maior representatividade na amostra, tendo por base um indicador de qualidade do crédito. Atendendo à disponibilidade de informação, foi escolhido o indicador «Crédito vencido e outros de cobrança duvidosa»¹¹⁸ (corrigido de titularização e de *write-offs*) ao sector privado não financeiro, publicado pelo Banco de Portugal, no Relatório de Estabilidade Financeira de 2006.

Com o procedimento descrito visou-se a correcção dos valores da *iLD* para eliminar eventuais diferenças na (elevada) qualidade de crédito das operações incluídas na amostra, dada a proveniência através de diversas instituições. Contudo, esse procedimento não tem em conta o facto de as operações em causa serem, de acordo com as mesmas instituições, consideradas de baixa sinistralidade. Na verdade, a correcção da *iLD* através de diferenças no indicador da qualidade de crédito seria linear, se não existisse qualquer noção prévia sobre o risco de crédito associado, o que não é verificado no caso em apreço. Nesse sentido, optou-se por admitir como necessária a correcção de apenas uma parcela da distância apurada através do indicador de qualidade de crédito. É precisamente pelo facto de a amostra ter sinistralidade nula que se justifica que a correcção seja selectiva, em vez de se generalizar à totalidade das diferenças, pois está a admitir-se que existe maior proximidade no risco de crédito, quando envolvidas operações de baixa sinistralidade.

¹¹⁸ De acordo com o Aviso n.º 3/95, são considerados outros créditos de cobrança duvidosa: a) As prestações vincendas de uma mesma operação de crédito em que se verifique, relativamente às respectivas prestações em mora de capital e juros, pelo menos uma das seguintes condições: i) Excederem 25% do capital em dívida, acrescido dos juros vencidos; ii) Estarem em incumprimento há mais de: 6 meses, nas operações com prazo inferior a 5 anos; 12 meses, nas operações com prazo igual ou superior a 5 e inferior a 10 anos; 24 meses, nas operações com prazo igual ou superior a 10 anos. b) Os créditos vincendos sobre um mesmo cliente se o crédito e os juros vencidos de todas as operações, relativamente a esse cliente, excederem 25% do crédito total, acrescido dos juros vencidos.

Atenta a conclusão de que a correcção a efectuar deve contemplar apenas uma parcela da diferença apurada através do indicador de qualidade de crédito, procurou-se suportar a escolha da magnitude a considerar em informação publicada pelas três instituições incluídas na amostra de desenvolvimento. Com efeito, recolheu-se evidência sobre o peso médio das carteiras de baixa sinistralidade no total das operações activas, principalmente nos anexos ao Relatório e Contas. Dado não ter sido encontrada informação sistematizada que fornecesse a resposta pretendida, optou-se por basear a escolha da magnitude num *proxy*, a partir do peso de segmentos de negócio normalmente identificados com a baixa sinistralidade, como soberanos, bancos, grandes empresas e *project finance*.

A informação prestada pelas instituições envolvidas, referente ao horizonte abrangido na amostra, aponta para um peso médio destes segmentos em torno de 10%, sendo de relevar as diferenças que subsistem na estrutura do balanço destes bancos, bem como a vocação para o segmento de retalho, com claro predomínio das operações de crédito hipotecário à habitação. Face à ausência de alternativas para contrastar o valor médio apontado, e tendo em conta que a eventual comparação, por exemplo, com padrões internacionais, seria desvirtuada – uma vez que é essencial a compatibilidade da estrutura do balanço –, considerou-se que a correcção a efectuar deve contemplar apenas 10% da diferença apurada através do indicador de qualidade de crédito, sem discriminação ao longo do período da amostra, atentas as dificuldades em obter valores com maior fiabilidade.

O quadro seguinte sistematiza os resultados da análise de sensibilidade à *iLD* quando tidas em conta magnitudes distintas para a correcção da diferença apurada através do indicador de qualidade de crédito. Na primeira linha apresenta-se o valor médio da *iLD*, em cada ano, antes da correcção e, nas linhas seguintes disponibiliza-se o mesmo valor, depois da correcção de uma parcela entre 1% e 20% da referida diferença.

Quadro 36 – *Análise de Sensibilidade à Magnitude da Correção da «iLD» (Média)*

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Sem Correção	62.44	68.86	70.70	74.98	81.83	83.21	82.02
Com Correção							
1%	62.44	68.84	70.70	74.99	81.87	83.27	82.08
2%	62.44	68.83	70.70	75.01	81.91	83.33	82.13
3%	62.44	68.82	70.71	75.02	81.96	83.39	82.19
4%	62.44	68.80	70.71	75.03	82.00	83.45	82.25
5%	62.44	68.79	70.71	75.05	82.05	83.51	82.31
6%	62.44	68.78	70.71	75.06	82.09	83.56	82.36
7%	62.44	68.76	70.71	75.08	82.13	83.61	82.42
8%	62.44	68.75	70.71	75.09	82.17	83.66	82.46
9%	62.44	68.74	70.71	75.11	82.21	83.69	82.51
10%	62.44	68.73	70.71	75.12	82.25	83.72	82.54
11%	62.44	68.71	70.71	75.14	82.29	83.75	82.56
12%	62.44	68.70	70.72	75.15	82.33	83.78	82.59
13%	62.44	68.69	70.72	75.17	82.36	83.80	82.61
14%	62.44	68.68	70.72	75.18	82.40	83.81	82.62
15%	62.44	68.66	70.72	75.20	82.43	83.83	82.63
16%	62.44	68.65	70.72	75.21	82.46	83.84	82.65
17%	62.44	68.64	70.72	75.23	82.48	83.86	82.66
18%	62.44	68.63	70.72	75.24	82.49	83.87	82.67
19%	62.44	68.62	70.72	75.26	82.51	83.89	82.69
20%	62.44	68.60	70.73	75.28	82.52	83.91	82.70

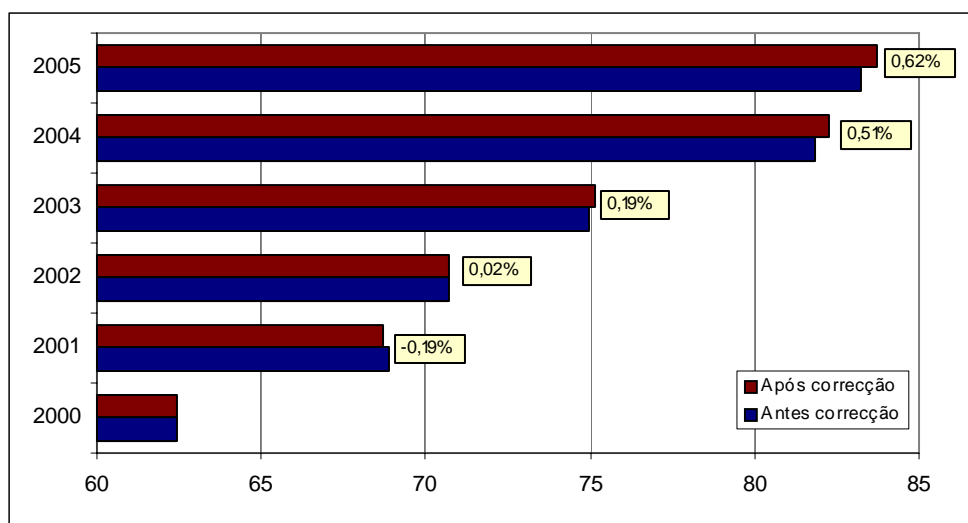
Face aos resultados, é possível afirmar que a *iLD* (média) é moderadamente sensível à magnitude da correção, apesar de, nos anos mais recentes da amostra, o efeito ser, ainda assim, mais pronunciado, dado o ritmo diferenciado de melhoria da qualidade de crédito entre as instituições. A validade da correção de 10% não fica, por isso, comprometida.

No quadro seguinte são sintetizadas as repercussões da correção efectuada à *iLD*, sendo de assinalar que as principais conclusões anteriormente avançadas (Quadro 35) continuam válidas, ou seja, as medidas de tendência central são próximas e o coeficiente de assimetria é cada vez menor, o que também se verifica com o coeficiente de achatamento.

Quadro 37 – Estatísticas Gerais («iLD» – corrigida)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132
Média	62,443	68,725	70,714	75,120	82,253	83,724
Mediana	60,978	68,182	67,222	72,741	82,589	82,589
Moda	60,978	68,182	66,860	72,741	82,589	82,589
Desvio- Padrão	3,171	4,278	5,659	6,511	8,827	8,415
Coef. de Variação	0,051	0,062	0,080	0,087	0,107	0,101
Amplitude de Variação	14,889	23,616	24,566	29,323	35,055	35,055
Coef. de Assimetria	2,348	0,763	0,610	0,289	-0,183	-0,118
Coef. de Achatamento	5,130	1,841	-0,417	-0,375	-0,507	-0,302

Como é patente na figura seguinte, os valores médios da *iLD* antes e após a correcção continuam próximos, com diferenças entre -0,19% (em 2001) e 0,62% (em 2005). É de notar que, pelo facto de a *iLD* ser uma medida normalizada para a escala percentual, foi necessário fixar um limite de correcção máximo, por operação, que foi activado em 44 casos, embora a média (simples) global tivesse passado de 74,70 para 74,89.

Figura 23 – Valores médios da *iLD* (antes e após correcção)

- **Constituição de grupos homogéneos**

Antes de mais, importa recordar que um dos objectivos fixados para a presente investigação (*vide* ponto 5.1) prende-se com o desenvolvimento de uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade que seja compatível com as disposições de Basileia II, ilustradas no ponto 1.3.3.2.

Parte significativa dos requisitos regulamentares associados à utilização do método IRB encontra-se situada sobre os sistemas de notação. Concretamente, sobre a estrutura dos sistemas de notação, é exigido que as estimativas directas dos parâmetros de risco sejam consideradas numa escala de notação contínua, classificadas por grau. Paralelamente, é exigido que a escala de notação comporte, no mínimo, sete graus aplicáveis aos devedores que não se encontrem em situação de incumprimento e um grau relativo aos devedores em situação de incumprimento.

Deslocando a atenção para a presente investigação, a medida de intensidade de baixa sinistralidade (*iLD*) é consubstanciada numa escala de classificação contínua (entre 0 e 100), sendo necessário definir o número de graus de risco para afectação dos mutuários, bem como a respectiva amplitude¹¹⁹. Sobre o número de graus de risco, foi seguido o mínimo fixado pelo Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, não sendo preenchido o grau relativo aos devedores em situação de incumprimento, dada a ausência na amostra¹²⁰. Outra opção possível seria a de seguir o número considerado pelas agências de *rating*, mas a amostra disponível é insuficiente para assegurar representatividade a todos os graus considerados. A escala da Moody's, por exemplo, contempla 10 graus de risco (de «Aaa» e «Baa3»), na *categoria de investimento*.

¹¹⁹ Numa acepção mais próxima do campo da Estatística, a designação a utilizar seria «classe de risco», em vez de «grau de risco». No entanto, «classe de risco» é utilizada para designar um conjunto homogéneo de mutuários (por exemplo, Empresas, Retalho e Soberanos), encontrando-se essa distinção bem vincada nas disposições do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007. Estas razões explicam a utilização de «grau de risco».

¹²⁰ É de sublinhar que os resultados da aplicação da fórmula de Sturges, para definir o número de classes (K), em função do número de registos (N), equivalente a $K = 1 + [(\log N)/(\log 2)]$, apontam para valores em torno de 10 e 11. Tendo em conta que os valores da *iLD* estão concentrados acima de 50, na escala 0-100, a escolha de 7 classes, que constitui o número mínimo regulamentar, não parece destituída de sentido.

Sobre a amplitude de cada grau, a opção recaiu no recurso a técnicas estatísticas para detecção de grupos homogéneos. Com efeito, e apesar de informações recolhidas junto de algumas instituições de crédito apontarem no sentido de a definição da amplitude ter por base critérios de representatividade, julga-se que o recurso a um procedimento estatístico contribui para reforçar o grau de consistência e fiabilidade da metodologia. Nesse sentido, optou-se por recorrer à Análise de *Clusters*, uma técnica utilizada para detectar grupos homogéneos (Pestana e Gageiro, 2005).

A natureza dos dados aconselha a utilização da chamada *Análise de Clusters Hierárquica*, na qual os grupos homogéneos são formados com base nos pares mais próximos, de acordo com uma medida de distância. O algoritmo prossegue, juntando pares, até que todos os dados estejam concentrados num único *cluster*. No SPSS, o método hierárquico pode ser utilizado a partir de várias medidas de distância, sendo as mais frequentes a distância Euclideana, o quadrado da distância Euclideana, o coseno e a distância de Minkovski. Neste método existem, igualmente, diversas possibilidades para a ligação dos *clusters*, sendo as mais utilizadas as do *vizinho mais próximo* e da *distância média entre os grupos*. No primeiro caso, a distância entre dois grupos equivale à distância entre os seus elementos mais afastados, enquanto no segundo caso corresponde à média da distância entre todos os pares constituídos por elementos dos dois grupos (Pestana e Gageiro, 2005).

A definição da amplitude dos graus de risco foi apoiada pelo método hierárquico da técnica da Análise de *Clusters*. Atendendo à natureza, dimensão e amplitude dos dados, foi escolhido o quadrado da distância Euclideana (*soma do quadrado das diferenças entre os valores*), como medida de distância, e o *vizinho mais próximo*, como modo de ligação dos *clusters*. Antes da apresentação dos limites de cada grau de risco, importa assinalar alguns procedimentos seguidos durante os cálculos. A partir da aplicação do método hierárquico, tornou-se possível identificar em qual dos 7 *clusters* fica incluída cada operação, permitindo identificar o valor médio da *iLD* correspondente, por *cluster* e por ano. Depois, para cada *cluster* e para o horizonte 2000-2005, determinou-se a amplitude

de variação do valor médio da *iLD*. Por último, repartiu-se a amplitude de variação do valor médio da *iLD*, em cada *cluster*, pelo espectro de variação da *iLD*, equivalente a 40.54 (=100-59.46). Ou seja, procedeu-se à repartição da amplitude total dos *clusters* pela amplitude da *iLD*, conforme se ilustra na figura seguinte.

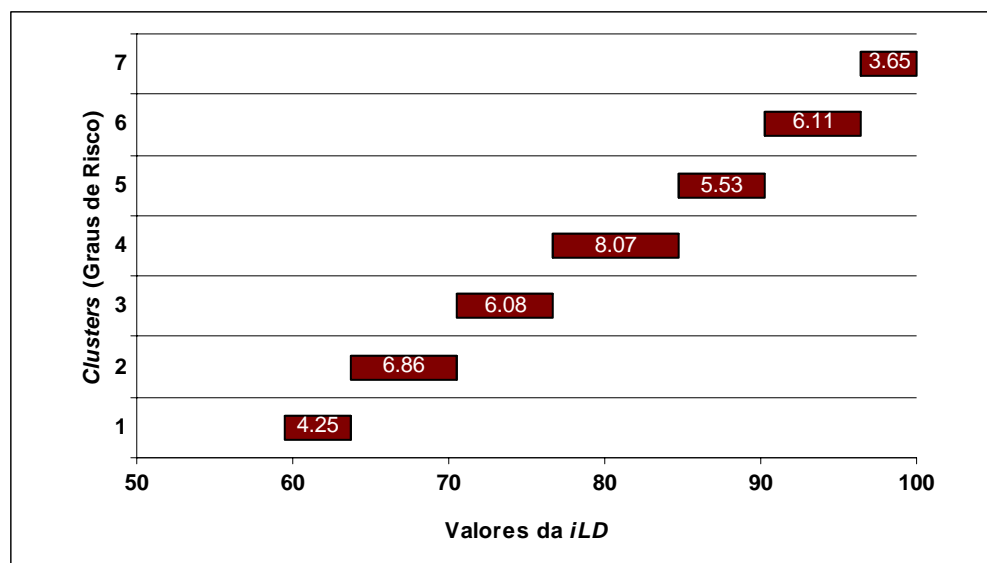


Figura 24 – Amplitude dos graus de risco

A propósito do procedimento de repartição da amplitude dos *clusters* pela amplitude da *iLD*, justificam-se alguns comentários. Em primeiro lugar, partiu-se do pressuposto de que cada grau de risco pode ser identificado com um *cluster*, dado que cada um destes constitui, por definição, um grupo homogéneo de *iLD*. Na verdade, na operacionalização do método Hierárquico, predefiniu-se uma solução com sete *clusters*, que formam sete grupos homogéneos de *iLD*. Em segundo lugar, e na linha do comentário anterior, deve ficar claro que a amplitude de cada *cluster* não pode ser directamente identificada com o risco de crédito. Ou seja, o facto de a amplitude do segundo *cluster* ser superior à do primeiro não quer dizer que o risco de crédito tenha a mesma relação. Efectivamente, os limites de cada grau de risco, apesar de fundados nos valores da *iLD*, não são mais do que o resultado da aplicação de uma técnica estatística, a qual se entendeu proporcionar maior rigor e assegurar maior fiabilidade aos resultados. Em terceiro lugar, convém assinalar que os resultados obtidos a partir da

exploração de outros métodos de ligação de *clusters* – como o centróide, a mediana e o *Wards* – sugeriram a validade dos limites propostos dos *clusters*. Por último, é de notar que o limite do *cluster* 1, resultante dos cálculos efectuados, ficou abaixo do valor mínimo da *iLD*, razão pela qual foi ajustado, como se assinala na figura seguinte.

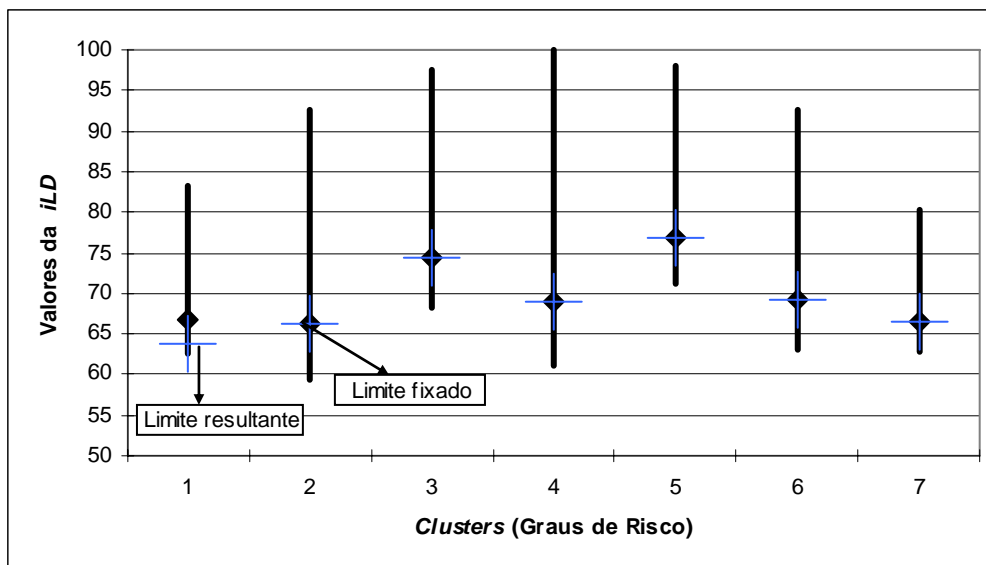


Figura 25 – Amplitude dos clusters

Na figura seguinte é apresentada a repartição dos registos das operações de crédito incluídas na amostra de desenvolvimento pelos 7 graus de risco, ao longo do período 2000-2005. Como nota de destaque é de referir que, até ao grau 4, estão concentrados 83.5% das operações, sem que nenhum aglutine mais do que 26.4%.

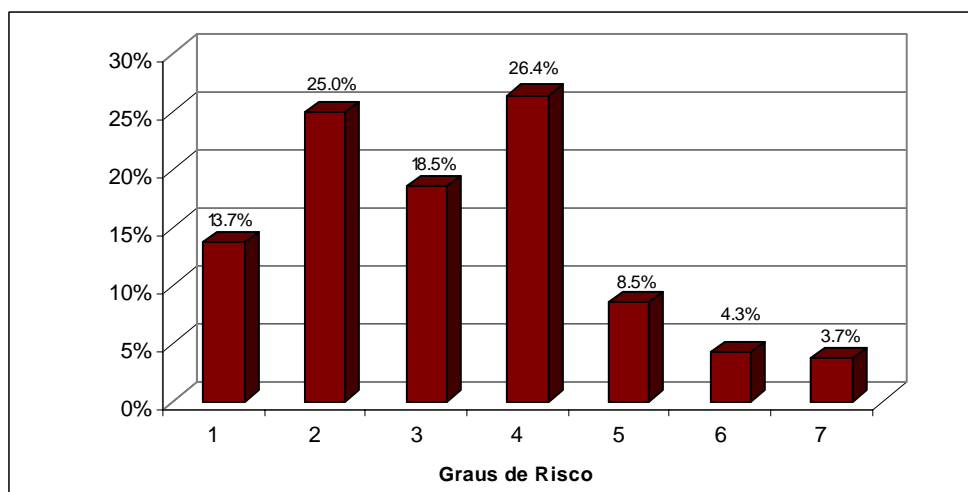


Figura 26 – Repartição dos registos das operações por grau de risco

Apesar de a figura anterior não o expressar, é importante voltar a realçar a influência que o factor tempo exerce na repartição das operações por graus de risco, essencialmente através da componente Número de Anos sem Incumprimentos (ANSDEF). Com efeito, os valores do quadro seguinte sugerem que a evolução para os graus de risco que têm associada maior qualidade de crédito é pautada por uma forte dependência do factor tempo. Por exemplo, no ano 2000, o maior número de registos concentra-se no grau de risco 1, enquanto, no ano seguinte, esse número passa a ficar situado no grau de risco 2. Tendo em conta que, no sexto ano da amostra de desenvolvimento (2005), o maior número de registos fica concentrado no grau de risco 4, existe evidência de que as alterações bruscas de classificação (*cliff effects*) foram limitadas e de que a repartição das operações de crédito por graus de risco, resultante da metodologia adoptada, não promove uma excessiva concentração, não obstante reconhecer-se a dependência da *iLD* face ao número de anos de cada operação na amostra, como resulta da literatura (*vide* Quadro 10).

Quadro 38 – *Repartição dos Registos das Operações de Crédito por Grau de Risco*

	Graus de Risco						
	1	2	3	4	5	6	7
2000	578	93	48	0	0	0	0
2001	119	568	127	57	0	0	0
2002	59	443	222	228	4	0	0
2003	27	154	377	294	94	0	0
2004	0	117	127	464	179	128	86
2005	0	54	157	467	211	117	126
	783	1429	1058	1510	488	245	212

- **Calibração das probabilidades de incumprimento**

Depois de fixado o número de graus de risco e de fundamentada a escolha da respectiva amplitude, é necessário conhecer a probabilidade de incumprimento associada a cada um. Para concretizar, sabendo-se que uma operação de crédito cuja *iLD* seja equivalente a 80 fica integrada no grau de risco 4 (valores de *iLD* entre 76.65 e 84.72), importa conhecer a probabilidade de incumprimento correspondente.

Desde logo, convém recordar que, ao abrigo do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 (ponto 65, Parte 4, Anexo IV), a probabilidade de incumprimento associada a cada grau de risco é calculada através da média das probabilidades de incumprimento das operações incluídas nesse grau de risco. A este respeito, é de salientar que, nos requisitos específicos das estimativas de probabilidades de incumprimento, está previsto que, no caso de exposições sobre empresas, instituições e administrações centrais, a estimação por grau de risco seja realizada a partir das médias de longo prazo das taxas de incumprimento anuais (ponto 59, Parte 4, Anexo IV do mesmo Aviso).

Para cumprimento das exigências regulamentares, recorreu-se a informação sobre médias de longo prazo das taxas de incumprimento anuais, publicada pelas principais agências de notação. Com efeito, o relatório «*Annual 2006 Global Corporate Default Study and Rating Transitions*» (Standard & Poor's, 2007) disponibiliza dados sobre a média acumulada das taxas de incumprimento, por notação, nas empresas com presença global, que são entidades conotadas com as características de baixa sinistralidade. A informação utilizada é reproduzida em seguida (adaptada de Standard & Poor's, 2007):

Quadro 39 – Taxas Médias de Incumprimento Acumuladas

Rating	Horizonte temporal (1981-2006)														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
AAA	0,00	0,00	0,09	0,19	0,29	0,43	0,50	0,62	0,66	0,70	0,70	0,70	0,70	0,76	0,83
AA+	0,00	0,07	0,07	0,14	0,21	0,29	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37	0,37
AA	0,00	0,00	0,00	0,09	0,21	0,29	0,39	0,53	0,65	0,78	0,88	0,96	1,11	1,19	1,24
AA-	0,02	0,09	0,21	0,34	0,48	0,65	0,81	0,95	1,07	1,20	1,34	1,51	1,57	1,71	1,79
A+	0,05	0,10	0,26	0,47	0,63	0,80	1,02	1,18	1,38	1,57	1,79	2,03	2,26	2,51	2,73
A	0,07	0,19	0,32	0,44	0,63	0,85	1,06	1,29	1,52	1,85	2,12	2,27	2,43	2,52	2,82
A-	0,06	0,22	0,35	0,53	0,79	1,11	1,57	1,87	2,14	2,33	2,42	2,56	2,67	2,80	2,93
BBB+	0,16	0,50	1,00	1,43	1,92	2,46	2,86	3,23	3,74	4,14	4,54	4,77	5,16	5,74	6,39
BBB	0,25	0,59	0,93	1,52	2,14	2,72	3,25	3,84	4,34	4,90	5,53	6,02	6,55	6,77	7,19
BBB-	0,33	1,11	1,94	3,04	4,07	5,04	5,77	6,47	7,00	7,67	8,26	8,84	9,42	10,26	10,90

O quadro anterior fornece informação sobre as taxas médias de incumprimento acumuladas, no horizonte temporal entre 1981 e 2006, até 15 anos depois de originada uma operação de crédito, sendo possível apurar, a partir do mesmo, que, por exemplo para mutuários com a melhor notação («AAA»), a taxa de incumprimento ao fim do primeiro ano é de 0% e fixa-se em 0,83%, decorridos 15 anos. Em consonância com o estatuto de (baixo) risco das carteiras de baixa sinistralidade, considerou-se a taxa de

incumprimento até à notação equivalente à chamada *categoria de investimento*, ou seja, entre «AAA» e «BBB-». A calibração das probabilidades de incumprimento dos graus de risco foi efectuada através da taxa média de incumprimento acumulada ao fim de 6 anos, tendo em conta o horizonte temporal da amostra de desenvolvimento (2000-2005). No essencial, considera-se que o procedimento seguido e a informação que lhe serve de base dão resposta às disposições regulamentares, que exigem, no caso de exposições sobre empresas, instituições e administrações centrais, a estimação a partir das médias de longo prazo das taxas de incumprimento anuais, por grau de risco.

Importa salientar que a alternativa de fixar o mapeamento da *iLD* (7 graus) na escala de notação da Standard & Poor's para a *categoria de investimento* (10 graus), foi afastada, por implicar decisões com elevada sensibilidade nos resultados finais, por exemplo, em termos de compatibilização do número de graus de risco. O procedimento adoptado passa pela utilização das taxas de incumprimento para fundamentar a ligação da *iLD* às probabilidades de incumprimento ao longo do espectro ditado pelos valores máximo e mínimo da *iLD*, a operacionalizar com o auxílio de uma técnica estatística. É importante referir que as taxas de incumprimento foram sujeitas a ordenação decrescente (dado que o grau «7» traduz a melhor qualidade de crédito), de modo a assegurar a monotonia das estimativas, propriedade considerada essencial por Pluto e Tasche (2005) e por Schuermann e Hanson (2004). Nestes termos, admitiu-se que ao valor mínimo da *iLD*, apurado com a amostra de desenvolvimento (59.46), corresponde uma probabilidade de incumprimento de 5.04% (equivalente à taxa média de incumprimento acumulada ao fim de 6 anos na categoria «BBB-»), enquanto ao valor máximo da *iLD* foi atribuída uma probabilidade de 0.01%, justificada pela necessidade de cobrir o limite inferior da probabilidade de incumprimento, apesar de a menor taxa média de incumprimento acumulada ser 0.29% («AA+» e «AA»)¹²¹.

¹²¹ Não foi necessário reflectir o limite estabelecido pelo Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007 (ponto 2, Parte 2, Anexo IV), equivalente a 0.03%, em operações sobre empresas e sobre instituições, uma vez que a probabilidade de incumprimento mínima das operações incluídas na amostra é de 0.0326%.

Uma vez definida a informação de base, optou-se por operacionalizar a ligação da *iLD* às probabilidades de incumprimento num ajustamento exponencial, à semelhança de Burgt (2007), por ser mais consistente com o padrão das taxas médias de incumprimento (Standard & Poor's, 2007) do que um ajustamento linear, conforme ilustrado na figura seguinte (taxas de incumprimento por ordem decrescente). Dado que a escolha do ajustamento influencia o perfil das probabilidades de incumprimento ao longo dos graus de risco, o recurso a um ajustamento linear não seria consistente com a existência de enviesamento nos comportamentos de melhoria e de agravamento da qualidade de crédito, conforme reconhecem Crouhy et al. (2000).

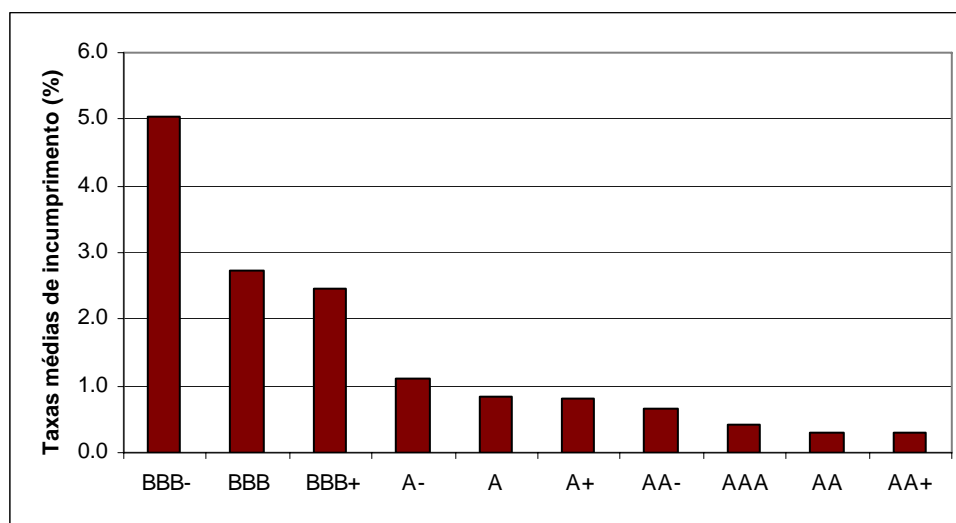


Figura 27 – Taxas médias de incumprimento (1981-2006) na categoria de investimento

O ajustamento exponencial assentou num conjunto de pontos de referência ditados pelos valores da *iLD* e das taxas médias de incumprimento, tendo presente a amplitude de variação da *iLD* ao longo da amostra de desenvolvimento. Para os valores extremos dessa amplitude de variação, a associação entre *iLD* e taxas de incumprimento é imediata. Para os restantes, foi assumida uma correspondência compatível com a configuração deste tipo de ajustamento, partindo das taxas médias de incumprimento acumuladas (ao fim de 6 anos), publicadas pela Standard & Poor's (2007), para as notações da *categoria de investimento*. Os pares de taxas médias de incumprimento e *iLD* que concorrem para o ajustamento exponencial estão ilustrados na figura seguinte e são

equivalentes a (5.04; 59.46), (2.72; 64.5), (2.46; 65.3), (1.11; 71.8), (0.85; 73.9), (0.80; 74.4), (0.65; 76.10), (0.43; 79.4), (0.29; 82.6) e (0.01; 100.0).

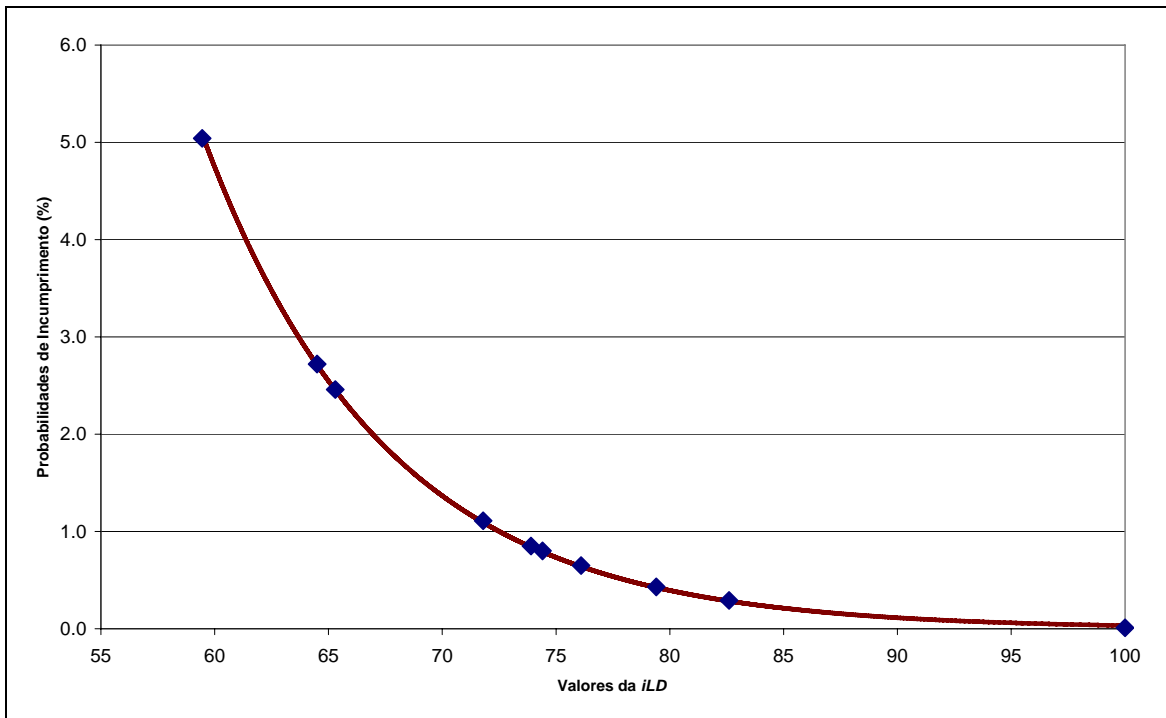


Figura 28 – Ajustamento exponencial: correspondência entre *iLD* e PD

De acordo com os procedimentos referidos, a conversão dos valores da *iLD* em probabilidades de incumprimento é traduzida pelo seguinte ajustamento:

$$PD = 8335.6573 \exp(-0.1245114 \, iLD) \Leftrightarrow \ln(PD) = 9.02829 - 0.1245114 \, iLD \quad (5.50)$$

$$R^2 = 0.99986$$

$$SSR = 0.00291$$

Antes de terminar a etapa de calibração das probabilidades de incumprimento, reafirma-se que o procedimento escolhido é justificado pela necessidade de adequação ao perfil das taxas médias de incumprimento (Standard & Poor's, 2007), em que a repartição por grau de risco não exhibe um padrão linear. É, também, de salientar que, apesar de o referido procedimento ter partido da *iLD* mínima apurada na amostra de desenvolvimento (59.46), a atribuição de probabilidades de incumprimento a *iLD* abaixo

desse limite, por exemplo, em novas operações, não é descartada. Nesses casos, e seguindo a mesma lógica, a probabilidade de incumprimento poderá basear-se na taxa média de incumprimento (ao fim de 6 anos) da *categoria de especulação* (abaixo de «BBB-»), equivalente a 20.13, segundo a mesma fonte (Standard & Poor's, 2007). Por último, não deve perder-se de vista que as probabilidades de incumprimento resultantes da calibração serão submetidas ao efeito da Teoria da Credibilidade para fazer reflectir a disponibilidade de informação em cada grau de risco. Na verdade, depois dessa calibração seria, desde logo, possível identificar a probabilidade de incumprimento associada a cada grau de risco (nos quais as operações são integradas em função do valor da *iLD*), sendo equivalente à média da probabilidade de incumprimento das operações incluídas em cada um desses graus.

- **Determinação da probabilidade de incumprimento de cada grau de risco através da Teoria da Credibilidade**

A derradeira etapa da fase de desenvolvimento reflecte o efeito da Teoria da Credibilidade sobre a probabilidade de incumprimento de cada grau de risco, calculada anteriormente. Assumindo a disponibilidade de informação sobre a *iLD* entre os anos 2000 e 2005, pretende-se estimar a probabilidade de incumprimento associada a cada grau de risco, para o ano de 2006. O objectivo passa por estimar factores de Credibilidade, indispensáveis à determinação de prémios de credibilidade, de forma a reflectir a disponibilidade de informação nas probabilidades de incumprimento.

No que diz respeito à aplicação da Teoria da Credibilidade, e conforme assinalado no ponto 5.3, colocam-se dificuldades de ordem prática sobre o conhecimento prévio das distribuições $f_{x_j|\Theta}(x_j|\theta)$ e $\pi(\theta)$, em especial sobre os parâmetros estruturais¹²². Segundo

¹²² Recorde-se que, se θ for um escalar, a função de distribuição cumulativa $\pi(\theta)$ pode ser interpretada como a proporção de operações no grau de risco com parâmetro de risco Θ menor ou igual a θ , enquanto

Klugman et al. (2004), existem três alternativas para estimar estes parâmetros – não-paramétrica, semi-paramétrica e paramétrica. Sobre a escolha da alternativa mais adequada, e apesar de Klugman et al. (2004, p. 461) reconhecerem que «*non-parametric estimators would normally be no more efficient than estimators appropriate for the parametric model selected, assuming that the model selected is appropriated*», optou-se pela estimação não-paramétrica, em que quer $f_{X_j|\Theta}(x_j|\theta)$ quer $\pi(\theta)$ não se traduzem através de uma distribuição, essencialmente pelas implicações nos resultados de alguns pressupostos que teriam de se assumir sobre a distribuição que melhor se adequaria aos dados. Por conseguinte, a determinação dos prémios de credibilidade baseia-se no modelo Bühlmann-Straub, apresentado no ponto 5.2.2, sendo necessário reunir informação sobre o número total de operações e sobre a probabilidade de incumprimento das operações incluídas em cada grau de risco, com discriminação por ano (entre 2000 e 2005).

Seguindo a notação utilizada no ponto 5.2.2, o cálculo das probabilidades de incumprimento parte dos valores dos estimadores não enviesados de μ , v e a , ou seja:

$$\hat{\mu} = \bar{X} = 1.3520 \quad (5.51)$$

$$\hat{v} = \left[\sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^6 m_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i) \right] \left[\sum_{i=1}^7 (n_i - 1) \right]^{-1} = 2.9471928 \quad (5.52)$$

$$\hat{a} = \left(m - m^{-1} \sum_{i=1}^7 m_i^2 \right)^{-1} \left[\sum_{i=1}^7 m_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - \hat{v}(r-1) \right] = 2.0478290 \quad (5.53)$$

A partir dos valores anteriores torna-se possível estimar os factores de credibilidade, que são indispensáveis à determinação dos prémios de credibilidade, conotados com as probabilidades de incumprimento. Seguindo as fórmulas do modelo Bühlmann-Straub, apresentado no ponto 5.2.2, os cálculos tendentes à determinação das probabilidades de

$\Pi(\theta)$ é identificado com a probabilidade de uma operação retirada aleatoriamente de um grau de risco ter um parâmetro de risco igual ou inferior a θ .

incumprimento associadas a cada grau de risco, depois de reflectido o efeito da Teoria da Credibilidade, são os seguintes:

1) Estimação do factor de credibilidade (equação 5.33) de cada grau de risco (r):

$$\hat{Z}_r = \frac{\sum \text{operações}_r}{(\sum \text{operações}_r + \bar{v}/\bar{a})}; \hat{Z}_1 = \frac{783}{(783 + \bar{v}/\bar{a})} = 0.998994; \dots; \hat{Z}_7 = \frac{212}{(212 + \bar{v}/\bar{a})} = 0.993257$$

2) Estimação do prémio de credibilidade (equação 5.31) de cada grau de risco (r):

$$\hat{P}_r = \hat{Z}_r \times \frac{\sum \text{PD}_r}{\sum \sum \text{PD}_{nr}} + (1 - \hat{Z}_r) \times \hat{\mu}; \hat{P}_1 = \hat{Z}_1 \times \frac{3217.41}{7740.17} + (1 - \hat{Z}_1) \times \hat{\mu} = 4.104;$$

$$\hat{P}_2 = Z_2 \times \frac{2772.30}{7740.17} + (1 - \hat{Z}_2) \times \hat{\mu} = 1.9394; \dots; \hat{P}_7 = \hat{Z}_7 \times \frac{8.78}{7740.17} + (1 - \hat{Z}_7) \times \hat{\mu} = 0.0503$$

A figura seguinte ilustra as probabilidade de incumprimento a aplicar a operações de crédito afectas aos sete graus de risco, em resultado dos cálculos anteriores.

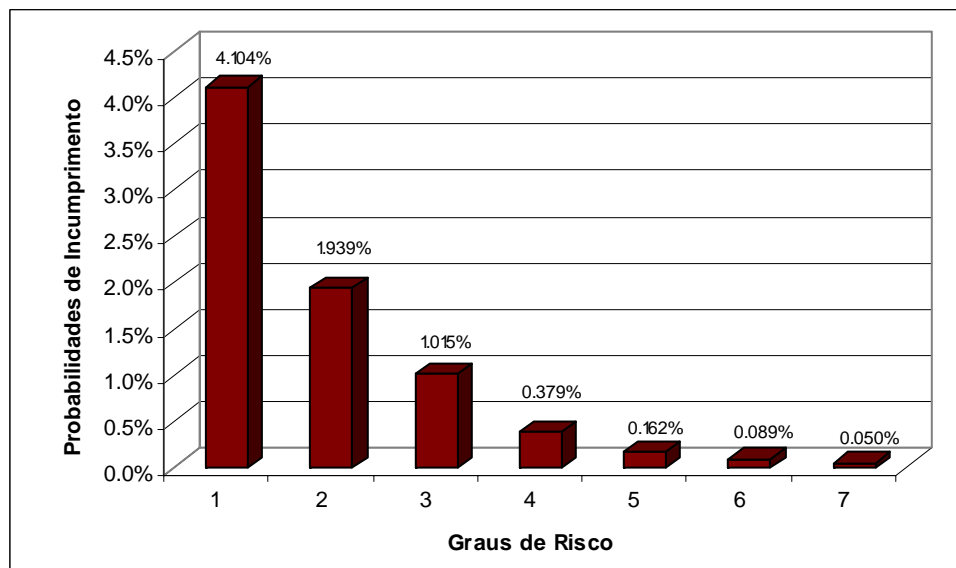


Figura 29 – Estimativas de PD por grau de risco

Na tentativa de ilustrar o reflexo da informação sobre os valores das probabilidades de incumprimento, apresenta-se, na figura seguinte, uma representação comparada dos

valores das probabilidades de incumprimento com (barra vermelha) e sem recurso à Teoria da Credibilidade. A representação sugere a existência de diferenças nos efeitos da aplicação da Teoria da Credibilidade sobre as probabilidades de incumprimento, em especial nos graus de risco a que corresponde maior qualidade de crédito (acima do grau «3»), cujo significado estatístico importa confirmar.

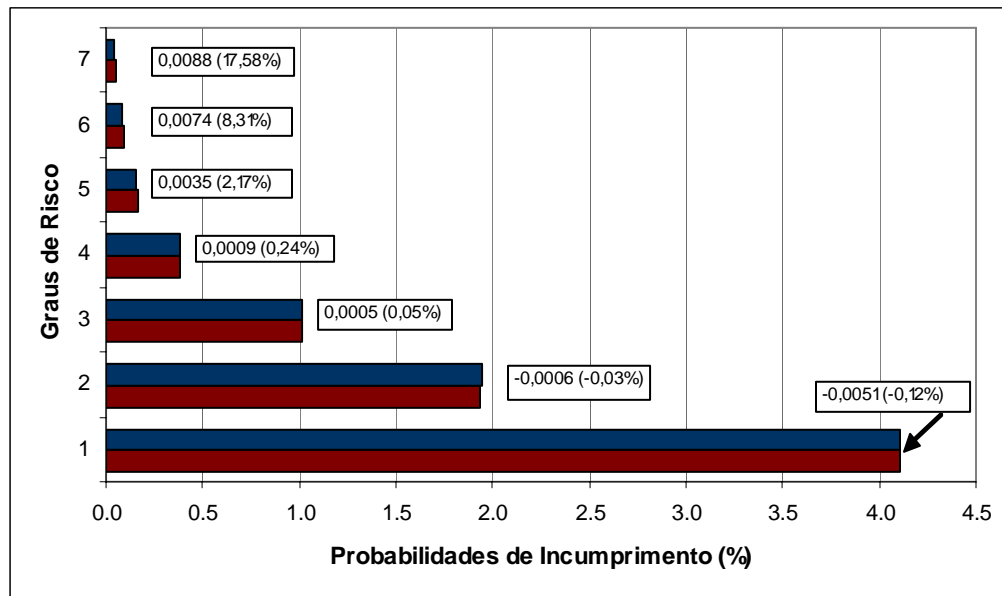


Figura 30 – Valores estimados das PD com e sem recurso à Teoria da Credibilidade

Com esse objectivo, utilizou-se o teste *t para uma amostra*, que compara os valores observados – neste caso, a probabilidade de incumprimento de cada operação incluída em cada grau de risco, antes do efeito da Teoria da Credibilidade – com um valor predefinido – a probabilidade de incumprimento resultante da Teoria da Credibilidade em cada grau de risco. De acordo com Pestana e Gageiro (2005, p. 251), «o teste *t para uma amostra aplica-se sempre que se desconhece a variância populacional e se pretende testar se a média da população assume um determinado valor, ou dito de outra forma, se uma dada amostra provém de um universo com uma dada média*».

Atendendo às diferenças percentuais entre as probabilidades de incumprimento, ilustradas na figura anterior, o teste *t para uma amostra* começa por se confinar aos graus

de risco de «4» a «7». É de assinalar que para amostras de dimensão igual ou inferior a 30, este tipo de teste exige que os grupos em análise tenham distribuição «Normal» (Pestana e Gageiro, 2005), o que não é relevante para os dados da amostra, dado que o número de operações incluído em cada um desses graus é claramente superior. Os resultados do teste *t* para uma amostra são apresentados em seguida (*outputs* SPSS).

Quadro 40 – Teste *t* para uma Amostra (Graus de Risco «4» a «7»)

One-Sample Test (Grau 4)						
Test Value = 0.3793						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD4	-3,553	1969	,000	-9.03E-03	-1.4E-02	-4.0E-03

One-Sample Test (Grau 5)						
Test Value = 0.1617						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD5	5,968	716	,000	4.069E-03	2.73E-03	5.41E-03

One-Sample Test (Grau 6)						
Test Value = 0.0893						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD6	-12,075	448	,000	-8.84E-03	-1.0E-02	-7.4E-03

One-Sample Test (Grau 7)						
Test Value = 0.0503						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD7	-28,747	259	,000	-9.88E-03	-1.1E-02	-9.2E-03

Os resultados do teste *t para uma amostra* apontam no sentido da existência de diferenças estatisticamente significativas entre as probabilidades de incumprimento que reflectem e as que não reflectem o efeito da Teoria da Credibilidade, sugerindo que a disponibilidade de informação é tida em consideração no valor das probabilidades de incumprimento. Com efeito, a hipótese nula de as probabilidades de incumprimento de cada operação serem equivalentes à que decorre do efeito da Teoria da Credibilidade (por exemplo, 0,0503 no grau de risco «7») é rejeitada no intervalo de confiança a 95%, como comprova o facto de o valor zero não estar abrangido na amplitude desses intervalos. Por consequência, estendeu-se o teste aos restantes graus de risco, apesar de os indícios serem menos notórios. As conclusões anteriores são igualmente válidas para esses graus de risco, conforme atestam os resultados do quadro seguinte (*outputs SPSS*).

Quadro 41 – Teste *t para uma Amostra* (Graus de Risco «1» a «3»)

One-Sample Test (Grau 1)						
Test Value = 4.1040						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD1	-9,878	898	,000	-,2584636	-,3098185	-,2071088

One-Sample Test (Grau 2)						
Test Value = 1.9394						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD2	-3,226	1466	,001	-2.40E-02	-3.9E-02	-9.4E-03

One-Sample Test (Grau 3)						
Test Value = 1.0147						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD3	-3,424	1172	,001	-1.673E-02	-2.63E-02	-7.14E-03

Apesar de os efeitos da Teoria da Credibilidade sobre as probabilidades de incumprimento de cada grau de risco não se repercutirem de modo uniforme, os resultados do teste *t para uma amostra* confirmam que a influência da disponibilidade de informação tem significado estatístico em cada grau de risco. Não obstante poder questionar-se os resultados anteriores, atendendo às diferenças entre o número de operações incluídas em cada grau de risco, procurou-se concretizar o efeito da aplicação da Teoria da Credibilidade na probabilidade de incumprimento de cada grau de risco a partir do número de operações e do número de anos em que existem operações em cada grau. A partir dos dados do quadro seguinte, confirma-se que o menor efeito (percentual) sobre a probabilidade de incumprimento regista-se, precisamente, no grau de risco (o segundo) em que o número de registos é dos mais significativos (abrange cerca de 25% do total) e no qual existem registos em todos os anos da amostra. A situação oposta ocorre no grau de risco (o sétimo) com menor número de registos e em que o número de anos com registos é também menor.

Quadro 42 – Efeitos da Disponibilidade de Informação sobre PD dos Graus de Risco

	Graus de Risco						
	1	2	3	4	5	6	7
N.º Registos	783	1429	1058	1510	488	245	212
N.º Anos com registos	4	6	6	5	4	2	2
Varição da PD	-0.12%	-0.03%	0.05%	0.24%	2.17%	8.31%	17.58%

Para além da questão do efeito da Teoria da Credibilidade, importa atentar no detalhe dos valores do prémio de credibilidade, na tentativa de distinguir o que, genericamente, pode ser considerado a parcela do risco específico das operações incluídas em cada grau e a parcela de risco partilhada por todas as operações incluídas na carteira. Trata-se, por conseguinte, da decomposição dos termos da equação (5.26), em que a parcela $\hat{Z}\bar{X}$ é identificada com o risco específico e a parcela $(1 - \hat{Z})\hat{\mu}$ é identificada com o risco sistemático, por grau de risco. Recorde-se que um dos propósitos em que se desdobrou o objectivo principal da presente investigação consiste em apurar se a aplicação da Teoria da Credibilidade pode contribuir para dar resposta

às reservas apontadas à utilização de métodos fundados em técnicas estatísticas, afastadas das condições específicas de cada mercado.

Na figura seguinte ilustra-se o peso da parcela comum em cada grau de risco. A principal tendência a assinalar diz respeito ao padrão exponencial que evidencia, à medida que se aproximam os graus de risco que sinalizam melhor qualidade de crédito.

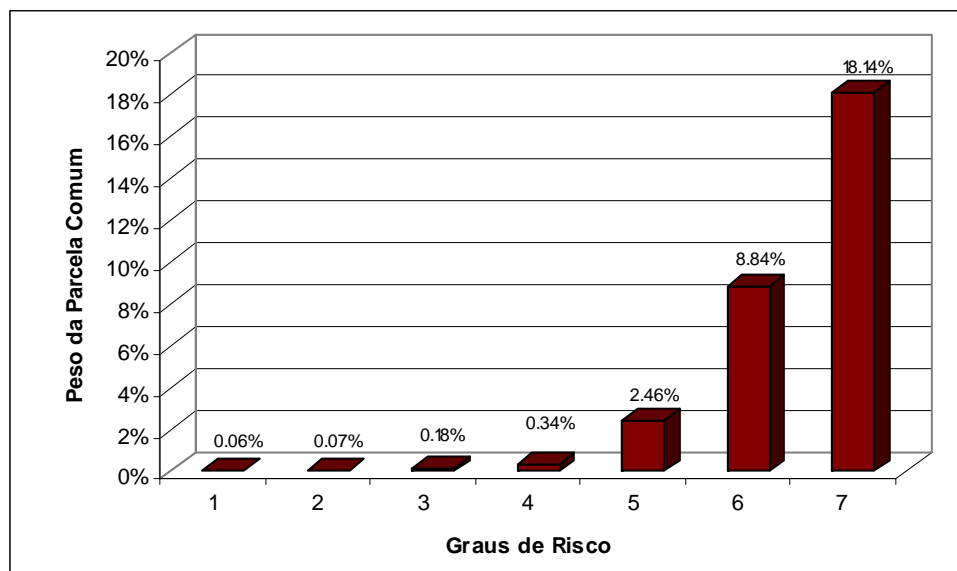


Figura 31 – Peso da parcela comum nos valores estimados das PD

Os resultados sugerem que a parcela comum ou sistemática, numa acepção mais comum em sede de riscos de mercado, tem um peso acrescido nos graus de risco com menores probabilidades de incumprimento. Trata-se de um resultado intuitivo em termos de gestão do risco, uma vez que, nos créditos de melhor qualidade, a parcela do risco explicada por factores que não decorrem directamente de aspectos idiossincráticos das operações tem, comparativamente, maior peso do que nos de menor qualidade, onde as características da operação explicam a quase totalidade do risco de crédito. Este padrão parece aderir, com facilidade, às características das carteiras de baixa sinistralidade, vincando a influência dos factores sistemáticos nas operações com melhor qualidade de crédito, mas particularmente sensíveis ao andamento do ciclo económico e à presença de fenómenos de concentração, sobretudo de índole sectorial.

Para concluir a fase de desenvolvimento da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento que reflectam o efeito da disponibilidade de informação, através da Teoria da Credibilidade, sistematizam-se, na figura seguinte, os principais resultados, a partir dos limites dos graus de risco (em termos de *iLD*) e correspondentes probabilidades de incumprimento, que servem de base à aplicação a outras amostras, programadas para a fase de validação. Apesar de a metodologia desenvolvida o permitir, a probabilidade de incumprimento associada a operações com *iLD* inferior a 59.46 não foi estimada, dada a ausência dessas operações na amostra.

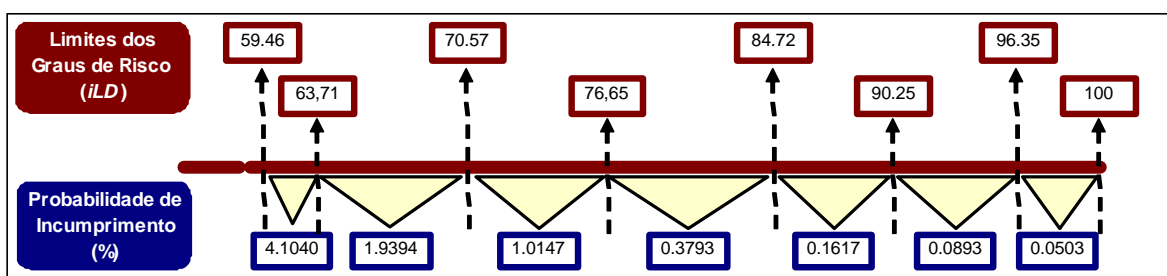


Figura 32 – Limites dos graus de risco (*iLD*) e PD correspondentes

5.5 Validação (Ferramentas Quantitativas)

Concluída a fase de desenvolvimento, a fase de validação visa verificar a compatibilidade da metodologia proposta com as disposições regulamentares em vigor em Portugal, que têm origem em Basileia II, no contexto do método das Notações Internas (IRB). É o caso do Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, sobre requisitos de fundos próprios para risco de crédito, e da Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, sobre o processo de validação interna de sistemas de notação. Apesar de o objectivo que se visa atingir com a validação da metodologia ser mais restrito do que o âmbito previsto na referida Instrução, que é dedicada aos sistemas de notação, pretende-se confrontar a proposta de determinação de probabilidades de incumprimento com as disposições regulamentares aplicáveis. Por conseguinte, será concedida especial atenção à componente metodológica, em detrimento de aspectos ligados aos controlos, recolha de dados e tecnologias de informação, apenas passíveis de validação em contexto real.

A fase de validação é organizada em torno das disposições regulamentares previstas na Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, que compreende: (i) os aspectos relacionados com a validação em termos de concepção e/ou desenvolvimento do sistema de notação, (ii) as ferramentas quantitativas para avaliar a calibração dos parâmetros de risco e (iii) as ferramentas qualitativas para analisar o desenho do sistema de notação e respectivo nível de utilização interna. A mesma Instrução reconhece, porém, que a definição de uma metodologia de validação deve ter em conta as características do sistema de notação, em particular, o tipo de carteira, as especificidades do centro de actividade em causa, a natureza do sistema de notação (por exemplo, assente em modelos estatísticos, no julgamento de analistas de risco ou mistos) e a filosofia de notação utilizada quer na afectação de exposições a graus de risco quer na quantificação dos parâmetros de risco associados a cada grau. Em particular:

No processo de validação interna dos sistemas de notação utilizados para carteiras de baixa sinistralidade deve ser conferida uma importância adicional às ferramentas de validação qualitativa, em particular no que se refere ao nível de utilização interna, e aos exercícios de *benchmarking*. Nesse processo deve ser assegurada a adopção de um nível acrescido de conservadorismo na estimativa dos parâmetros de risco (Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, Anexo II, Parte 2, ponto 3).

Não obstante a importância que é reconhecida às ferramentas de validação qualitativa, no contexto de carteiras de baixa sinistralidade, a maioria dos instrumentos a utilizar situa-se no plano quantitativo, não obstante as dificuldades operacionais, uma vez que a validação orientada para o desenho do modelo, para a utilização interna na gestão de riscos e para a qualidade das bases de dados é apenas possível no contexto da actividade das instituições. Contudo, é importante deixar claro que a validação da metodologia apresentada, para efeitos regulamentares, teria, pelo menos, de ultrapassar o escrutínio da utilização interna, da separação funcional entre as actividades de desenvolvimento e de validação da metodologia, e da fiabilidade, tempestividade e segurança dos dados.

A ausência de incumprimentos na carteira de baixa sinistralidade utilizada durante a fase de desenvolvimento coloca dificuldades, já antecipadas, à utilização de ferramentas de validação quantitativas, em especial, no plano do *backtesting*, o que constitui, como é sabido, uma marca deste tipo de carteiras. Por conseguinte, é necessário impor alterações ao desenho dos testes de desempenho. A metodologia será submetida a aplicações fora do horizonte temporal (*out of time*), concretamente ao ano de 2006, e fora da amostra (*out of sample*), recorrendo a dados fornecidos por uma instituição, não incluídos na amostra de desenvolvimento, para avaliar a capacidade de resposta a novas operações. Em termos de *benchmarking*, serão realizadas comparações entre os resultados obtidos e as frequências históricas de incumprimento publicadas por agências de *rating*, e contrastados os valores que resultam da aplicação de proposta de Pluto e Tasche (2005), apresentada no capítulo 4. Por último, realizam-se testes de validação de estimativas, desenhados para carteiras de baixa sinistralidade.

Regressando às disposições regulamentares previstas na Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, a fase de validação envolve o desenvolvimento do sistema de notação e as ferramentas quantitativas e qualitativas. Sobre os aspectos relacionados com o desenvolvimento, está em causa a avaliação da adequação da metodologia escolhida, a demonstração da robustez das características conceptuais e a descrição dos testes estatísticos utilizados. Dado que, ao longo dos pontos anteriores, foram detalhadamente caracterizados os fundamentos teóricos e os testes estatísticos que suportam a metodologia desenvolvida, não se justifica nova incursão sobre as matérias.

As ferramentas quantitativas mais utilizadas nos trabalhos de validação de sistemas de notação são o *backtesting* e o *benchmarking* (entre outros, BCBS, 2005b). De acordo com as *Guidelines on the Implementation, Validation and Assessment of AMA and IRB Approaches*, CEBS (2006, §393), *backtesting* consiste em «*checking the performance of the risk rating systems estimates by comparing realised risk parameters with estimated risk parameters*», e *benchmarking* consiste em «*comparing the outputs of the reviewed risk rating systems with relevant external data sources provided that those data are appropriate to the portfolio*».

No *backtesting* são utilizados procedimentos estatísticos para avaliar o poder discriminante do sistema de notação e a qualidade da calibração dos parâmetros de risco. A partir desses resultados, será possível aferir a estabilidade do sistema de notação, verificando a manutenção da qualidade de previsão ao longo do tempo. No *benchmarking* comparam-se os resultados da metodologia com os de referenciais, por exemplo, de mercado (*v.g.* agências de notação) ou teóricos (*v.g.* modelos propostos na literatura académica). No essencial, trata-se de uma ferramenta que pode ser entendida como complemento dos trabalhos de validação baseados na comparação entre as estimativas resultantes (*ex-ante*) da metodologia objecto de validação e os valores efectivamente registados (*ex-post*), ou seja, do *backtesting*. Por outro lado, como resulta das propostas de modelização apresentadas nos capítulos 3 e 4, os factores explicativos do risco de crédito não são distintos na presença de carteiras de baixa sinistralidade. Em termos de validação, a realidade é distinta, uma vez que artigos recentemente publicados (*v.g.* Burgt, 2007) têm evidenciado interesse em analisar as particularidades da validação de estimativas neste tipo de carteiras.

Atendendo à informação disponível e à especificidade das exposições que foram objecto de determinação de probabilidades de incumprimento, no quadro da metodologia proposta, seguem-se algumas aplicações relacionadas com as ferramentas de validação quantitativa de sistemas de notação. Conforme referido, em termos de *backtesting*, são apresentados e avaliados os resultados de testes de desempenho fora do tempo (para o ano de 2006) e fora da amostra (aplicado a uma instituição não incluída na fase de desenvolvimento), depois de introduzidos ajustamentos no desenho desses testes. Em termos de *benchmarking*, optou-se por estabelecer comparações com taxas históricas de incumprimento e com resultados da aplicação da amostra de desenvolvimento a uma metodologia de estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Por último, levam-se a cabo testes de validação de estimativas especialmente vocacionados para a realidade destas carteiras.

5.5.1 *Backtesting*

A comparação de valores observados com os valores estimados para os parâmetros de risco, tendo por base uma amostra comparável e homogénea, abrange a taxa de incumprimento e a probabilidade de incumprimento estimada por grau de risco. Essa comparação é, normalmente, apoiada por métodos estatísticos que permitem definir níveis de aceitação para potenciais discrepâncias entre as estimativas e os valores efectivamente registados. O *backtesting* permite, pois, avaliar o poder discriminante e a capacidade de ordenação do risco e a calibração dos parâmetros de risco, o que possibilita a aferição da respectiva estabilidade, através da verificação da qualidade das previsões ao longo do tempo.

O *poder discriminante* de um sistema de notação é avaliado através da capacidade de, antecipadamente, distinguir entre mutuários que entrem e que não entrem em incumprimento, num determinado horizonte temporal (BCBS, 2005b). Numa perspectiva teórica, útil enquanto termo de comparação, um sistema de notação com poder discriminante perfeito seria aquele que conseguisse identificar, com rigor e antecipadamente, todos os mutuários que, mais tarde, entrassem em incumprimento. Regra geral, reconhece-se elevada capacidade de discriminação a um sistema de notação quando os graus associados a um menor (maior) nível de risco concentra uma percentagem reduzida (elevada) de incumprimentos.

O poder discriminante e a capacidade de ordenação de mutuários em função do risco de crédito podem ser avaliados através de um conjunto de medidas estatísticas. No *Working Paper 14* do Comité de Supervisão Bancária de Basileia são assinaladas, entre outras, as seguintes medidas: Probabilidade dos erros de tipo I e de tipo II, índice Pietra, curva de Lorenz, *Accuracy Ratio* (AR), Erro de Classificação (taxa de erro Bayesiano) e *Brier Score* (Tasche, 2005). A fundamentação destes testes é semelhante e não decorre do valor das probabilidades de incumprimento associadas aos graus de risco, mas da ordenação dos mutuários de acordo com o nível de risco implícito na notação atribuída. Para além deste conjunto de testes destaca-se outro, com uma fundamentação diferente

– as chamadas *medidas de Entropia*¹²³ –, como a *Information Entropy*, a *Conditional Entropy*, a distância de Kullback-Leibler, o *Conditional Information Entropy Ratio* e o *Information Value* (Tasche, 2005). A fundamentação destas medidas radica no facto de a observação sobre a solvência de um mutuário ser entendida como uma experiência que permite reduzir o grau de incerteza. Assim, a incerteza máxima sobre a solvência de um mutuário seria verificada se o sistema de notação concentrasse todos os mutuários num único grau de risco¹²⁴.

Como exemplo, ilustra-se o *Cumulative Accuracy Profile*, por ser uma medida com presença constante na literatura sobre validação de modelos de risco de crédito – entre muitos outros, BCBS (2005b) e CEBS (2006) – e por servir de base a um método de calibração de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade (Burgt, 2007). O *Cumulative Accuracy Profile*¹²⁵ é uma representação gráfica do poder discriminante de um sistema de notação, construída a partir da percentagem acumulada de todos os mutuários (eixo horizontal) e da percentagem acumulada de mutuários que incumpriram (eixo vertical), por grau de risco. Baseia-se na comparação entre sistemas de notação com poder discriminante perfeito e aleatório, em que, neste último, existe uma distribuição equitativa de mutuários que incumpriram em todos os graus de risco. O *Cumulative Accuracy Profile* encontra-se sujeito a algumas limitações, principalmente, e segundo Tasche (2005), o facto de não medir exclusivamente a capacidade discriminante. Antes, são função das verdadeiras probabilidades de incumprimento dos mutuários incluídos na carteira que está ser considerada. Com efeito, o valor obtido para esta medida está, à partida, limitado pela estrutura das probabilidades de incumprimento incluídas nessa carteira. Por este motivo, a estimação de intervalos de confiança para as estimativas reveste-se de importância acrescida.

¹²³ Veja-se, a propósito, a nota de rodapé 59.

¹²⁴ É de assinalar que estas medidas exibem limitações importantes para efeitos de validação, que decorrem do facto de não existirem testes estatísticos genericamente aplicáveis.

¹²⁵ A medida de síntese do *Cumulative Accuracy Profile* (ou curva de Lorenz) designa-se *Accuracy Ratio* (ou coeficiente de Gini) e quantifica o distanciamento face a um sistema aleatório.

Burgt (2007) desenvolveu uma metodologia de calibração de carteiras de baixa sinistralidade através da utilização do *Cumulative Accuracy Profile*. Trata-se de um método assente na modelização da concavidade desta medida, a partir da qual se baseia a calibração. Em termos de especificação, traduz-se do seguinte modo:

$$y(x) = \frac{1 - e^{-kx}}{1 - e^{-k}} \quad (5.54)$$

em que x representa a percentagem acumulada de mutuários, y sinaliza a percentagem acumulada de incumprimentos e k é o parâmetro da concavidade. Segundo Burgt (2007), a concavidade pode ser interpretada como medida do poder discriminante, pois quando $k \rightarrow \infty$ ($y \approx 1$) o sistema de notação tem poder de discriminação perfeito. Quando $k \rightarrow 0$ ($y \approx x$), a capacidade de discriminação do sistema aproxima-se de um modelo aleatório. Em termos de operacionalização, a proposta consiste em testar se a probabilidade de incumprimento estimada (PD_{estim}) fica situada na região do intervalo de confiança a 95% em torno da taxa de incumprimento (TX_{def}), e formaliza-se do seguinte modo (Burgt, 2007):

$$\left[TX_{def} \pm N^{-1} \left(\frac{1 + \alpha}{2} \right) \right] \times \sqrt{\frac{PD_{estim} \times (1 - TX_{def})}{N}} \quad (5.55)$$

Como se depreende da especificação anterior, «*the method does not work when no defaults are observed at all. In this case, other solutions should be selected before the method can be applied. In this case, the principle of most prudent estimator of Pluto and Tasche (2005) seems appropriate*» (Burgt, 2007, p. 7). Uma vez que as operações incluídas na amostra de desenvolvimento têm sinistralidade nula, o método proposto por Burgt (2007) não é aplicável às operações incluídas na amostra de desenvolvimento, pelo que a alternativa proposta pelo mesmo autor, de recorrer às propostas de Pluto e Tasche (2005), ganha relevo (a tratar no ponto 5.5.2.).

A calibração está ligada à qualidade da quantificação dos parâmetros de risco. Um sistema de notação é considerado calibrado quando, no caso das probabilidades de

incumprimento, os valores estimados apresentam apenas desvios marginais face às taxas de incumprimento efectivamente observadas. À semelhança do poder discriminante, também é possível realizar testes estatísticos, neste caso para avaliar o rigor da quantificação do risco de crédito de um sistema de notação. Recorrendo ao citado *working paper* do Comité de Basileia, que reconhece que «*validation of the calibration of a rating system is more difficult than validation of its discriminatory power*» (Tasche, 2005, p. 32), são sugeridas as seguintes medidas estatísticas (para validação de probabilidades de incumprimento): teste Binomial, aproximação «Normal» do teste Binomial, teste do Qui-Quadrado (ou Hosmer-Lemeshow), teste «Normal» e teste do Semáforo. Para as ilustrar, escolheu-se o Teste do Semáforo (*traffic lights*), com presença constante na literatura, cujo objectivo passa por verificar o número de vezes que a frequência de incumprimento ultrapassa o intervalo de confiança definido para a probabilidade de incumprimento estimada, com um determinado nível de confiança. Em função do número de ocorrências registado, as previsões podem situar-se em quatro zonas. Na zona verde não existe qualquer contradição entre incumprimentos estimados e registados, ao passo que, na zona vermelha, existe discrepância significativa. Nas zonas intermédias, a discrepância encontra-se dentro de limites aceitáveis em termos de inferência estatística, sendo necessário analisar a adequabilidade das estimativas, uma vez que a subestimação pode comprometer o grau de conservadorismo exigido no plano regulamentar.

A estabilidade de um sistema de notação é confirmada pela manutenção da capacidade de previsão ao longo do tempo. Em termos gerais, a estabilidade avalia a adequação e a fiabilidade do sistema de notação, exigindo, em termos de validação, particular cuidado a dois aspectos. Por um lado, às variações no poder discriminante do sistema em função de diferentes horizontes de previsão e da aproximação da maturidade dos empréstimos. Com efeito, quando os sistemas de notação estão otimizados para um ano, o poder discriminante diminui à medida que a análise se afasta desse horizonte temporal. Esta situação pode ocorrer devido ao facto de a

informação empregue na análise da concessão do empréstimo tornar-se desactualizada¹²⁶. Por outro lado, à alteração das condições gerais de utilização do sistema e aos efeitos sobre os parâmetros de risco, que podem ter origem em factores qualitativos, internos e externos à instituição. Nos factores internos incluem-se alterações ao nível da estratégia de negócio ou da estrutura organizacional. Nos factores externos estão incluídas alterações do quadro político, económico ou legal¹²⁷. Apesar de a avaliação da estabilidade de um sistema de notação estar ligada a resultados obtidos em testes sobre poder discriminante e calibração, importa não perder de vista o impacto de alterações na amostra de desenvolvimento (utilizada para estimar as probabilidades de incumprimento) e nas hipóteses subjacentes à construção do sistema de notação.

Não obstante o valor que podem acrescentar aos trabalhos de validação, há que ter presente que os testes de calibração apresentam algumas limitações. Com efeito, as medidas de desempenho do sistema interno de notações não conseguem fixar-se exclusivamente na capacidade discriminante, por dependerem das verdadeiras probabilidades de incumprimento. Por outras palavras, os resultados dos testes são condicionados pela estrutura das probabilidades de incumprimento dos mutuários incluídos na carteira, razão pela qual, a estimação de intervalos de confiança associados às estimativas se reveste de importância acrescida. No caso dos testes sobre a calibração de sistemas de notação, a principal limitação reside no efeito exercido pela correlação, que condiciona a validade dos testes estatísticos sobre a margem de tolerância admitida ao distanciamento entre a probabilidade de incumprimento (estimada) e a taxa de incumprimento (registada). Neste sentido, Tasche (2005, p. 34) reconhece que «(...) *at present no really powerful tests of adequate calibration are currently available. (...) Existing tests are rather conservative (...) or will only detect the most obvious cases of miscalibration (...)*».

¹²⁶ Uma maneira de contrariar esta tendência é complementar os modelos de concessão de crédito com modelos comportamentais, incorporando informação mais recente.

¹²⁷ Se a lógica de rigor prevalecer, poder-se-á argumentar que estes factores devem estar incluídos, *a priori*, no desenho do sistema. Não obstante, a alteração das condições gerais requer uma análise aprofundada dos parâmetros, podendo conduzir à revisão ou mesmo ao desenvolvimento de um novo modelo.

Reunidos os argumentos anteriores, parece claro o interesse de dispor de resultados a partir de um conjunto variado de testes, de modo a reforçar a validade das medidas de desempenho do sistema interno de notações. Nesse sentido, não será legítimo retirar conclusões sobre o poder discriminante de um sistema a partir de resultados isolados, por exemplo, de algum dos testes de desempenho assinalados. Pelo contrário, essas conclusões apenas poderão ser fundadas se apoiadas por um conjunto de testes de desempenho, nos quais se encontre reflectida a necessidade de levar em linha de conta outras amostras que não a utilizada na fase de desenvolvimento, e que relevem o grau de profundidade temporal e a dimensão da amostra. Para concluir, e voltando a citar o referido documento do Comité de Basileia, «(...) *there is no methodology to fit all situations that might occur in the validation process. Depending on the specific circumstances, the composition of a mixture of different techniques will be the most appropriate way to tackle the validation exercise*» (Tasche, 2005, p. 35).

O tema da validação, em especial na vertente quantitativa, tem motivado a publicação de vasta literatura académica, vocacionada para as técnicas e respectivas limitações. Um exemplo aplicável a carteiras de baixa sinistralidade – pelo menos, em determinados graus de risco – diz respeito às limitações da dimensão da amostra e ao enviesamento das distribuições da taxa de incumprimento, e foi apresentado por Kurbat e Korablev (2002), no contexto do *PortfolioManager* (vide ponto 3.2.2.1).

De modo a que seja construída uma perspectiva mais concreta sobre o efeito da dimensão da amostra na diferença entre os valores estimados e observados das probabilidades de incumprimento, Kurbat e Korablev (2002) propõem um exemplo a partir do qual é possível constatar que a medição do risco é mais precisa perante amostras de maior dimensão, dado que a menores probabilidades de incumprimento correspondem coeficientes de variação¹²⁸ inferiores. Acerca do enviesamento da distribuição da taxa média de incumprimento, defendem, com base no mesmo exemplo,

¹²⁸ Corresponde ao quociente entre o desvio-padrão e a média.

que o respectivo comportamento não segue uma distribuição «Normal», o que conduz a que exista elevada probabilidade de se observar uma taxa de incumprimento inferior à taxa média de incumprimento. As razões apontadas para tal comportamento decorrem, basicamente, da dimensão da amostra relativamente à taxa de incumprimento e da influência da correlação. A limitação da dimensão da amostra é contornada pela utilização de uma distribuição «Binomial» com parâmetros N (dimensão da amostra em número de empresas) e P (probabilidade de incumprimento), que pode ser aproximada através de uma distribuição «Normal» com média NP e variância $NP(1-P) > T$, com $T \in [5;10]$.

A influência da correlação reflecte o reconhecimento do acréscimo da interdependência entre incumprimentos. Se for assumido que o incumprimento ocorre quando o valor de uma empresa desce de uma determinada barreira, então o evento aleatório de incumprimento é causado pelo evento aleatório da descida do valor da empresa. Como tal, as correlações entre incumprimentos podem ser inferidas a partir das correlações entre os valores da empresa. De facto, argumentam os autores, se em determinadas circunstâncias a ocorrência de incumprimentos é pouco frequente, mais rara é a ocorrência de incumprimentos em simultâneo. Na tentativa de demonstrar o efeito da correlação, propõem uma simulação para apuramento dos impactos na média e na mediana da distribuição da taxa de incumprimento. Os resultados que apuraram sugerem que o enviesamento daquela distribuição ocorre quando: (i) aumenta a correlação entre os activos, (ii) diminui o risco de crédito ou (iii) diminui a dimensão da amostra (Kurbat e Korablev, 2002). Não obstante as repercussões do alargamento da dimensão da amostra sobre a redução do grau de enviesamento da distribuição da taxa de incumprimento, é de assinalar que a correlação positiva impõe limites a esse alargamento. Com base na proposta de Vasicek (1991, citado em Kurbat e Korablev, 2002), em que a distribuição de perda de uma carteira de empréstimos tem média equivalente à probabilidade de incumprimento e mediana $N(N^{-1}(P)/(1-\sigma)^{1/2})$, é possível demonstrar que não existe uma dimensão da amostra com capacidade

suficiente para contornar o efeito do enviesamento em distribuições da taxa de incumprimento que apresentem correlação positiva e que não existe redução significativa do enviesamento quando a dimensão da amostra excede 1.000 observações, para probabilidades de incumprimento inferiores a 0.01%.

A principal implicação do enviesamento da distribuição da taxa de incumprimento decorre da possibilidade de as estimativas geradas por um modelo parecerem (erradamente) desadequadas, não pelos seus atributos, mas porque os procedimentos de validação utilizados são incorrectos, por exemplo, por terem tido por referência a média da taxa de incumprimento estimada. Em alternativa, Kurbat e Korablev (2002) recomendam a utilização da mediana da distribuição da taxa de incumprimento.

Introduzindo na análise a realidade das carteiras de baixa sinistralidade, em especial nos casos em que não existem incumprimentos, resulta clara a impossibilidade de levar a cabo o conjunto de testes assinalado sobre poder discriminante e sobre calibração (e, por arrastamento, sobre estabilidade) – *«quantitative validation through backtesting is possible only to a very limited extent for low-default portfolios, since the number of defaults in the bank's portfolio is typically so low that performing statistical tests does not lead to any reasonable results»* (Ricke e Pförtl, 2007, p. 120). Com efeito, a verificação da capacidade de um sistema de notação para distinguir correctamente entre mutuários que incumpriram e que não incumpriram enfrenta obstáculos difíceis de transpor, perante a limitação, ou mesmo ausência, de incumprimentos. Do mesmo modo, a verificação da magnitude do afastamento entre as probabilidades de incumprimento estimadas e as taxas de incumprimento observadas fica condicionada na presença de carteiras de baixa sinistralidade. Recorde-se que estas são, precisamente, as limitações que estão na base das preocupações manifestadas pelas associações bancárias, dado que impedem o cumprimento de algumas disposições regulamentares, comprometendo a elegibilidade para o método IRB¹²⁹. Para contornar essas limitações, foi necessário introduzir

¹²⁹ Os argumentos invocados estão disponíveis no ponto 2.2.3.

alterações ao desenho dos testes de desempenho fora do tempo (*out of time*) e fora da amostra (*out of sample*) a que se submete a metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento.

5.5.1.1 Teste de Desempenho Fora do Tempo

A fase de desenvolvimento da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade foi baseada em informação compreendida entre 2000 e 2005. Por opção metodológica, reservaram-se os dados referentes ao ano de 2006, correspondentes às mesmas operações, para os trabalhos de validação. Nestas condições, torna-se possível avaliar o comportamento das operações de crédito ao longo de um horizonte temporal de 7 anos, dada a garantia de homogeneidade de critérios no tratamento da informação. Com efeito, os pressupostos assumidos e os procedimentos aplicados durante a fase de desenvolvimento estão, igualmente, presentes na fase de validação, como é o caso da aplicação de filtros para a eliminação de incumprimentos de valor inferior a 500€ e para restringir a elegibilidade – valor de exposição mínimo, em qualquer ano, de 5.000€ e, nos restantes anos, existência de, pelo menos, um valor superior a 500.000€. Em termos de disponibilidade, continuam abrangidas 1.339 operações de crédito, dispondo-se de 1.210 registos no ano de 2006, conforme representado na figura seguinte (valores entre 2000 e 2006).

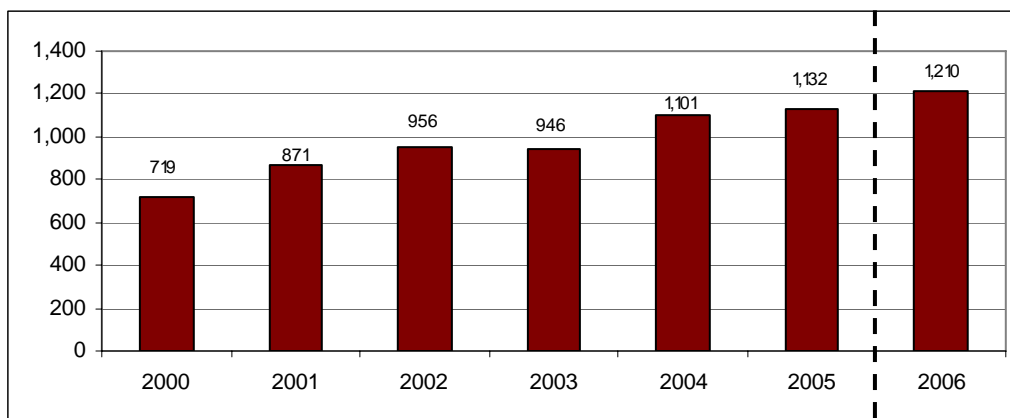


Figura 33 – Número de registos nas amostras de validação e de desenvolvimento

Para as componentes da *iLD*, enquadram-se os valores apresentados para o período abrangido pelos trabalhos de desenvolvimento (2000-2005) com os da fase de validação, correspondentes ao ano de 2006. No caso da componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO), o valor apurado para a *iLD* (25.12) decorre do facto de a variação homóloga do desvio-padrão da taxa de crescimento real do PIB em Portugal se situar, em 2006, no intervalo entre 10 e 30 p.p. (*vide* Figura 21).

No quadro seguinte é apresentada informação sobre a componente Número de Anos sem Incumprimentos (ANSDEF), contextualizada nos elementos apresentados no Quadro 29. É de assinalar que o ano de 2006 é também caracterizado pela ausência de sinistralidade e que subsiste um número elevado de operações com 5 ou mais anos sem registar incumprimentos (cerca de 70% do total), nos 2 últimos anos.

Quadro 43 – *Teste de Desempenho Fora do Tempo – Repartição (ANSDEF)*

	0	1	2-3	4	5 ou +
2000	0	719	0	0	0
2001	0	201	670	0	0
2002	0	78	878	0	0
2003	0	38	277	631	0
2004	0	154	131	203	613
2005	0	71	204	75	782
2006	0	83	226	58	843
	0	1344	2386	967	2238

No quadro seguinte são disponibilizadas algumas estatísticas da série ANSDEF, que não confirmam a existência de alterações estruturais entre os dados incluídos na amostra de desenvolvimento e os que foram utilizados no teste de desempenho fora da amostra. No essencial, mantêm-se o padrão crescente dos valores da moda e do coeficiente de variação, a redução do desvio do eixo de simetria e o padrão platicúrtico. A extensão do horizonte temporal da amostra ao ano de 2006 não implicou qualquer tipo de alteração à repartição por tipo de operação. Permanece, pois, o predomínio das operações de crédito tradicionais, que continuam a representar cerca de 90% do total, e uma repartição quase idêntica dos restantes tipos considerados.

Quadro 44 – Teste de Desempenho Fora do Tempo – Estatísticas Gerais (ANSDEF)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132	1210
Moda	1	2	3	4	5	6	7
Coef. de Variação	-	0.238	0.243	0.228	0.363	0.361	0.379
Amplitude de Variação	0	1	2	3	4	5	6
Coef. de Assimetria	-	-1.280	-1.368	-1.653	-1.166	-1.015	-0.898
Coef. de Achatamento	-	-0.362	0.673	1.990	-0.148	-0.498	-0.661

No quadro seguinte é apresentada a distribuição do número de operações, em cada ano, para os limites de discriminação fixados – iguais aos considerados na fase de desenvolvimento (*vide* Quadro 31), na amplitude temporal abrangida –, não existindo evidência sobre alterações estruturais entre os dados referentes ao horizonte 2000-2005 e ao ano de 2006, apesar de os limites de discriminação, neste ano¹³⁰, serem mais exigentes do que os relativos aos dois últimos anos da amostra de desenvolvimento.

Quadro 45 – Teste de Desempenho Fora do Tempo – Número de Operações (VALEXP)

	Percentil				
	<50	50-75	75-90	90-95	>95
2000	359	180	108	36	36
2001	435	218	131	44	44
2002	478	239	143	48	48
2003	473	236	142	47	48
2004	550	276	166	56	56
2005	566	283	169	57	57
2006	605	302	182	58	59
	3466	1734	1041	346	348

No quadro seguinte, recuperam-se as estatísticas gerais da série Valor de Exposição (VALEXP), para o período 2000-2005, e colocam-se em paralelo os registos de 2006.

¹³⁰ Para 2006, os valores são os seguintes: 2.7M€ (percentil 50), 9.3M€ (75), 28.8M€ (90) e 53M€ (95).

Quadro 46 – Teste de Desempenho Fora do Tempo – Estatísticas Gerais (VALEXP)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132	1210
Moda	100.000,00	74.999,00	9.975.957,94	1.000.000,00	15.000.000,00	900.000,00	1.000.000,00
Coef. de Variação	2,777	2,520	2,809	2,646	3,039	3,039	2,584
Amplitude de Variação	87.483.819	116.235.607	506.349.774	443.016.596	644.495.777	539.667.624	433.203.351
Coef. de Assimetria	6,855	5,378	6,988	6,313	8,683	8,179	6,554
Coef. de Achatamento	60,583	39,335	64,468	52,154	105,489	85,129	58,918

Em geral, mantêm-se os níveis elevados de volatilidade e a forte dispersão, embora com menor intensidade do que a registrada nos três últimos anos da amostra de desenvolvimento. Em termos de afastamento do eixo de simetria e de configuração do topo da distribuição, não se alteram os padrões que caracterizam a amostra de desenvolvimento, ou seja, o ramo direito da distribuição é mais longo do que o ramo esquerdo e o topo da distribuição tem uma configuração bastante afunilada.

Depois de aplicada a metodologia de cálculo da *iLD*, de acordo com os valores e a desagregação constantes do Quadro 28, continua a não existir evidência sobre alterações de estrutura que condicionem a realização de testes de desempenho fora do tempo. Com efeito, mantêm-se a proximidade entre as medidas de tendência central, sugerindo a presença de uma distribuição simétrica e os indícios sobre dispersão e volatilidade.

Quadro 47 – Teste de Desempenho Fora do Tempo – Estatísticas Gerais («iLD»)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	719	871	956	946	1101	1132	1210
Média	62,443	68,857	70,703	74,980	81,831	83,206	82,016
Mediana	60,978	68,182	66,860	72,741	82,589	82,589	81,267
Moda	60,978	68,182	66,860	72,741	82,589	82,589	81,267
Desvio-Padrão	3,171	4,143	5,623	6,452	8,553	7,914	7,799
Coef. de Variação	0,051	0,060	0,080	0,086	0,105	0,095	0,095
Amplitude de Variação	14,889	20,771	23,296	28,922	34,803	35,055	35,055
Coef. de Assimetria	2,348	0,964	0,605	0,313	-0,191	-0,214	-0,204
Coef. de Achatamento	5,130	1,963	-0,422	-0,335	-0,466	-0,166	-0,197

Com base na fundamentação apresentada ao longo do ponto 5.4.4, para acomodar diferenças na qualidade do crédito, foi implementada a correcção dos valores da *iLD*, não sendo justificada qualquer alteração dos pressupostos postos em prática, até porque, de outro modo, condicionar-se-ia qualquer tentativa de comparação. As repercussões da correcção efectuada sobre a *iLD* são pouco significativas, traduzindo-se numa variação de 0.63%, correspondente à passagem da média simples de 82.016 para 82.536, tendo o limite superior (100) sido ultrapassado em 33 operações¹³¹.

Em termos conceptuais, o desenho do teste de desempenho fora do tempo deveria comparar as probabilidades de incumprimento obtidas a partir da metodologia baseada na Teoria da Credibilidade, assinaladas na Figura 29, com a taxa de incumprimento registada no ano de 2006, na tentativa de recolher evidência sobre a magnitude dos desvios entre os valores estimados e verificados. Porém, é necessário levar em linha de conta o facto de todas as operações de crédito apresentarem uma taxa de incumprimento nula. Nesse sentido, foi necessário introduzir alterações ao desenho do teste de desempenho fora do tempo.

A alternativa encontrada passou pela comparação entre os valores médios das probabilidades de incumprimento estimadas em cada grau de risco com os que resultam da aplicação da metodologia à amostra referente ao ano de 2006, antes de ser introduzido o efeito da Teoria da Credibilidade, entendidos como *proxy* da taxa de incumprimento. Como se depreende, a recomendação de Kurbat e Korablev (2002), sobre a utilização da mediana da distribuição da taxa de incumprimento em detrimento da média, não pode ser posta em prática.

Atentas as alterações ao desenho do teste de desempenho fora do tempo, que se traduzem na utilização de duas séries, em princípio, fortemente correlacionadas, parece-

¹³¹ A normalização da *iLD* para a escala percentual foi efectuada antes da acomodação de diferenças na qualidade de crédito, dado que a necessidade dessa acomodação apenas resultou do facto de a amostra de desenvolvimento conter dados provenientes de mais do que um banco, o que poderá não ser o caso em outras utilizações da metodologia proposta.

nos que o grau de fiabilidade do teste impõe reservas às conclusões obtidas. Contudo, deve-se ter presente que este é apenas um dos testes a que será submetida a metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Os resultados do exercício são representados na figura seguinte, em que é ilustrada a comparação entre as probabilidades de incumprimento estimadas e o *proxy* das taxas de incumprimento para cada grau de risco.

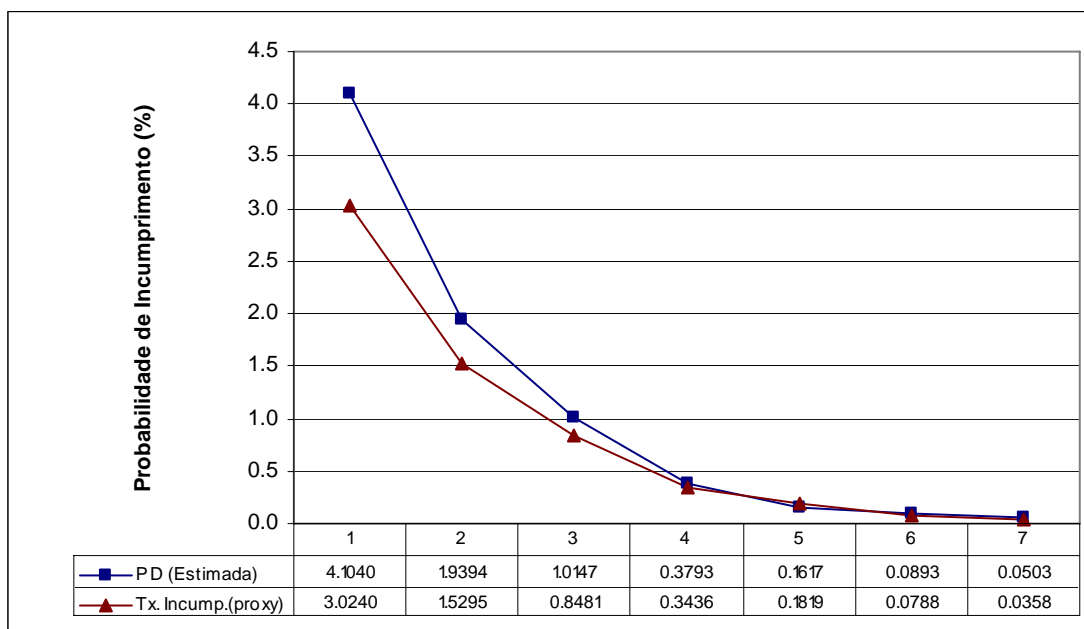


Figura 34 – Teste de desempenho fora do tempo: PD médias por grau de risco

A representação anterior sugere a proximidade entre os valores estimados das probabilidades de incumprimento e os resultantes do *proxy* da taxa de incumprimento, em especial nos graus de risco que configuram melhor qualidade de crédito (leia-se menor risco). Uma avaliação mais detalhada permite destacar a existência de uma margem de conservadorismo nas probabilidades de incumprimento estimadas, mais acentuada nos graus a que corresponde um maior nível de risco de crédito (até ao grau «3»). Com excepção do grau «5», as probabilidades de incumprimento estimadas são superiores às que resultam do cálculo da *iLD*, o que se afigura consistente com as

disposições regulamentares¹³². Para averiguar essa proximidade, recorreu-se a um teste para apurar se a diferença entre os referidos valores é estatisticamente significativa, o que a verificar-se constituirá um indício das dificuldades do modelo para captar o risco de crédito, face ao prolongamento temporal da amostra.

Atendendo ao objectivo do teste e às características dos dados, optou-se pelo teste *t* para amostras emparelhadas, dado que, segundo Pestana e Gageiro (2005, p. 246), «é apropriado para analisar dois grupos diferentes de casos relativamente a alguma característica que tenham em comum e pela qual possam ser comparados». No entanto, há um pressuposto a respeitar para a realização deste teste, ligado à presença de correlação entre os dois grupos em análise, além de que, em amostras iguais ou inferiores a 30, é necessário confirmar a normalidade das séries (Pestana e Gageiro, 2005), um requisito partilhado pelos diferentes tipos de teste *t*. No quadro seguinte são apresentados os *outputs* do SPSS sobre os resultados dos testes para verificar (i) o grau de correlação entre as séries da probabilidade de incumprimento estimada e o *proxy* da taxa de incumprimento, por grau de risco, e (ii) a aderência dessas séries à distribuição «Normal».

Quadro 48 – Resultados dos Testes de Associação e de Aderência à «Normal»

Paired Samples Correlations				
		N	Correlation	Sig.
Pair 1	PD & Proxy	7	,999	,000

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
PD (est.)	,259	7	,171	,776	7	,031
Proxy	,254	7	,190	,803	7	,050

a. Lilliefors Significance Correction

¹³² A excepção do grau «5» é explicada pela redução significativa do número de operações face aos graus anteriores (até ao grau «4» estão incluídos mais de 80% dos registos), conforme ilustrado na Figura 26.

Os resultados dos testes de associação e de aderência à distribuição «Normal» apontam no sentido da verificação dos pressupostos de utilização dos *testes t para amostras emparelhadas*. Com efeito, o nível de correlação entre as séries é bastante significativo e a aderência de ambas as séries à distribuição «Normal» é confirmada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Por conseguinte, estão reunidas as condições necessárias à realização do *teste t para amostras emparelhadas*, cujos resultados (*outputs* do SPSS) são apresentados de seguida.

Quadro 49 – *Teste t para Amostras Emparelhadas*

Paired Samples Test									
		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference				
					Lower	Upper			
Pair 1	PD & Proxy	,2424286	,3984920	.150616	-,1261151	,6109722	1.610	6	,159

Os resultados do *teste t para amostra emparelhadas* apontam no sentido da ausência de diferenças estatisticamente significativas entre as probabilidades de incumprimento estimadas e o *proxy* da taxa de incumprimento, por grau de risco. Com efeito, a hipótese nula de a diferença de valores entre cada par de observações ser igual a zero é rejeitada no intervalo de confiança a 95%, como comprova o facto de o valor zero estar abrangido na amplitude desses intervalos. Apesar do sentido favorável dos resultados, convém não perder de vista as limitações que enfrenta, ligadas ao facto de a taxa de incumprimento ser nula e à solução considerada, que se baseia num *proxy* daquela taxa.

Na expectativa de recolher outros elementos ligados aos resultados anteriores, procedeu-se a uma análise sobre o grau de risco (com base em informação do período 2000-2005) em que cada operação ficaria incluída, em 2006, e o que veio efectivamente a registar-se, com base no *proxy* utilizado, através do cálculo da *iLD*. Essa análise é

apoiada pelo quadro seguinte, o qual constitui uma aproximação a uma *matriz de transição*, neste caso entre graus de risco, embora não confinada a um mesmo ano.

Quadro 50 – *Teste de Desempenho Fora do Tempo – Graus de Risco*

2005	2006						
	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7
G1	0	0	0	0	0	0	0
G2	0	67,3%	22,4%	10,2%	0	0	0
G3	0	14,2%	70,3%	14,2%	1,4%	0	0
G4	0	0,2%	1,1%	82,3%	15,0%	1,3%	0
G5	0	0	0	18,0%	66,0%	15,0%	1,0%
G6	0	0	0	3,4%	17,2%	76,7%	2,6%
G7	0	0	0	0,8%	1,6%	35,0%	62,6%

Para facilitar a interpretação, faz-se notar que o quadro anterior está organizado para leitura em linha (percentagem de operações), ou seja, tem por ponto de partida os graus de risco estimados para 2005 e por ponto de chegada os graus de risco efectivamente registados em 2006, com base no valor da *iLD*. As células sombreadas a verde ilustram os casos de sucesso, isto é, o grau de risco verificado coincidiu com o estimado, enquanto as células sombreadas a amarelo (vermelho) representam os casos em que o grau de risco estimado foi superior (inferior) ao que efectivamente veio a registar-se.

Com base nos resultados do quadro anterior, mas sem perder de vista as limitações assinaladas, o primeiro aspecto a destacar diz respeito ao facto de a metodologia proposta conseguir antecipar o grau de risco em que as operações ficariam situadas, em 2006, com uma percentagem global da ordem dos 75%. Não obstante, em quase 14% dos restantes casos, o grau de risco estimado ficou além do registado, dando consistência aos indícios de conservadorismo, já destacados. Por conseguinte, apenas em cerca de 11% dos casos, o grau de risco estimado foi subestimado, com a quase totalidade da diferença a abranger apenas um grau de risco. A este propósito sobressai à evidência o desempenho menos conseguido no grau de risco «7», que não pode ser descontextualizado do efeito da componente Andamento da Actividade Económica (ACTECO) – responsável pela redução da *iLD* em 1.32, na passagem para o ano de 2006 –, dado que este grau de risco é o que tem menor amplitude de variação (3.65).

5.5.1.2 Teste de Desempenho Fora da Amostra

O teste de desempenho fora da amostra incide em dados disponibilizados por uma instituição não incluída na amostra de desenvolvimento e tem por objectivo apurar a expressão do distanciamento entre os valores estimados das probabilidades de incumprimento e o *proxy* da taxa de incumprimento, no ano de 2006. Este teste tem, pois, características distintas das do teste que se acabou de realizar, levando a que a preservação dos aspectos de natureza estrutural deixe de ter o relevo anteriormente reconhecido. Não obstante, será útil apurar o comportamento da metodologia desenvolvida face à previsível existência de alterações estruturais.

A informação utilizada no teste de desempenho fora da amostra foi obtida junto de uma das principais instituições de crédito do sistema bancário português e cobre o período entre 2001 e 2006. Para assegurar a comparabilidade, foram admitidos idênticos pressupostos aos considerados na amostra de desenvolvimento e seguidos os procedimentos aplicados no tratamento dos dados. No primeiro caso inclui-se a assunção de que as exposições em que mais se manifesta a intensidade de baixa sinistralidade têm associado menor risco de crédito. No segundo caso enquadra-se a aplicação de um filtro para assegurar um valor de exposição mínimo, em qualquer ano, de 5.000€ e de, pelo menos, um valor superior a 500.000€, nos restantes anos.

Os dados utilizados no teste de desempenho fora da amostra envolvem um máximo de 108 operações em 2003 e 2004 e um mínimo de 100 operações em 2002, abrangendo um total de 633 registos. Os valores considerados para a componente ACTECO correspondem aos utilizados na fase de desenvolvimento, que envolveu o período 2000-2005, e no teste de desempenho fora do tempo, que permitiu estender a análise ao ano de 2006 (*vide* Figura 22). A informação apresentada no quadro seguinte sobre a componente ANSDEF aponta para a existência de incumprimentos, não obstante assumirem uma expressão muito limitada – apenas 4. É de salientar que o número de operações com 4 ou mais anos sem incumprimentos, nos últimos dois anos da amostra (2005 e 2006) representa cerca de 80%.

Quadro 51 – *Teste de Desempenho Fora da Amostra – Repartição (ANSDEF)*

	0	1	2-3	4	5 ou +
2001	2	101	0	0	0
2002	1	12	87	0	0
2003	0	14	94	0	0
2004	0	3	29	76	0
2005	0	6	15	14	72
2006	1	12	10	13	71
	4	148	235	103	143

As estatísticas gerais da componente ANSDEF dão destaque ao aumento do coeficiente de variação ao longo da amostra, indiciando o efeito de discriminação da componente, a redução do desvio face ao eixo de simetria, apesar de o ramo esquerdo da distribuição ser mais longo, e o afastamento face ao padrão leptocúrtico (afunilado).

Quadro 52 – *Teste de Desempenho Fora da Amostra – Estatísticas Gerais (ANSDEF)*

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	103	100	108	108	107	107
Moda	1	2	3	4	5	6
Coef. de Variação	0,141	0,202	0,270	0,235	0,263	0,390
Amplitude de Variação	1	2	2	3	4	6
Coef. de Assimetria	-7,069	-2,669	-1,571	-1,531	-1,745	-1,147
Coef. de Achatamento	48,920	6,814	0,882	1,172	2,137	-0,160

No que toca à tipologia das operações utilizadas no teste de desempenho fora da amostra, predominam as do tipo tradicional (80%), com a parcela restante preenchida por financiamento de projectos. O total de operações de crédito abrangidas não contempla, por conseguinte, nem exposições sob a forma titulada nem originadas no Mercado Monetário Interbancário.

A propósito da componente Valor de Exposição (VALEXP), é importante ter presente que os limites de discriminação da amostra são exactamente os que foram considerados durante a fase de desenvolvimento, neste caso aplicáveis ao período 2000-2005, ao que acrescem os limites considerados no teste de desempenho fora do tempo,

para o ano de 2006. Para acompanhar a repartição das operações incluídas em cada limite de discriminação, apresenta-se, no quadro seguinte, informação referente ao horizonte 2001-2006, sendo de destacar o facto de o número de operações predominante não ficar situado abaixo do limite do percentil 50, como implicava a metodologia de desenvolvimento, mas entre os limites dos percentis 50 e 75. Portanto, os dados considerados no teste de desempenho fora da amostra contemplam valores de exposição comparativamente maiores do que os incluídos na amostra de desenvolvimento.

Quadro 53 – *Teste de Desempenho Fora da Amostra – Número de Operações (VALEXP)*

	<P50	P50-P75	P75-P90	P90-P95	>P95
2001	2	41	28	19	13
2002	32	39	20	8	1
2003	36	40	23	5	4
2004	29	39	30	5	5
2005	31	31	33	6	6
2006	31	28	29	14	5
	190 (27%)	239 (34%)	182 (26%)	65 (9%)	36 (5%)

Recorrendo às estatísticas gerais da série VALEXP, disponibilizadas no quadro seguinte, retém-se a forte dispersão da amostra, com uma tendência crescente do coeficiente de variação, confirmada pelo alongamento da amplitude de variação dos dados. Em linha com o verificado na amostra de desenvolvimento, existe um afastamento da distribuição para o lado direito, em relação ao eixo de simetria, e o topo tem uma configuração bastante afunilada.

Quadro 54 – *Teste de Desempenho Fora da Amostra – Estatísticas Gerais (VALEXP)*

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	103	100	108	108	107	107
Moda	748.196,85	748.196,85	16.757.100,00	16.652.920,00	8.539.188,00	-
Coef. de Variação	1,53	1,52	1,66	1,59	1,71	1,83
Amplitude de Variação	80.290.844,07	101.455.716,72	141.104.583,00	134.608.321,00	185.186.267,00	277.623.466,00
Coef. de Assimetria	2,966	3,206	3,664	3,632	4,406	6,178
Coef. de Achatamento	9,884	12,876	17,764	16,347	24,838	49,937

Depois da caracterização das componentes, segue-se o cálculo da *iLD* de cada operação incluída na amostra, recorrendo à fórmula especificada na equação (5.46). No quadro seguinte apresentam-se as estatísticas gerais da série temporal resultante, merecendo destaque a proximidade entre as medidas de tendência central, sugerindo a presença de uma distribuição simétrica – também indiciada pelos valores do coeficiente de assimetria –, bem como a capacidade de discriminação da *iLD*, a partir dos valores da amplitude de variação e do coeficiente de variação, não obstante terem menor expressão do que os verificados nas componentes. A distribuição da série temporal da *iLD* apresenta um padrão platicúrtico.

Quadro 55 – Teste de Desempenho Fora da Amostra – Estatísticas Gerais («*iLD*»)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Número de Observações	103	100	108	108	107	107
Média	67,090	71,535	71,477	80,503	85,412	84,217
Mediana	67,264	71,823	71,823	81,671	87,552	86,230
Moda	62,300	71,823	66,860	81,671	92,515	81,267
Desvio-Padrão	5,016	5,639	5,824	6,310	7,652	9,036
Coef. de Variação	0,075	0,079	0,081	0,078	0,090	0,107
Amplitude de Variação	22,032	27,913	22,032	27,913	32,534	39,676
Coef. de Assimetria	0,560	0,024	0,186	-0,194	-0,430	-0,670
Coef. de Achatamento	-0,565	-0,054	-0,619	-0,593	-0,450	0,069

Em seguida, os valores da *iLD*, obtidos a partir de dados referentes à instituição de crédito não incluída na amostra de desenvolvimento, foram submetidos à correcção destinada a acomodar diferenças na qualidade de crédito. Em linha com o procedimento seguido durante a fase de desenvolvimento, a correcção teve por base o posicionamento face a um indicador de qualidade do crédito para o banco com maior representatividade na amostra, e o peso médio das carteiras de baixa sinistralidade no total das operações, que se mantém em 10%, por razões de consistência.

Os efeitos da correcção sobre a *iLD* são mais significativos do que os registados durante a fase de desenvolvimento, uma vez que a qualidade média de crédito da instituição incluída no teste de desempenho é superior à da instituição com maior representatividade na amostra de desenvolvimento. Em termos percentuais, a correcção traduziu-se numa variação de 5.13%, correspondente à passagem da média simples de 76.706 para 80.643, sem tomar em conta a ultrapassagem do limite superior (100) em 145 operações, a grande maioria no ano de 2006. Na figura seguinte evidencia-se a repartição da amostra por graus de risco, no período 2001-2006, de acordo com os limites considerados na fase de desenvolvimento, em resultado da correcção da *iLD*, que aparenta menor concentração quando comparado com a distribuição resultante da fase de desenvolvimento (*vide* Figura 26).

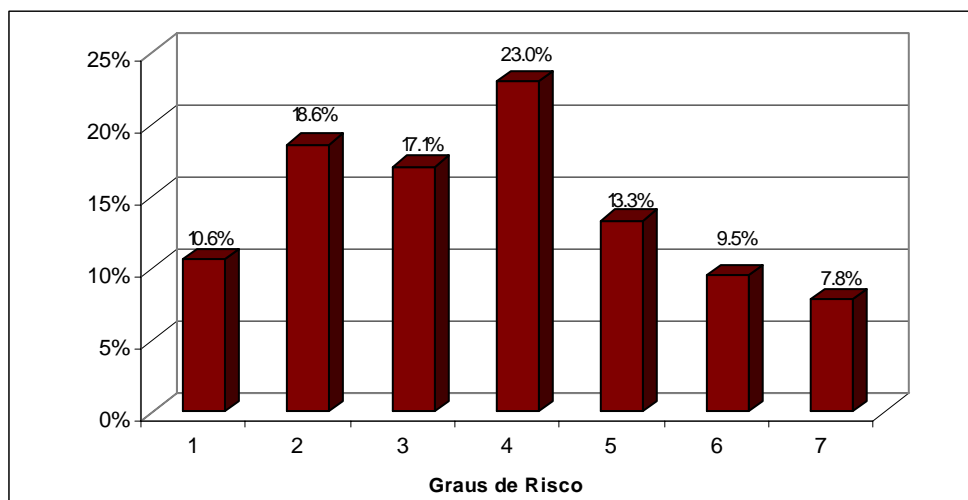


Figura 35 – Teste de desempenho fora da amostra: Repartição por grau de risco

O desenho do teste de desempenho fora da amostra, situado no ano de 2006, teve em conta o facto de o conjunto de operações de crédito estar incluído numa carteira de baixa sinistralidade, dada a informação sobre as taxas de incumprimento do ano de 2006. De facto, a ocorrência de um único incumprimento, numa operação classificada no grau de risco «1» (taxa de incumprimento correspondente a 0.93%), não é suficiente para assegurar a realização do teste de desempenho fora da amostra. Para o contornar,

recorreu-se aos valores médios das probabilidades de incumprimento em cada grau de risco, apurados na fase de desenvolvimento, em linha com o procedimento seguido no teste de desempenho fora do tempo. As considerações sobre a inviabilidade de utilização da taxa de incumprimento média, recomendada por Kurbat e Korablev (2002), efectuadas no teste de desempenho fora do tempo, mantêm-se, igualmente, válidas.

Em comparação com o teste de desempenho fora do tempo, as operações envolvidas no teste de desempenho fora da amostra não têm qualquer relação com as utilizadas durante a fase de desenvolvimento, apesar da partilha de pressupostos e da equivalência de procedimentos aplicados aos dados provenientes de qualquer das amostras. Os resultados são representados na figura seguinte.

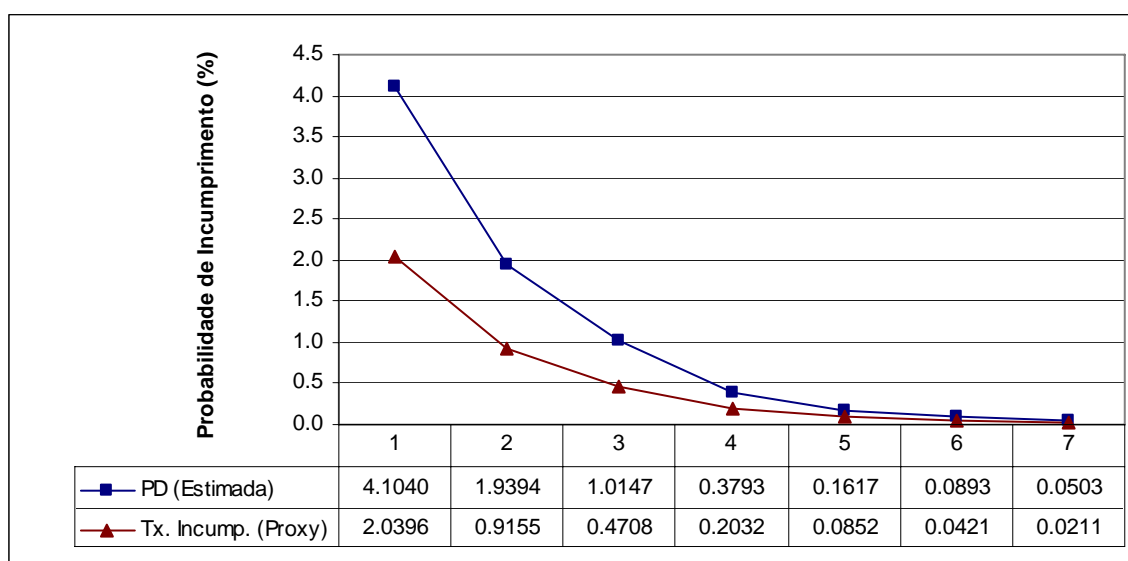


Figura 36 – Teste de desempenho fora da amostra: PD médias por grau de risco

Os valores indiciam a proximidade entre as estimativas das probabilidades de incumprimento e o *proxy* da taxa de incumprimento, não obstante as limitações a que o teste se encontra sujeito. Em termos de desempenho, sobressai o facto de a metodologia desenvolvida conduzir a probabilidades de incumprimento mais conservadoras, não se registando excepções em nenhum dos graus de risco, como recomendam as disposições regulamentares e os princípios de gestão do risco.

Em linha com as opções seguidas no teste de desempenho fora do tempo, escolheu-se o teste *t para amostras emparelhadas*, sendo necessário confirmar a associação entre as séries envolvidas (probabilidade de incumprimento e *proxy* da taxa de incumprimento) e a aderência à distribuição «Normal», como assinalam Pestana e Gageiro (2005). No quadro seguinte são apresentados os *outputs* do SPSS sobre os resultados dos testes para verificar o grau de correlação e a aderência dessas séries à «Normal».

Quadro 56 – Resultados dos Testes de Associação e de Aderência à «Normal»

Paired Samples Correlations				
Pair		N	Correlation	Sig.
1	PD & Proxy	7	1,000	,000

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Proxy	,259	7	,171	,776	7	,031
PD	,252	7	,200*	,770	7	,027

*. This is a lower bound of the true significance.
a. Lilliefors Significance Correction

Os resultados dos testes de associação e de aderência à distribuição «Normal» apontam no sentido da verificação dos pressupostos de utilização dos *testes t para amostras emparelhadas*. Com efeito, o nível de correlação entre as séries é inequívoco e a aderência das séries à distribuição «Normal» é suportada pelos valores do teste de Kolmogorov-Smirnov. Os resultados (*outputs* do SPSS) são apresentados de seguida.

Quadro 57 – Teste *t para Amostras Emparelhadas*

Paired Samples Test									
		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference				
					Lower	Upper			
Pair 1	PD & Proxy	,5658857	,7532489	,2847013	-,1307533	1,2625247	1,988	6	,094

Os resultados do *teste t para amostras emparelhadas* apontam no sentido da ausência de diferenças estatisticamente significativas entre as probabilidades de incumprimento estimadas e o *proxy* da taxa de incumprimento, por grau de risco. A hipótese nula de uma diferença de valores entre cada par de observações ser igual a zero é, pois, rejeitada no intervalo de confiança a 95%, como comprova o facto de o valor zero estar abrangido na amplitude desses intervalos. Apesar do sentido favorável dos resultados, volta a assinalar-se as limitações que enfrenta, ligadas ao facto de a taxa de incumprimento ser nula e da solução considerada, que se baseia num *proxy* daquela taxa.

À semelhança do sucedido no teste de desempenho fora do tempo, e por uma questão de consistência de procedimentos, procedeu-se a uma análise mais detalhada dos graus de risco previstos, para 2006, com base em informação referente ao período 2001-2005, para cada operação, e os que vieram efectivamente a registar-se, apurados através do cálculo da medida de intensidade de baixa sinistralidade, entendida como *proxy* da taxa de incumprimento. Os elementos que suportam essa análise estão sistematizados no quadro seguinte, organizado para leitura em linha.

Quadro 58 – *Teste de Desempenho Fora da Amostra – Graus de Risco*

2005	2006						
	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7
G1	0	0	0	0	0	0	0
G2	0	0	0	0	0	0	0
G3	0	0	0	100,0%	0	0	0
G4	0	0	0	43,8%	37,5%	18,8%	0
G5	5,9%	0	0	0	52,9%	29,4%	11,8%
G6	0	0	0	0	22,7%	59,1%	18,2%
G7	0	0	0	0	3,0%	6,1%	90,9%

Antes da apreciação dos resultados constantes do quadro anterior, é importante ter presente que o facto de estarem envolvidas cerca de 100 operações aconselha alguma prudência, sob pena de distorção da análise. É o caso da percentagem de operações que se previa ficar no grau «5» (5.9%), mas que, em 2006, se verificou ter ficado no grau «1». Com efeito, a existência do único incumprimento da amostra, nesse ano, num grau de

risco composto por apenas 17 operações, não poderá ser isolada das conclusões, apesar da reacção da *iLD*, que passou de 89.53 para 63.15. Por outro lado, há a reter o facto de o teste de desempenho se basear numa amostra que revela indícios de quebra de estrutura face à envolvida no desenvolvimento do modelo, conforme sugere a ausência de operações incluídas nos dois primeiros graus. Neste contexto, a aplicação da metodologia desenvolvida a uma nova amostra traduziu-se numa percentagem global de antecipação do grau de risco de cerca de 2/3 (células sombreadas a verde, no quadro anterior), sendo que, da parcela restante, a maioria ficou posicionada num grau de risco superior ao estimado (células sombreadas a amarelo), ou seja, o risco de crédito previsto foi superior ao efectivamente registado, correspondente a cerca de 25% do total da amostra. A estimação de um grau de risco inferior ao efectivamente registado (células sombreadas a vermelho, no quadro anterior) ocorreu em apenas 9 operações, situadas, na sua grande maioria (7), no grau de risco imediatamente inferior. Dos 2 casos remanescentes, um registou incumprimento e o outro assistiu a uma queda do valor da exposição superior a 25 vezes, entre 2005 e 2006, partindo de valores da ordem dos 20 milhões de euros, o que arrastou a medida de intensidade de baixa sinistralidade (corrigida) de 100 para 88.89.

Concluídos os testes de desempenho fora do tempo e fora da amostra, foi possível recolher indícios, com significado estatístico, sobre a capacidade de antecipação dos graus de risco das operações incluídas nas diferentes amostras e sobre a existência de uma margem de conservadorismo nas estimativas. Contudo, a ausência de incumprimentos na amostra utilizada no teste de desempenho fora da amostra e o número exíguo de incumprimentos na amostra utilizada no teste de desempenho fora do tempo impuseram limitações significativas ao desenho desses testes, que colocam em causa o grau de fiabilidade dos resultados. Nesta perspectiva, ganha especial importância o conjunto de testes a realizar na óptica do *benchmarking*, a abordar no próximo subponto.

5.5.2 *Benchmarking*

A comparação de estimativas internas com informação externa, de cariz público ou privado, é outra das ferramentas incluída no âmbito da validação quantitativa. Na verdade, atentas as limitações associadas à utilização de testes estatísticos, designadamente, devido à existência de correlações e à insuficiência de dados, a técnica de *benchmarking* revela-se útil enquanto complemento dos métodos utilizados no *backtesting*, dada a flexibilidade que proporciona, conforme é reconhecido por Tasche (2005, p. 97) no *Working Paper 14* do Comité de Supervisão Bancária de Basileia:

«(...) benchmarking appears to be part of validation but may to some extent be more flexible, as it allows banks and supervisors to decide what benchmark is most appropriate and to enforce decision rules on how the IRB system should behave. In this respect, benchmarking replaces a purely formal validation process (which is not always available) with a more empirical and operational approach».

O CEBS define *benchmarking* como «(...) comparing the outputs of the reviewed risk rating systems with relevant external data sources provided that those data are appropriate to the portfolio» (CEBS, 2006, p. 99), acentuando a importância da consistência das fontes de dados utilizadas como referência ou padrão. De acordo com a citada publicação do Comité de Basileia, a questão da consistência decorre não apenas da definição de incumprimento, mas também dos *inputs* e da estrutura da base de dados que serve de *benchmark* (Tasche, 2005). Para além da compatibilidade da definição de incumprimento, será necessário assegurar a coincidência entre o conteúdo do *benchmark* e os *inputs* necessários à base de dados do sistema de notação, como é o caso da utilização de dados baseados num mesmo normativo contabilístico. Por outro lado, a estrutura da base de dados do *benchmark* deve concordar com a área de aplicação do sistema de notação. Por exemplo, para testar a notação de uma empresa é necessário garantir, no *benchmark*, que a classe de risco Empresas coincide com a área de aplicação do sistema de notação. No tocante à avaliação de resultados de um exercício de *benchmarking*, é indispensável

prever o estabelecimento de limites de tolerância, devidamente acompanhados por procedimentos a desencadear, caso sejam ultrapassados.

A realização de exercícios de *benchmarking* pode seguir duas abordagens – comparação baseada num painel representativo (interno ou externo), por exemplo, o conjunto de exposições com menor probabilidade de incumprimento, ou numa medida externa, caso das taxas históricas de incumprimento. A abordagem baseada na constituição de um painel (*peer group*) tem particular interesse sempre que é possível reunir um conjunto de mutuários comuns. Porém, em termos de implementação emergem dificuldades, desde logo no plano da identificação dos mutuários e do mapeamento das notações¹³³. A abordagem baseada na comparação com um padrão externo permite actuar sobre os domínios da calibração e da validação de estimativas, ganhando especial relevo quer a questão da selecção do padrão de referência quer a questão do mapeamento. A título ilustrativo, há que ter presente, no primeiro caso, que a utilização de um mesmo padrão de referência para efectuar comparações na carteira de empresas não pode ser arredada do facto de poderem existir, nessa carteira, exposições sobre grandes empresas e sobre pequenas e médias empresas. No segundo caso – ligado à definição de regras que permitem relacionar, de forma não ambígua, dois sistemas –, é essencial ter presente não apenas a granularidade do sistema de notação, mas também a distribuição das probabilidades de incumprimento por graus de risco. Por outro lado, Ricke e Pföstl (2007, p. 121) recomendam que *«if the model to be validated is a through-the-cycle model, external ratings would appear to be appropriate as a benchmark. In the case of a point-in-time model, however, a market-based proxy should be used as a benchmark»*, e assinalam, também, a necessidade de compatibilização dos parâmetros de risco (*v.g. ratings* baseados na probabilidade de incumprimento ou na perda esperada) e do horizonte temporal envolvido.

¹³³ Na literatura sobre validação de sistemas de notação têm surgido propostas sobre a utilização de notações atribuídas por diferentes entidades, baseada em medidas de distância. É o caso da proposta de Hornik et al. (2007), especialmente apelativa para as autoridades de supervisão apurarem a proximidade ou afastamento das notações atribuídas pelos bancos, em sede do método IRB.

Em linha com os princípios que têm norteado os trabalhos levados a cabo durante a fase de desenvolvimento, já reflectidos nos testes de desempenho da fase de validação, o exercício de *benchmarking* é enquadrado pelas disposições regulamentares aplicáveis, previstas na Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, em que é concedido especial relevo à: (i) consistência em relação à definição de incumprimento utilizada, ao tipo de carteira em causa e ao período de observação abrangido (ponto 10, Parte 1, Anexo I) e à (ii) definição de níveis de aceitação para as potenciais discrepâncias entre estimativas internas e externas (ponto 12, Parte 1, Anexo I). Depois de ponderadas as exigências anteriores e enquadradas as especificidades das carteiras de baixa sinistralidade, concluiu-se que a realização de exercícios de *benchmarking* sobre a metodologia será baseada na comparação com dados sobre taxas históricas de incumprimento, divulgados por agências de *rating*, e com resultados decorrentes da aplicação de uma das metodologias de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade apresentada no capítulo 4, o princípio da Estimativa Mais Prudente.

As restantes metodologias revistas nesse capítulo não foram consideradas para efeitos do exercício de *benchmarking*, por diferentes razões. A proposta de Schuermann e Hanson (2003), dedicada à estimação de intervalos de confiança, não é aplicável a carteiras que não apresentem incumprimentos nem para as que não disponham de histórico de notação. A primeira restrição explica a exclusão. Os resultados da abordagem da Verosimilhança são compatíveis com os da proposta de Pluto e Tasche (2005), como é reconhecido por Forrest (2005) (*vide* ponto 4.3.1). A aplicação da metodologia baseada na opinião de peritos, desenvolvida por Kiefer (2006), envolve, desde logo, dificuldades de implementação, não sendo viável para o número de operações incluídas na amostra de desenvolvimento (no total, 1339 – *vide* Figura 20). O recurso à metodologia dos choques aleatórios, construída por Sabato (2006), requer a assunção de diversos pressupostos, que inviabilizaram as tentativas de implementação, por comprometerem as comparações.

5.5.2.1 Taxas Históricas de Incumprimento – Standard & Poor’s e Moody’s

À partida, o princípio genérico envolvido na realização do exercício de *benchmarking* a partir da utilização de taxas históricas de incumprimento foi o de seguir, tanto quanto possível, os procedimentos adoptados na fase de desenvolvimento. Como é sabido, a informação sobre taxas históricas de incumprimento foi incorporada na etapa de calibração das probabilidades de incumprimento. A esse propósito, recorreu-se a informação disponibilizada pela Standard & Poor’s, no relatório «Annual 2006 Global Corporate Default Study and Rating Transitions», que contém dados sobre a média acumulada das taxas de incumprimento por notação, entre 1981 e 2006, para o efeito até à chamada *categoria de investimento* (Standard & Poor’s, 2007). Contudo, a informação disponível sobre as taxas de incumprimento registadas no ano de 2006 não é detalhada ao ponto de discriminar essas taxas por grau da escala de *rating*, o que limita os termos da comparação. Na verdade, os dados desse relatório referem-se à taxa média de incumprimento acumulada ao longo de 15 anos após a concessão de crédito, sendo que os valores correspondentes ao período de 6 anos serviram de base à calibração das probabilidades de incumprimento durante a fase de desenvolvimento. Uma possível escolha da taxa média de incumprimento acumulada referente ao fim dos referidos 15 anos também foi considerada inapropriada, agravada pelo facto de se basear num horizonte temporal mais vasto (1981-2006) do que o considerado na metodologia desenvolvida (2000-2005).

Ainda assim, mesmo com estas limitações, optou-se pela escolha de uma solução assente na informação disponibilizada no referido relatório (Standard & Poor’s, 2007), dado que a mesma envolve mutuários – as empresas com presença global – em que as características de baixa sinistralidade são reconhecidas e é compatível com as definições de incumprimento seguidas no desenvolvimento da metodologia da *iLD*, uma vez que os critérios têm por base protocolos internacionais reconhecidos, que incluem as situações de incumprimento, falência e reestruturação (por exemplo, o protocolo ISDA – International Swaps and Derivatives Association).

A escolha recaiu na taxa média de incumprimento global (categorias de *investimento* e de *especulação*) do ano de 2006, equivalente a 0.36%, dado que a taxa média de incumprimento da *categoria de investimento*, para o mesmo ano, foi nula (Standard & Poor's, 2007). Portanto, este primeiro exercício de *benchmarking* envolve as probabilidades de incumprimento estimadas associadas a cada grau de risco, para o ano de 2006, desenvolvidas com informação sobre o período 2000-2005, e a taxa média de incumprimento publicada pela Standard & Poor's (2007), também para o ano de 2006.

As conclusões sobre os resultados são apoiadas por um teste, destinado a verificar se existem ou não diferenças estatisticamente significativas entre as probabilidades de incumprimento estimadas e a taxa de incumprimento, referentes ao ano de 2006. O teste escolhido foi o teste *t* para uma amostra, que permite «testar se a média da população assume um determinado valor, ou dito de outra forma, se uma dada amostra provém de um universo com uma dada média» (Pestana e Gageiro, 2005, p. 251). Neste caso, está em causa a taxa de incumprimento de 0.36% face às probabilidades de incumprimento estimadas assinaladas na Figura 29.

A condição a verificar para realizar os testes *t* é a de que, em amostras de dimensão igual ou inferior a 30, as séries tenham aderência à distribuição «Normal» (Pestana e Gageiro, 2005). No quadro seguinte (em parte, apresentado no Quadro 56), reproduz-se o *output* do SPSS do teste de Kolmogorov-Smirnov sobre as probabilidades de incumprimento estimadas, cujos valores apontam no sentido da aderência da série à distribuição «Normal».

Quadro 59 – Resultados dos Teste de Aderência à «Normal»

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
PD (estimada)	.259	7	.171	.776	7	.031

a. Lilliefors Significance Correction

Verificada a condição da normalidade, indispensável à realização de *testes t* em amostras de dimensão igual ou inferior a 30, é possível avançar para a variante deste tipo de teste que permite comparar as diferenças entre as estimativas das probabilidades de incumprimento com a taxa de incumprimento – o *teste t para uma amostra*. No quadro seguinte disponibiliza-se o *output* do SPSS com os respectivos resultados.

Quadro 60 – *Teste t para uma Amostra (Standard & Poor's)*

One-Sample Test						
Test Value = 0.36						
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD (estimada)	1.327	6	.233	.7455286	-.6292949	2.1203521

Os resultados do quadro anterior indicam que para um nível de significância de 0.233 a diferença média de 0.7455 não é estatisticamente significativa, como sugere a inclusão do valor zero no intervalo de confiança a 95%. Por conseguinte, com base nos resultados do *teste t para uma amostra*, não é possível rejeitar a hipótese de as probabilidades de incumprimento estimadas para o ano de 2006, por grau de risco, serem diferentes da taxa média de incumprimento do ano de 2006 das categorias de *investimento* e de *especulação* (neste ano, situadas em mínimos dos últimos 10 anos), com base em informação do período 2000-2005 publicada em Standard & Poor's (2007).

Na expectativa de confrontar os resultados anteriores, procurou-se reunir informação comparável, a partir de outra fonte. As taxas médias anuais de migração de *rating*, no período 1983-2006, publicadas no relatório «Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2006» (Moody's, 2007a), reúnem condições comparáveis às consideradas para efeitos do *benchmarking* anterior, designadamente, envolve mutuários em que as características de baixa sinistralidade são reconhecidas e é compatível com as definições de incumprimento seguidas no desenvolvimento da metodologia da *iLD*.

Em linha com os dados publicados em Standard & Poor's (2007), a informação respeitante ao ano de 2006 apresenta um nível de sinistralidade nulo, conforme representado na Figura 5. Também à semelhança do exercício de *benchmarking* anterior, as conclusões são apoiadas nos resultados no *teste t para uma amostra*. O objectivo passa agora por comparar a taxa de incumprimento de 0.543%, disponível em Moody's (2007a), com as probabilidades de incumprimento (estimadas) assinaladas na Figura 29.

Uma vez confirmada a aderência da série das probabilidades estimadas à distribuição «Normal», com base nos resultados apresentados no Quadro 59, seguem-se os resultados do *teste t para uma amostra*.

Quadro 61 – *Teste t para uma Amostra (Moody's)*

One-Sample Test						
	Test Value = 0.543					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
PD (estimada)	1.001	6	.355	.5625286	-.8122949	1.9373521

A conclusão deste teste também aponta no sentido da não rejeição da hipótese de as probabilidades de incumprimento estimadas para o ano de 2006, por grau de risco, com base em informação do período 2000-2005, serem diferentes da taxa média de incumprimento do ano de 2006, para as categorias de *investimento* e de *especulação*¹³⁴, publicada em Moody's (2007a). Com efeito, os resultados do quadro anterior indicam que a diferença média de 0.5625 não é estatisticamente significativa, como indicia a amplitude do intervalo de confiança, para um nível de significância de 0.355.

¹³⁴ Apesar de o modelo da iLD ter sido desenvolvido para a categoria de investimento, os valores registados em 2006 foram historicamente reduzidos – «*Relatively low interest rates, tight corporate bond yield spreads, ample liquidity and robust debt issuance helped keep corporate defaults near historic lows in 2006. Moody's global speculative-grade corporate default rate fell from 1.80% in 2005 to 1.57% in 2006, marking the fifth consecutive annual decline and its lowest year-end level in over two decades*» (Moody's, 2007a, p. 4).

5.5.2.2 Princípio da Estimativa Mais Prudente (Pluto e Tasche, 2005)

O ponto 4.1 foi dedicado à apresentação da metodologia de Pluto e Tasche (2005) sobre a estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras com um número reduzido, ou mesmo nulo, de incumprimentos. As probabilidades de incumprimento estimadas gozam da propriedade da monotonia e são calculadas como limite superior de intervalos de confiança, com base no chamado *princípio da Estimativa Mais Prudente*.

Em relação ao desenho do exercício de *benchmarking*, escolheu-se como referência a variante da metodologia em que não é contemplado qualquer efeito de correlação, quer ao nível dos graus de risco quer ao longo do tempo, atendendo aos pressupostos admitidos na fase de desenvolvimento da metodologia baseada na *iLD*. Convém, também, realçar que o desenho do exercício tomou em consideração o facto de as exposições utilizadas na fase de desenvolvimento (2000-2005) e no teste de desempenho fora do tempo (2006) não terem registado incumprimentos.

As simulações preliminares para calcular as probabilidades de incumprimento sugerem, como haviam assinalado Pluto e Tasche (2005), que além do nível de confiança escolhido, o principal determinante do comportamento do limite superior do intervalo é a dimensão da amostra. Assim, foi necessário escolher o horizonte temporal que assegurasse melhor garantia de compatibilidade com os pressupostos assumidos na fase de desenvolvimento. Desde logo, subsistiam reservas quanto à validade da comparação entre probabilidades de incumprimento resultantes da metodologia baseada na *iLD* – estimadas para o ano de 2006 e geradas com base em informação relativa ao período 2000-2005 – e da proposta de Pluto e Tasche (2005), assente no número de exposições incluído em cada grau de risco, apenas no ano de 2006. Esta particularidade é reconhecida por Pluto e Tasche (2005, p. 6): «*Results of the PD estimations would decrease sharply, due to the multiple number of borrowers per grade*». Por razões semelhantes, mas com efeitos menos comprometedores em termos de compatibilidade, encontra-se a comparação sobre o ano de 2006, a partir do número total de exposições incluídas em cada grau de risco, entre 2000 e 2006.

O desenho do exercício de *benchmarking* que suscitou menos reservas do ponto de vista da proximidade entre as metodologias privilegiou a informação que serviu de base às estimações, e envolveu a amostra compreendida entre o período 2000-2005 – uma vez que as probabilidades de incumprimento estimadas, para o ano de 2006, resultam, precisamente, do comportamento da *iLD* ao longo do período antecedente – e a agregação do número de exposições em cada grau de risco, ao longo desses seis anos da amostra. De acordo com o procedimento recomendado (Pluto e Tasche, 2005), o número de mutuários a considerar em cada grau de notação resulta da soma do número de mutuários, nesse grau, ao longo do período em análise.

Outro aspecto que importa justificar prende-se com a escolha do nível de confiança. Por razões fundamentadas nas disposições regulamentares, que fazem apelo à utilização de uma margem de conservadorismo reforçada, optou-se por fixar o nível de confiança em 99%. As probabilidades de incumprimento disponibilizadas na figura seguinte foram calculadas para o ano de 2006 e resultam das estimativas baseadas em informação sobre a *iLD*, para o período 2000-2005, e no princípio da Estimativa Mais Prudente, a partir de informação sobre as exposições incluídas em cada grau de risco no mesmo período.

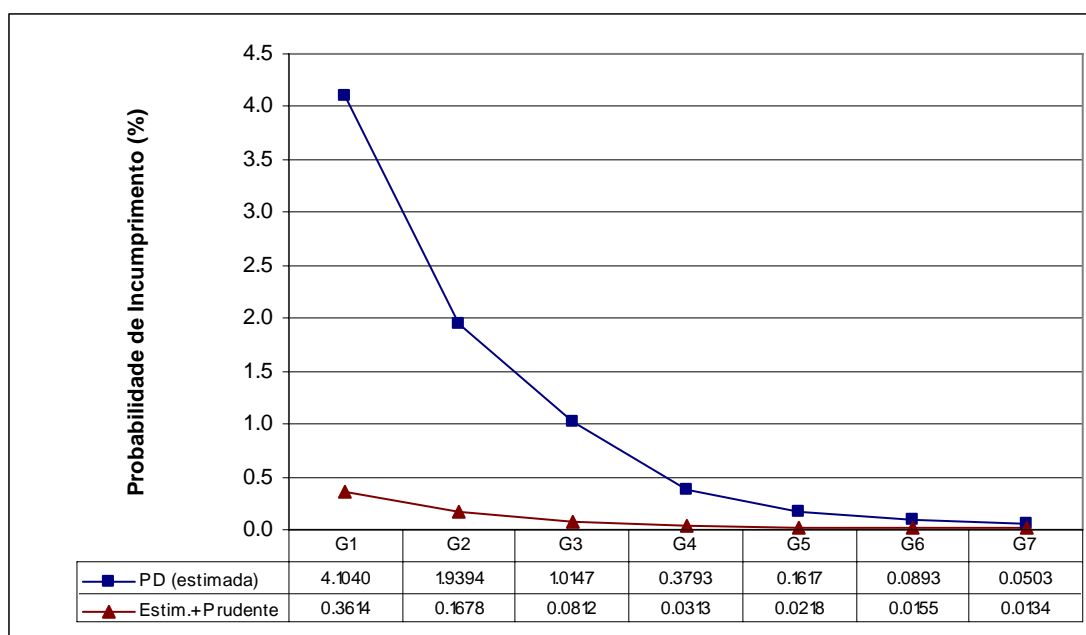


Figura 37 – Benchmarking (Princípio da Estimativa Mais Prudente): Resultados

Os dados anteriores sugerem que, em todos os graus de risco, as probabilidades baseadas na *iLD* são mais conservadoras do que as resultantes do princípio da Estimativa Mais Prudente. Para apurar se as diferenças observadas nas médias são estatisticamente significativas, vai realizar-se o *teste t para duas amostras independentes*. Como tem vindo a ser assinalado em amostras de dimensão igual ou inferior a 30, este tipo de teste exige que os grupos em análise tenham distribuição «Normal». Para verificar a normalidade, foram conduzidos testes de aderência Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk (Pestana e Gageiro, 2005), cujos resultados, no que respeita à série das probabilidades de incumprimento obtidas a partir da metodologia de Pluto e Tasche (2005) – uma vez que a aderência da série das probabilidades de incumprimento estimadas já foi confirmada (*vide* testes anteriores) –, são disponibilizados de seguida.

Quadro 62 – Testes de Aderência à «Normal» (Pluto e Tasche, 2005)

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
PD (Estimada)	.259	7	.171	.776	7	.031
Estim. + Prud.	.272	7	.126	.746	7	.015

a. Lilliefors Significance Correction

Os resultados dos testes anteriores apontam no sentido da normalidade da série das probabilidades de incumprimento obtidas a partir de Pluto e Tasche (2005). Assim, estão reunidas as condições para a realização do *teste t para duas amostras independentes*, que visa apurar se as diferenças observadas nas respectivas médias são estatisticamente significativas, ou seja, se os valores médios amostrais provêm de populações com os mesmas probabilidades de incumprimento médias. De acordo com os resultados disponibilizados no quadro seguinte, e tendo em conta que o teste de Levene sugere a igualdade de variâncias, a diferença entre as médias das probabilidades de incumprimento estimadas e baseadas em Pluto e Tasche (2005) não é estatisticamente significativa (valor zero incluído no respectivo intervalo de confiança a 95%).

Quadro 63 – Testes t para Duas Amostras Independentes (Pluto e Tasche, 2005)

Independent Samples Test										
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
PD (Estim.) vs. PD (E+P)	Equal variances assumed	8.572	.013	1.785	12	.100	1.0066143	.5639490	-.2221251	2.2353537
	Equal variances not assumed			1.785	6.089	.124	1.0066143	.5639490	-.3684251	2.3816536

Em seguida, na tentativa de recolher indicações mais precisas sobre o grau de conservadorismo implícito nas estimativas, procurou-se avaliar em que medida a análise estava a ser condicionada pelo facto de o limite superior das estimativas da probabilidade de incumprimento ultrapassar a taxa média de incumprimento da carteira. Com o propósito de apurar a validade dessa suposição, apresentam-se, na figura seguinte, os resultados da aplicação de um factor de escala, a chamada *tendência central*, quer às probabilidades de incumprimento estimadas (equivalente a 0.0503%) quer às probabilidades de incumprimento resultantes de Pluto e Tasche (2005) – equivalente a 0.134% –, conforme sugerem os mesmos autores – *vide* ponto 4.1.3.

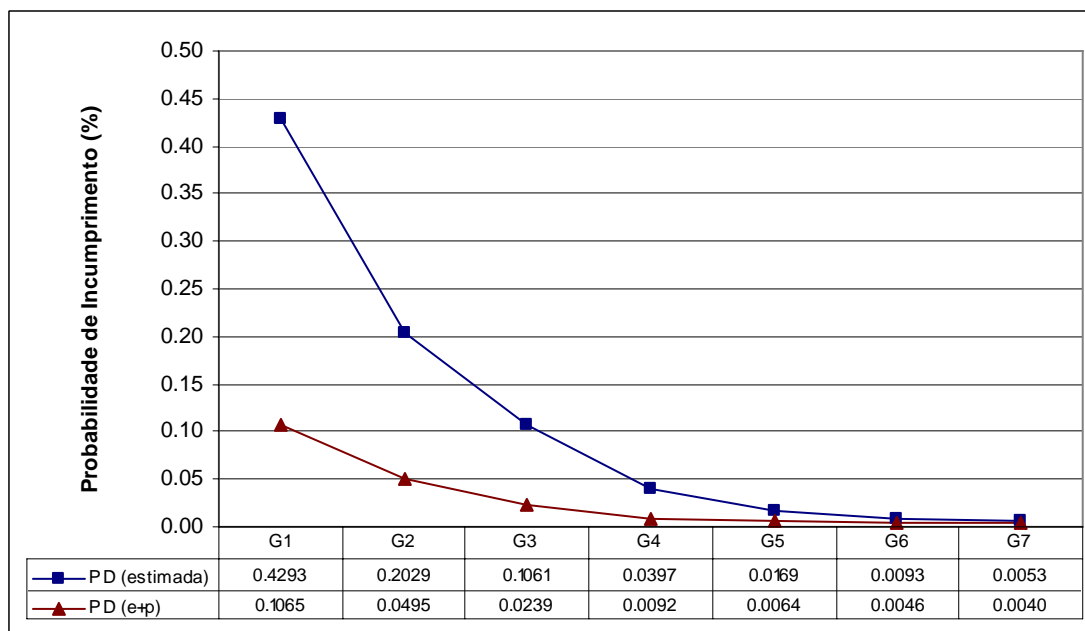


Figura 38 – Benchmarking (Princípio da Estimativa Mais Prudente): Tendência central

A correcção anterior visa assegurar uma base de comparação idêntica para as estimativas das probabilidades em causa e, como tal, não deve ser interpretada de forma absoluta, apesar de preservada quer a dependência das estimativas da probabilidade de incumprimento do número de mutuários presente em cada grau de risco quer a propriedade da monotonia das probabilidades de incumprimento.

Para apurar se as diferenças observadas nas médias são estatisticamente significativas, vai realizar-se o teste *t* para duas amostras independentes, seguindo-se os procedimentos assinalados no teste anterior sobre a metodologia de Pluto e Tasche (2005) – aderência à distribuição «Normal» – com os seguintes resultados.

Quadro 64 – Testes de Aderência à «Normal» (Tendência Central)

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Tend. Central (E+P)	.273	7	.125	.746	7	.015
Tend. Central (Estim.)	.259	7	.172	.776	7	.031

a. Lilliefors Significance Correction

Os resultados anteriores apontam no sentido da normalidade das séries das probabilidades de incumprimento, depois de sujeitas à correcção através da tendência central (Pluto e Tasche, 2005), possibilitando a utilização do teste *t* para duas amostras independentes.

Quadro 65 – Testes *t* para Duas Amostras Independentes (Tendência Central)

Independent Samples Test										
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
Tendência Central: PD (Estim.) vs. PD (E+P)	Equal variances assumed	5.593	.036	-1.430	12	.178	-8.6E-02	6.05E-02	-.2182754	4.53E-02
	Equal variances not assumed			-1.430	6.707	.198	-8.6E-02	6.05E-02	-.2307904	5.78E-02

Sem perder de vista que o teste de Levene conduz à rejeição da hipótese de igualdade das variâncias, os resultados do teste *t para duas amostras independentes* sugerem que a diferença entre as médias das probabilidades de incumprimento não é estatisticamente significativa. No essencial, merece realce a confirmação da proximidade estatística entre as probabilidades de incumprimento estimadas e as resultantes da proposta de Pluto e Tasche (2005), apesar da existência de uma margem de conservadorismo naquelas estimativas.

5.5.3 Outros Testes de Validação

O tema do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade tem, também, registado notoriedade na vertente da validação de estimativas de probabilidades de incumprimento. As propostas de Balthazar (2004) e de Dwyer (2006) são exemplos ilustrativos, baseados, respectivamente, na estimação de intervalos de confiança, recorrendo ao método de simulação de *Monte Carlo*, e na simulação da distribuição de incumprimentos, assente nos modelos da abordagem estrutural.

Antes, porém, é necessário dar conta de outra proposta surgida na literatura, sobre validação de modelos de *rating* para carteiras de baixa sinistralidade através de *benchmarking* (Ricke e Pfössl, 2007), a qual não é possível considerar para efeitos da validação das probabilidades de incumprimento estimadas com base na *iLD*.

O ponto de partida da proposta de Ricke e Pfössl (2007, p. 120) passa pelo reconhecimento das dificuldades de realização de exercícios de *backtesting* em carteiras de baixa sinistralidade (conforme citado no ponto 5.5.1), o que cria margem para alargar os exercícios de *benchmarking* a métodos «*such as the comparison of internal ratings with ratings by rating agencies and with proxies for default risk derived from market prices*». Com efeito, a referida proposta consubstancia-se num exercício de *benchmarking* para a validação quantitativa de modelos de *rating* para carteiras de baixa sinistralidade sistémicas (na aceção apresentada no ponto 2.1), na qual a ordenação das

probabilidades de incumprimento é comparada com a ordenação das notações das agências de *rating* ou com *proxies* do risco de incumprimento observáveis no mercado de capitais (*v.g.* prémios de *credit default swap* e *spreads* de obrigações).

A metodologia de *benchmarking* de Ricke e Pförtl (2007) fixa-se no cálculo de uma medida de sentido e intensidade de associação entre variáveis ordenadas – do tipo τ de Kendall –, desenvolvida por Emond e Mason (2002, citados em Ricke e Pförtl, 2007). A medida (τ_x) é calculada sobre uma amostra com n operações, a partir de uma matriz ($n \times n$) para as variáveis a e b , de acordo com a seguinte especificação:

$$\tau_x = \frac{\sum_{x=1}^n \sum_{y=1}^n a_{xy} b_{xy}}{n(n-1)} \quad (5.56)$$

em que: (i) $a_{xy} = 1$ é o valor a considerar na matriz quando a operação x tem probabilidade de incumprimento maior ou igual à da operação y ; (ii) $a_{xy} = -1$ é o valor a considerar na matriz quando a operação x tem probabilidade de incumprimento menor do que a da operação y ; e (iii) $a_{xy} = 0$ é o valor a considerar na diagonal da matriz (igualmente aplicáveis à variável b). Os valores da medida variam entre -1 e 1, em função da intensidade de associação entre as variáveis a (*v.g.* estimativas de probabilidade de incumprimento) e b (*v.g.* *spreads* de obrigações).

Em termos de implementação, a metodologia de validação de Ricke e Pförtl (2007) pode, à partida, ser considerada exigente, em termos de informação e de cálculo. Desde logo, por implicar que, no *benchmark*, estejam disponíveis dados referentes às mesmas operações a que o sistema interno atribuiu uma probabilidade de incumprimento. E, apesar de pouco complexos, por implicar um volume significativo de cálculos, uma vez que é necessário ordenar cada operação face a cada uma das restantes.

A aplicação desta metodologia às probabilidades de incumprimento estimadas com base na *iLD* ficou, desde logo, condicionada pela inexistência de *benchmarks* a considerar, detectável pelo número reduzido de operações incluídas na amostra de desenvolvimento que dispõem de *ratings* atribuídos por agências especializadas. É de

notar que essa aplicação implicaria a construção de uma matriz (1339 x 1339) e a existência de *benchmarks* para cada uma dessas 1339 operações, por exemplo, através de notações de *rating* ou de prémios de *credit default swaps*. Na prática, seria apenas possível construir a referida matriz, sem dispor de qualquer *benchmark* para a testar. Como sugere o exemplo apresentado por Ricke e Pfösl (2007), o contexto de aplicação deste método de validação quantitativa através de *benchmarking* é essencialmente o segmento de soberanos, para o qual, regra geral, existe disponibilidade de informação, oriunda de diferentes origens, quer das agências de *rating* quer do mercado de capitais.

5.5.3.1 Intervalos de Confiança (Balthazar, 2004)

Num artigo publicado na revista *Risk*, Balthazar (2004) aborda a questão da taxa de incumprimento num grau de risco que deve suscitar reservas sobre as probabilidades de incumprimento estimadas, as quais são incluídas, como se sabe, na fórmula de cálculo de requisitos de fundos próprios, no método IRB. Como peça central da proposta encontra-se o desenvolvimento de um teste de hipóteses com intervalo de confiança determinado a partir de uma versão similar à especificada na equação (1.3). O intervalo de confiança de nível $(1-\alpha)$ para determinada probabilidade de incumprimento é discriminado do seguinte modo:

$$\left[\Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) - \sqrt{\rho} \times \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)}{\sqrt{1 - \rho}} \right); \Phi \left(\frac{\Phi^{-1}(PD) - \sqrt{\rho} \times \Phi^{-1}(\alpha/2)}{\sqrt{1 - \rho}} \right) \right] \quad (5.57)$$

Por exemplo¹³⁵, para uma probabilidade de incumprimento de 0.15%, e seguindo a especificação da correlação proposta pelo BCBS (equação 1.2), obtém-se um intervalo entre [0.00%; 2.43%], a 99%. Assim, se for observada uma taxa de incumprimento fora dos limites do intervalo anterior, poderá admitir-se que existe 99% de possibilidade de a probabilidade de incumprimento estimada não ser válida.

¹³⁵ Pressupostos assumidos: LGD = 100% e EAD = 100 u.m., sem ajustamento de maturidade.

Tendo em conta que a fórmula de determinação de requisitos de fundos próprios (equação 1.3) foi construída com referência a uma carteira sem limitações sobre o número e qualidade de contrapartes, Balthazar (2004) sublinha que a variância das taxas de incumprimento pode ser mais elevada do que a estimada pelo modelo. Nessas condições, propõe que o enviesamento assinalado seja incorporado na especificação do intervalo de confiança, através da técnica de simulação de *Monte Carlo*, percorrendo as seguintes etapas:

- 1) Construção de uma variável aleatória $X \sim N(0,1)$ para a componente de risco sistemático dos activos.
- 2) Construção de um vector de n Y variáveis aleatórias (n corresponde ao número de observações constante do histórico) para a componente de risco específico dos activos.
- 3) Cálculo da rendibilidade, de acordo com a seguinte fórmula:

$$\begin{bmatrix} Z_1 \\ \dots \\ Z_n \end{bmatrix} = \sqrt{\rho}X + \sqrt{1-\rho} \begin{bmatrix} Y_1 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad (5.58)$$

- 4) Definição dos limites de rendibilidade cuja violação conduz à situação de incumprimento, isto é: $T = \Phi^{-1}(PD)$.
- 5) Cálculo do número de incumprimentos da amostra:

$$\sum D_i \begin{cases} D_i = 1 & \text{se } Z_i < T \\ D_i = 0 & \text{se } Z_i \geq T \end{cases} \quad (5.59)$$

- 6) Determinação da probabilidade de incumprimento média da amostra simulada.
- 7) Repetição das etapas anteriores (um número significativo de vezes) para obtenção da distribuição das taxas de incumprimento simuladas, o que possibilita a incorporação do factor de variabilidade face à dimensão da amostra.

Segundo Balthazar (2004), a metodologia anterior constitui uma forma de acrescentar valor à informação incluída no cálculo do intervalo de confiança, que poderá servir de referência ou de teste adicional à validação de probabilidades de incumprimento em graus de risco com número de operações com qualidade de crédito assinalável.

O exercício de *benchmarking* foi desenhado de forma a assegurar a compatibilidade com a metodologia proposta de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Nesse sentido, foi necessário escolher o horizonte temporal de referência (leia-se, número de anos considerados), calcular a probabilidade de incumprimento média, fixar o número de simulações e o nível de confiança, além de assegurar a anulação do efeito do ajustamento de PME, na fórmula da equação (1.3). O número de anos considerado foi 6, correspondente ao período envolvido na amostra de desenvolvimento (2000-2005), enquanto o número de simulações foi fixado em 100.000, equivalente ao valor recomendado por Balthazar (2004). A probabilidade de incumprimento média, equivalente a 1.4555%, foi calculada para o horizonte temporal referido, e resulta dos valores da aplicação da Teoria da Credibilidade (*vide* Figura 32), ponderados pelo número de operações incluídas em cada grau de risco. O intervalo de confiança considerado foi de 99%, em linha com o pressuposto de conservadorismo associado às exigências regulamentares.

Os resultados apurados a partir do método de simulação de *Monte Carlo*, corrido em SAS (código disponível no Apêndice B), são relativos ao número de incumprimentos acumulado (mínimo e máximo) e foram transformados em taxas de incumprimento, através da divisão pelo total de operações incluídas em cada grau de risco, em cada ano. Por exemplo, em 2000, o intervalo de confiança situa-se entre [0%; 12.80%], que se enquadra com o valor proposto de 3.71%. Note-se que o valor proposto decorre da média das probabilidades de incumprimento estimadas em cada ano, ponderada pelo número de operações incluída em cada grau de risco, o que é distinto dos valores estimados das probabilidades de incumprimento, patentes na Figura 29. Os resultados do exercício de *benchmarking* são ilustrados de seguida.

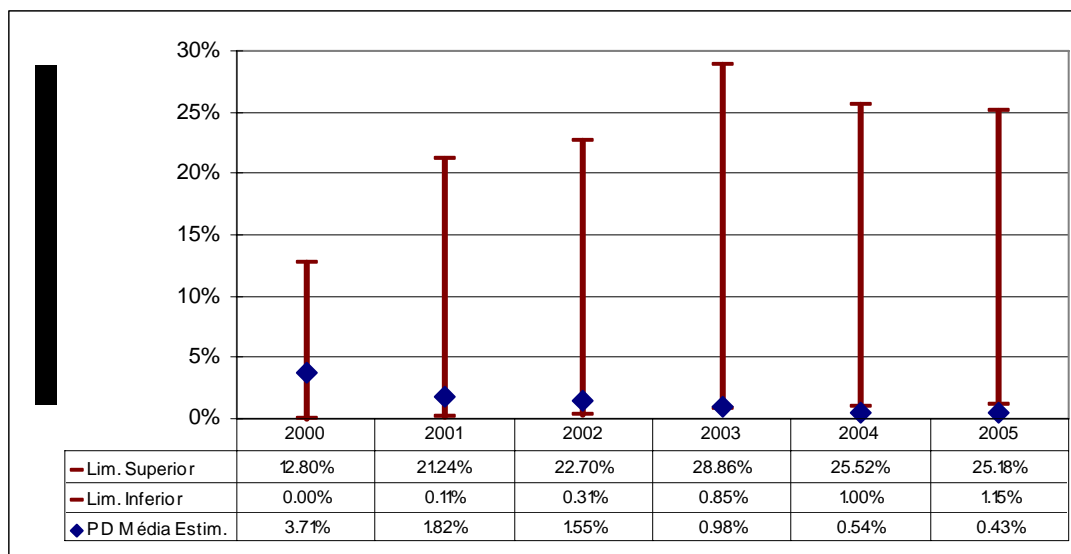


Figura 39 – Simulação de Monte Carlo: Intervalos de confiança (cumulativos) a 99%

Sobre os resultados, há que dar nota do alargamento da amplitude dos intervalos, apenas contrariada em 2004 e 2005, dado o crescimento desigual do número de operações incluídas nesses anos. Não obstante, importa não perder de vista que os resultados obtidos através da metodologia de Balthazar (2004) se referem a probabilidades de incumprimento acumuladas, o que distorce a avaliação do exercício de *benchmarking*. Nesse sentido, o mesmo autor aconselha a anualização dos intervalos de confiança cumulativos, através da seguinte fórmula, recomendada pelo Comité de Basileia (BCBS, 2004):

$$PD_{1\text{ano}} = \sqrt[3]{1 - (1 - PD_{t\text{anos}})} \quad (5.60)$$

Os resultados da anualização dos intervalos de confiança cumulativos são ilustrados na figura seguinte, sendo de salientar a proximidade entre os valores da probabilidade de incumprimento média estimada e o limite mínimo dos intervalos de confiança. Este comportamento situa-se em linha com a maior experiência que passa a ser possível recolher, à medida que se avança no horizonte temporal do exercício, e segue um padrão próximo das probabilidades de incumprimento estimadas para cada grau de risco (*vide* Figura 29).

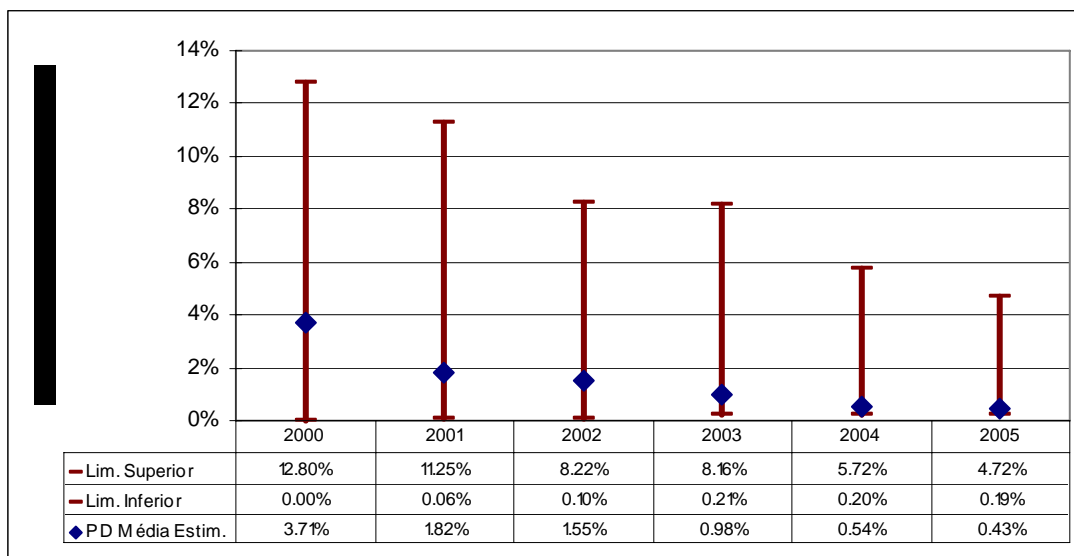


Figura 40 – Simulação de Monte Carlo: Anualização dos intervalos de confiança

Os resultados anteriores vêm, por conseguinte, acrescentar uma margem de validade às probabilidades de incumprimento estimadas com base na medida de intensidade de baixa sinistralidade. Em seguida, procede-se a um novo teste de validação.

5.5.3.2 Simulação da Distribuição de Incumprimentos (Dwyer, 2006)

Dwyer (2006) propõe uma abordagem Bayesiana para validação das estimativas de probabilidades de incumprimento geradas por um modelo, desenhada para carteiras de baixa sinistralidade. A proposta que avançou permite determinar «*the posterior distribution of a PD, given zero realized defaults, thereby providing a framework for determining the upper bound for a PD in relation to a Low-Default Portfolio*» (Dwyer, 2006, p. 1). Como pressuposto, assume que não existe informação disponível sobre a probabilidade de incumprimento de uma carteira, o que conduz a que a distribuição *a priori*¹³⁶ seja

¹³⁶ A menção à distribuição *a priori* resulta, na inferência Bayesiana, da combinação dessa distribuição com os resultados observados, de forma a possibilitar o cálculo da distribuição *posterior* do parâmetro em questão. Conforme sublinha Dwyer (2006, p. 4), «*the prior distribution is intended to represent one's knowledge of the problem at hand*». Mas também reconhece que «*there is always a certain amount of judgement involved in this choice*».

uniformemente repartida entre zero e um¹³⁷. Em particular, perante a observação de um número nulo de incumprimentos, propõe que a distribuição posterior das probabilidades de incumprimento seja determinada para um valor de correlação assumido por hipótese. Segundo o autor, esta metodologia permite estabelecer um limite superior para a probabilidade de incumprimento, de modo a que exista possibilidade (por exemplo, de 99%) de a mesma se encontrar aquém deste valor. É neste contexto que reitera que «*this approach will prove useful in validating the level of the PD in relation to models for low risk portfolios*» (Dwyer, 2006, p. 4).

A proposta de Dwyer (2006) incide na validação de estimativas quando o número de incumprimentos é reduzido ou nulo. O exemplo apresentado situa-se na existência de uma carteira com 1.000 exposições com probabilidade de incumprimento uniforme de 1%, de acordo com o *output* de um modelo de probabilidades de incumprimento de um sistema de notação, e o registo de 5 incumprimentos. Para além de questionar a validade do *output* do modelo, a questão que Dwyer (2006) coloca está ligada à avaliação da qualidade da calibração. Nesse sentido, propõe uma metodologia baseada num modelo de factor único que permita determinar a distribuição dos incumprimentos numa carteira, recorrendo às propostas de Kurbat e Korablev (2002) e Stein (2006).

No plano prático, a metodologia proposta por Dwyer (2006) para simular a distribuição dos incumprimentos decompõe-se em várias fases. Na primeira fase é necessário submeter a rendibilidade da carteira de mercado (r_m) e o risco idiossincrático a choques, a partir da distribuição «Normal». No caso de r_m , trata-se de um choque agregado. No caso de e_j , cada exposição é submetida a tensão. Na segunda fase regista-se o número de exposições que verificam a condição apresentada na equação seguinte (em que q representa a percentagem da variação da rendibilidade dos activos das empresas explicada pelo mercado e Φ^{-1} a distribuição «Normal Inversa»):

¹³⁷ Dwyer (2006) apresenta, igualmente, a descrição da metodologia a aplicar quando a distribuição *a priori* não é uniforme.

$$\sqrt{\rho}r_m + \sqrt{1-\rho}e_j - \Phi^{-1}(PD) < 0 \quad (5.61)$$

Depois de repetir as fases anteriores um determinado número de vezes, dividiu-se o número de incumprimentos registado em cada simulação pelo número de exposições (N). Posteriormente, calcularam-se os percentis, a mediana e a média do número de incumprimentos da distribuição, a partir das diversas simulações.

Dwyer (2006) apresenta os resultados de 100.000 simulações de *Monte Carlo* baseadas em diferentes valores de exposição e correlação, assumindo que $PD=1\%$. Dos mesmos evidenciam-se as seguintes particularidades (Dwyer, 2006): (i) na ausência de correlação, o limite superior da taxa de incumprimento situa-se próximo da taxa média de incumprimento das exposições em carteira; (ii) o limite superior da taxa de incumprimento acentua-se quando se admite o aumento da correlação; e (iii) a mediana da taxa de incumprimento é consideravelmente menor do que a média, o que sinaliza uma eventual sobre-previsão do mínimo de incumprimentos.

Como tem sido regra, também este exercício de *benchmarking* foi desenhado de forma a ser compatível com a metodologia proposta de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Genericamente, a simulação proposta por Dwyer (2006) requer a fixação do número de simulações, do nível de correlação e das probabilidades de incumprimento e do número de operações. Sobre o número de simulações, seguiu-se o valor utilizado nos exercícios realizados por Dwyer (2006) – 100.000. Em relação à correlação e às probabilidades de incumprimento, o critério foi o da aproximação aos pressupostos seguidos na metodologia de estimação de probabilidades de incumprimento, desenvolvida ao longo do ponto 5.4. No primeiro caso, o efeito de correlação não foi considerado. No segundo caso a escolha prendeu-se com as probabilidades de incumprimento estimadas para cada grau de risco. O exercício de *benchmarking* visou, por conseguinte, a comparação entre as probabilidades de incumprimento estimadas para cada grau de risco e as correspondentes taxas de incumprimento que resultam da simulação proposta por Dwyer (2006).

O teste de validação correu em ambiente SAS (código disponível no Apêndice B) e exigiu a simulação da distribuição de incumprimento em cada um dos sete graus de risco considerados, tendo em conta o número de operações incluído nos mesmos e correspondentes probabilidades de incumprimento estimadas. É importante notar que o exercício envolve o número de operações consideradas para o teste de desempenho fora do tempo, para o ano de 2006, ano em que a metodologia desenvolvida foi aplicada na estimação de probabilidades de incumprimento. Na figura seguinte ilustram-se os resultados do exercício de *benchmarking* a partir da média da distribuição para a probabilidade de incumprimento de cada grau de risco.

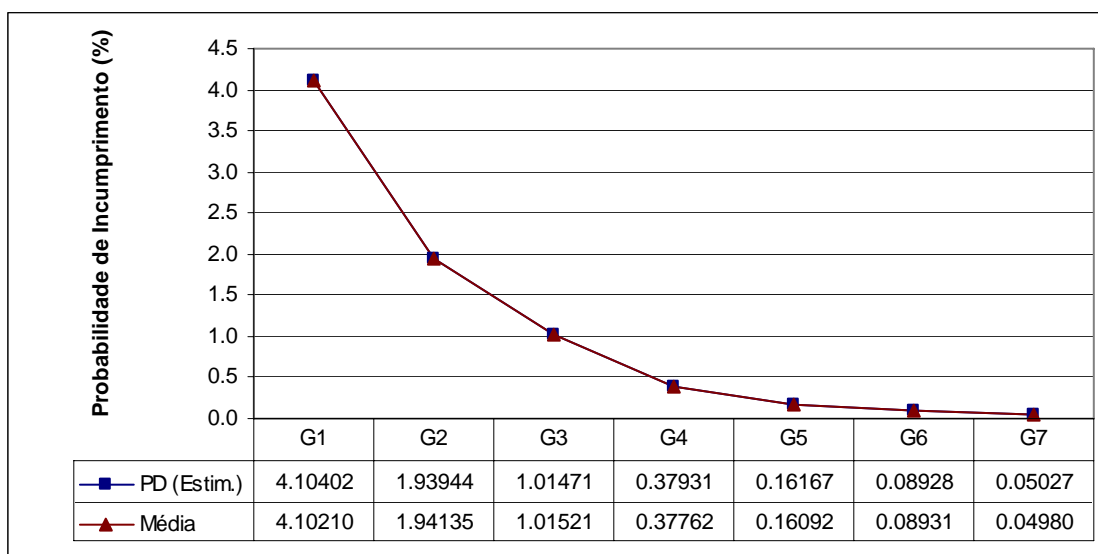


Figura 41 – Estimação da Distribuição de Incumprimento: Média

Os resultados sugerem uma clara proximidade entre as probabilidades de incumprimento estimadas e a média da distribuição de incumprimento, em cada grau de risco. Não obstante, procurou-se recolher indícios sobre a aderência aos pontos mais distantes da distribuição de incumprimento simulada, tendo para o efeito sido escolhido o percentil 99, por ser conservador, conforme ilustrado na figura seguinte.

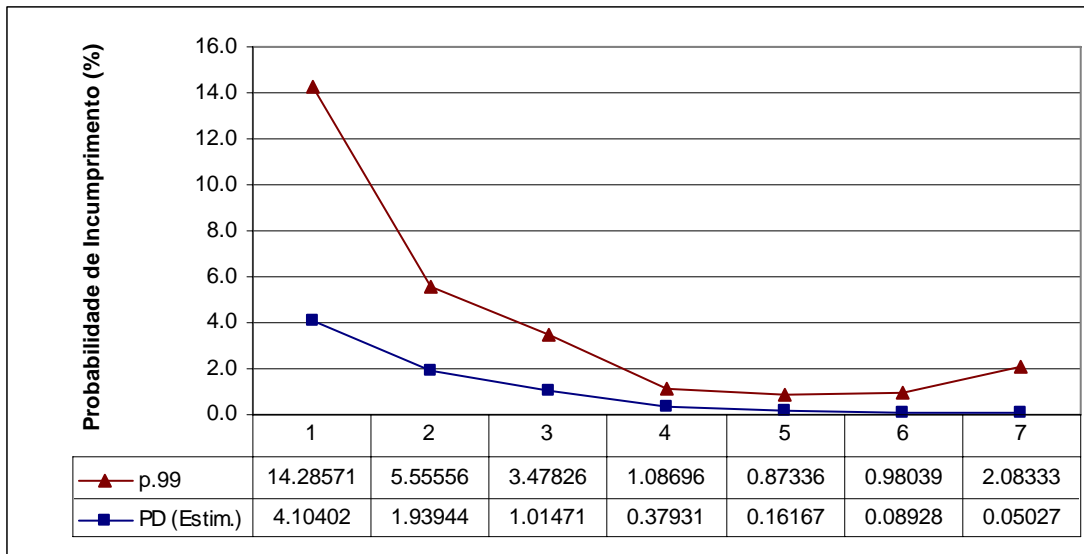


Figura 42 – Estimação da Distribuição de Incumprimento: Percentil 99

Em função dos resultados anteriores, justificam-se dois comentários. O primeiro é sobre a maior expressão das probabilidades de incumprimento que resultam da distribuição de incumprimento no percentil 99. Deve, no entanto, recordar-se que, de acordo com as disposições regulamentares, a probabilidade de incumprimento de cada grau de risco é equivalente à média das probabilidades de incumprimento das operações nos mesmos incluídas. O segundo comentário é sobre a não verificação da propriedade da monotonia a partir do grau 5, o que colide com a opção metodológica considerada na etapa de calibração (*vide* ponto 5.4.4), recomendada por Pluto e Tasche (2005) e por Schuermann e Hanson (2004)

A correcção genérica da diferença na propriedade da monotonia, através da ordenação sequencial por grau de risco, ilustrada na figura seguinte, permite confirmar o argumento apresentado, esbatendo as diferenças entre os valores estimados e simulados das probabilidades de incumprimento, em especial, nos graus de risco que sinalizam melhor qualidade de crédito.

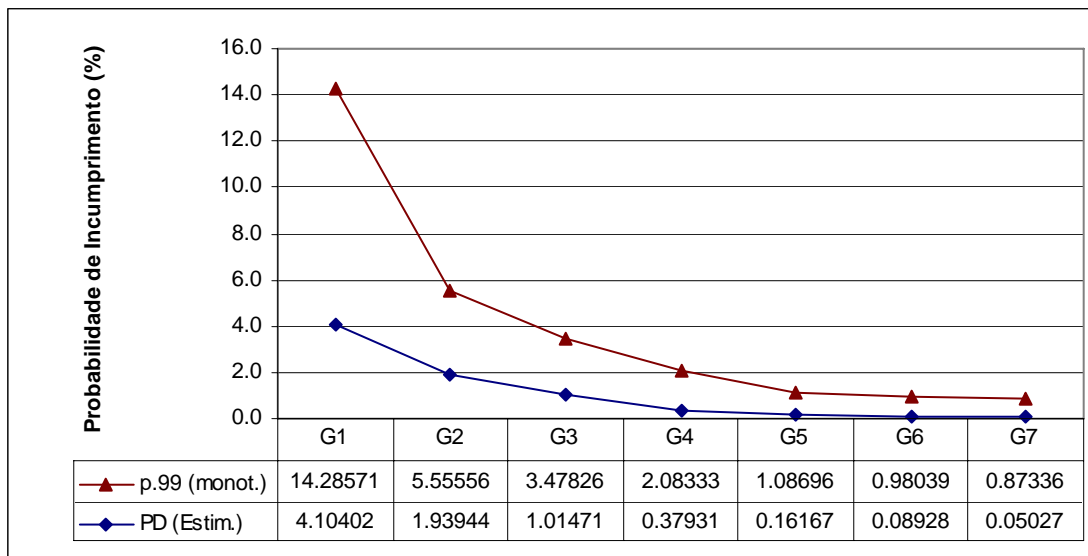


Figura 43 – Estimação da Distribuição de Incumprimento: Percentil 99 (Monotonia)

Os dados anteriores sugerem que, em todos os graus de risco, as probabilidades de incumprimento estimadas são menos conservadoras do que as resultantes da distribuição simulada, no percentil 99 (Dwyer, 2006), depois de introduzida a correcção destinada a assegurar a propriedade da monotonia. Para apurar se a diferença observada nas respectivas médias é estatisticamente significativa, vai realizar-se o teste *t* para duas amostras independentes, sendo necessário verificar se as séries em causa têm aderência à distribuição «Normal», uma vez que têm dimensão inferior a 30, através dos testes Kolmogorov-Smirnov e Shapiro-Wilk (Pestana e Gageiro, 2005), conforme resultados apresentados de seguida.

Quadro 66 – Testes de Aderência à «Normal» (Dwyer, 2006)

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
PD (Estim.)	.259	7	.171	.776	7	.031
PD (p. 99, monot.)	.261	7	.161	.730	7	.010**

** . This is an upper bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Os resultados dos testes anteriores apontam no sentido da normalidade da série das probabilidades de incumprimento resultantes da distribuição simulada, no percentil 99 (Dwyer, 2006), depois de introduzida a correcção destinada a assegurar a propriedade da monotonia, à semelhança da série das probabilidades de incumprimento estimadas de acordo com a metodologia apresentada ao longo do ponto 5.4, já anteriormente verificada. Por conseguinte, estão reunidas as condições para apurar se os valores médios amostrais provêm de populações com as mesmas probabilidades de incumprimento médias, através do teste *t* para duas amostras independentes. Os outputs do SPSS sobre este teste estão reproduzidos no quadro seguinte.

Quadro 67 – Testes *t* para Duas Amostras Independentes (Dwyer, 2006)

Independent Samples Test										
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
PD (Estim.)	Equal variances assumed	3.271	.096	-1.543	12	.149	-2.943553	1.9072741	-7.09915	1.2120404
vs. PD (p. 99, monot.)	Equal variances not assumed			-1.543	7.130	.166	-2.943553	1.9072741	-7.43691	1.5497997

De acordo com os resultados disponibilizados no quadro anterior, e tendo em conta que o teste de Levene conduz à rejeição da hipótese de igualdade das variâncias, a diferença entre as médias das probabilidades de incumprimento estimadas de acordo com a metodologia apresentada ao longo do ponto 5.4 e baseadas em Dwyer (2006) – percentil 99 e monotonia – não é estatisticamente significativa (valor zero incluído no respectivo intervalo de confiança a 95%). Não obstante, o facto de a representação gráfica ilustrar que as probabilidades de incumprimento estimadas – calculadas a partir da média das probabilidades de incumprimento incluídas em cada grau de risco, de acordo com as disposições regulamentares – são inferiores às resultantes da simulação da distribuição de incumprimento, concretamente, ao nível do percentil 99 e assumindo a propriedade da monotonia, vem confirmar a importância das diferenças metodológicas na análise dos resultados de testes de validação.

Depois de completados os trabalhos de validação ligados às ferramentas de natureza quantitativa (exercícios de *backtesting* e de *benchmarking*, e testes de validação desenhados para carteiras de baixa sinistralidade), entendemos legítimo eleger como resultado genérico que a metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, baseada na Teoria da Credibilidade, reúne argumentos para diferenciar adequadamente o risco, tendo as estimativas revelado capacidade para caracterizar, de forma apropriada, os aspectos relevantes do risco. Este resultado é detalhado, em seguida, na conclusão.

CONCLUSÃO

Chegados ao final, justifica-se, antes de mais, uma referência sobre as matérias analisadas ao longo da presente investigação, tendo em conta a estrutura seguida. Na primeira parte, dedicada à apresentação do tema, o fio condutor foi a actividade bancária, encontrando-se englobados temas ligados ao risco, à regulação e às carteiras de baixa sinistralidade. A segunda parte, fixada na revisão da literatura, foi orientada para a modelização do risco de crédito, inicialmente, sob uma óptica geral, para depois se posicionar sobre a perspectiva das carteiras de baixa sinistralidade. A terceira parte da investigação contemplou o desenvolvimento e a validação da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade, e a correspondente aplicação a uma amostra representativa do sistema bancário português.

É, também, importante recordar que o objectivo principal desta investigação foi o de desenvolver uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Para melhor orientação dos trabalhos e facilidade de aferição, este objectivo foi desdobrado, justificando-se um breve apontamento sobre o respectivo grau de cumprimento.

- **Grau de Cumprimento dos Objectivos**

Em primeiro lugar, visou-se a construção de uma metodologia que possibilitasse a identificação e a valorização de componentes que concorrem para a intensidade com que se manifestam as características de baixa sinistralidade. Para dar resposta a este propósito, foi gizada uma medida, a *iLD*, que se traduz na atribuição de uma pontuação, em função dos atributos de cada operação, relativamente a um conjunto de componentes. Esta medida foi desenhada para poder acomodar a influência de factores de índole diversa – como a dimensão das carteiras e a tipologia de operações – e é passível de adaptação à realidade de cada banco, no pressuposto de ser submetida a um

processo de validação rigoroso. Com efeito, a estrutura considerada para a *iLD* comporta margem para acomodar outras componentes que se revelem significativas para explicar a intensidade de baixa sinistralidade, além de eventuais ajustes no peso atribuído a cada componente. Pelas razões expostas, consideramos o primeiro propósito cumprido.

Em segundo lugar, visou-se desenvolver uma metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade compatível com as disposições previstas em Basileia II. Como se reconhece, este propósito decorre directamente do objectivo principal, com a particularidade de fixar-se sobre o escrutínio regulamentar. O facto de a aplicação da metodologia ter satisfeito os procedimentos de validação exigidos pela Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007 – com a ressalva da impossibilidade de recurso a ferramentas qualitativas, em que é indispensável a avaliação no contexto da actividade das instituições e as limitações de alguns testes quantitativos – constitui forte evidência sobre a compatibilidade com as disposições regulamentares. No pressuposto de ser possível avaliar a metodologia no contexto de uma instituição, a prova final decorreria da verificação do requisito de *use test* para aferir até que ponto os resultados produzidos estariam efectivamente integrados nas políticas de gestão do risco.

Em terceiro lugar, para verificar se as vantagens que a aplicação da Teoria da Credibilidade tem evidenciado no campo actuarial podem ser estendidas ao domínio do risco de crédito, é necessário ter em conta que o efeito da aplicação do modelo Bühlmann-Straub sobre as probabilidades de incumprimento estimadas está ligado ao número e à amplitude temporal das operações incluídas em cada grau de risco. A distinção desse efeito na margem de conservadorismo implícita nas probabilidades de incumprimento estimadas constitui um indício relevante sobre a valorização da informação disponível, o que se revela particularmente útil em operações com um número reduzido ou inexistente de incumprimentos.

O último propósito da presente investigação consistiu em apurar se a aplicação da Teoria da Credibilidade podia contornar o afastamento face às condições particulares de

cada mercado, e que constitui uma das reservas apontadas à utilização de métodos estritamente fundados em técnicas estatísticas. O argumento em causa decorre da possibilidade de o parâmetro que sinaliza a credibilidade conseguir acomodar essas especificidades. Desde logo, é importante deixar claro que a aplicação da Teoria da Credibilidade, concretamente, do modelo Bühlmann-Straub, não pode ser entendida de outra forma que não como método estatístico. De facto, as especificidades de cada mercado não podem ser acomodadas no parâmetro que sinaliza a credibilidade, dado que, como assinalado, a aplicação da Teoria da Credibilidade se traduz na valorização da disponibilidade de informação – no caso presente, o número de operações em cada grau de risco. Não obstante, o peso da parcela de risco comum às operações incluídas num mesmo grau sinaliza a importância assumida pelos factores de natureza sistemática, os quais têm maior notoriedade nos graus de risco que sinalizam melhor qualidade de crédito, uma vez que a parcela de risco específico tem, em comparação, menor relevo.

- **Principais Resultados**

A terceira parte da investigação contemplou o desenvolvimento e a validação da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade e a correspondente aplicação a uma amostra representativa do sistema bancário português. Na fase de validação foram postos em prática os procedimentos recomendados pela Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, concedendo especial relevo a exercícios de *backtesting* e de *benchmarking* e a testes de validação desenhados para carteiras de baixa sinistralidade, por não dependerem de avaliação no contexto de funcionamento efectivo nas instituições.

É importante dar nota de um resultado fundamental para a investigação levada a cabo, ligado aos factores explicativos do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade. Com efeito, a partir da revisão da literatura sobre determinação de probabilidades de incumprimento nestas carteiras, não foi detectada nenhuma

especificidade em relação a operações que não apresentem um número reduzido ou inexistente de incumprimentos, ou seja, os factores explicativos do risco de crédito não se alteram na presença de carteiras de baixa sinistralidade. A criação da medida de intensidade de baixa sinistralidade é o reflexo mais evidente deste resultado na investigação empírica.

Parece-nos legítimo eleger, como resultado principal desta investigação, que a metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade reúne condições para ser considerada compatível com as disposições regulamentares em matéria de validação, em especial, ao nível da diferenciação adequada e da caracterização dos aspectos relevantes do risco de crédito. Este resultado é apoiado pelo conjunto de testes de validação efectuados e pela posterior avaliação da respectiva significância estatística.

Apesar das limitações que os testes de desempenho enfrentam em carteiras com taxas de incumprimento nulas, como é o caso da utilizada na fase de desenvolvimento, recolheram-se indícios, confirmados estatisticamente, sobre a proximidade entre as probabilidades de incumprimento estimadas e os valores que resultam do *proxy* da taxa de incumprimento, quer em termos de desempenho fora do tempo quer em termos de desempenho fora da amostra (neste caso, respondendo a uma alteração da estrutura da amostra de desenvolvimento). Os exercícios de *benchmarking* detectaram indícios de proximidade das probabilidades de incumprimento estimadas face aos referenciais escolhidos (taxas históricas de incumprimento publicadas por duas das principais agências de *rating* e estimativas de probabilidades de incumprimento resultantes do princípio da Estimativa Mais Prudente – Pluto e Tasche, 2005), devidamente confirmados por testes estatísticos. Idêntica conclusão decorre da aplicação de testes de validação desenhados para carteiras de baixa sinistralidade (construção de intervalos de confiança para as probabilidades de incumprimento – Balthazar, 2004 – e simulação da distribuição de incumprimentos – Dwyer, 2006). Regra geral, os resultados da aplicação de ferramentas de validação quantitativa sugerem a existência de uma margem

adicional de conservadorismo nas probabilidades de incumprimento estimadas, proporcionando um reforço de fiabilidade e segurança aos valores propostos, conforme requerem os requisitos regulamentares. A este respeito, recorde-se que a escolha do nível de confiança nos testes de validação recaiu numa percentagem (99%) que configura um grau de conservadorismo acentuado.

- **Limitações**

A principal limitação que a metodologia proposta enfrenta diz respeito à capacidade para antecipar incumprimentos, em especial, em períodos em que a envolvente sofra alterações frequentes. Apesar de, em carteiras de baixa sinistralidade, a ausência deste atributo não ser relevante, há que referir que a metodologia baseada na *iLD* revelou menor capacidade para antecipar a existência de incumprimentos. Como se sabe, esta conclusão é apenas apoiada por indícios ténues, em função dos quatro incumprimentos registados para efeitos do teste de desempenho fora da amostra, apesar de os valores da *iLD*, nas operações que registaram incumprimentos, apresentarem variações significativas, sinalizando a redução da intensidade de baixa sinistralidade. A acreditar nesses indícios, a dificuldade da metodologia em antecipar incumprimentos será consistente com um dos pressupostos centrais que a envolve, ou seja, que as operações em que a característica de baixa sinistralidade se revela mais intensamente têm associadas uma melhor qualidade de crédito. Nesta perspectiva, a ocorrência de incumprimentos é entendida como uma situação excepcional. Apesar da falta de confirmação destes indícios, mas tendo presente a variação observada na *iLD* nos quatro casos de incumprimento já referidos, julga-se que a utilização da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento no contexto de uma instituição passaria, inevitavelmente, pela implementação de sinais de alerta e de procedimentos de acompanhamento de operações sempre que, por exemplo, a variação da medida de intensidade de baixa sinistralidade atingisse determinada percentagem. Estão em causa, sem dúvida, procedimentos elementares em sede de gestão do risco de crédito.

- **Contributos da Investigação para o Conhecimento**

Apesar de a gestão do risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade ser uma realidade antes da publicação de Basileia II, é a partir das alterações regulamentares que esta iniciativa induziu que a atenção sobre a vertente quantitativa se tornou evidente, em especial, ao nível da estimação de probabilidades de incumprimento. Esta atenção é, antes de mais, confirmada pelo aparecimento recente, na literatura sobre risco de crédito, dos primeiros trabalhos dedicados às carteiras de baixa sinistralidade, em 2004, o que é sugestivo do estágio da investigação sobre o tema, hoje em dia impulsionado pelo interesse dos bancos em dispor de metodologias robustas e fiáveis.

No essencial, entende-se que o contributo principal desta investigação para o conhecimento sobre o tema da estimação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade está situado no desenvolvimento de uma metodologia que é passível de adaptação a diferentes contextos, principalmente em termos dos factores incluídos na medida de baixa sinistralidade. Efectivamente, a metodologia desenvolvida encontra-se afastada de algumas propostas apresentadas na literatura assentes em métodos estatísticos, como o princípio da Estimativa Mais Prudente (Pluto e Tasche, 2005), desprovidas de sentido económico, apesar de incorporar o efeito da disponibilidade de informação, através da Teoria da Credibilidade. A este respeito, julga-se importante realçar a conjugação deste corpo teórico, oriundo da actividade seguradora, com a área do risco do crédito, conforme atestam os resultados dos testes estatísticos sobre a respectiva significância.

Outro contributo relevante desta investigação prende-se com uma matéria que tem vindo a congrega o interesse da comunidade financeira, em especial na sequência da crise financeira internacional de 2008 – a influência do factor cíclico, seja ao nível dos efeitos sobre a actividade económica, via concessão de crédito, seja ao nível da solvabilidade das instituições, via qualidade dos fundos próprios. Com efeito, a metodologia desenvolvida permite acomodar quer aspectos intrínsecos a cada operação quer traços transversais às exposições num determinado ano, através das componentes

da medida de intensidade de baixa sinistralidade de cada operação. Em particular, a componente Andamento da Actividade Económica permite reflectir o efeito do andamento do ciclo económico nas estimativas das probabilidades de incumprimento, atendendo à amplitude do horizonte temporal abrangido na construção. Por outro lado, a metodologia desenvolvida permite identificar o peso da parcela de risco partilhado pelas operações incluídas num mesmo grau, sinalizando a importância assumida pelos factores de natureza sistemática, que têm maior notoriedade nos graus de risco que sinalizam melhor qualidade de crédito.

- **Potencialidades de Aplicação**

Algumas notas breves sobre as potencialidades da metodologia de determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade. Em primeiro lugar, a metodologia pode ser utilizada para acrescentar uma margem de conservadorismo às estimativas dos parâmetros de risco, prevista nas disposições regulamentares. Trata-se de um procedimento passível de aplicação e independente da estrutura de modelização escolhida.

Em segundo lugar, a aplicação da metodologia desenvolvida pode ser alargada a domínios não exclusivos da determinação de probabilidades de incumprimento, em especial à perda em caso de incumprimento, sobre o qual as propostas de tratamento, em sede de estimação, são praticamente inexistentes. Na verdade, este é um tema com evidentes carências em termos de investigação, apesar da importância que congrega.

Ainda na linha do alargamento da metodologia a domínios não exclusivos das probabilidades de incumprimento encontra-se o caso da seriação de exposições, para efeitos da inclusão em carteiras de baixa sinistralidade. Na verdade, uma das matérias consideradas em aberto na literatura sobre risco de crédito em carteiras de baixa sinistralidade é precisamente a da definição dos limites deste tipo de carteiras. A questão identificada, por exemplo, por Pluto e Tasche (2005), diz respeito aos critérios a que uma operação deve obedecer para ser integrada numa carteira de baixa

sinistralidade. Apesar de o critério que tem vindo a ser seguido na maioria das instituições se situar na tipologia das operações e na natureza da contraparte, parece-nos defensável utilizar o valor registado pela medida de intensidade de baixa sinistralidade como base de um eventual patamar mínimo para a integração de operações em carteiras de baixa sinistralidade. Recorrendo aos resultados apresentados na fase de desenvolvimento da metodologia, o valor mínimo da *iLD* (59.46) poderá constituir um critério de escrutínio, pelo menos, complementar, para a identificação de operações de baixa sinistralidade.

Tese de Doutoramento concluída em 4 de Janeiro de 2009

Apêndices

Apêndice A – Questionário

Versão em Língua Portuguesa

De acordo com a Moody's KMV, «*the average default rate for investment grade issuers over the 1970-2005 period was 0.068%. Nevertheless, in 22 of these years there were actually zero defaults*» (Dwyer, Douglas – The Distribution of Defaults and Bayesian Model Validation, Moody's KMV, 2006).

A citação anterior é ilustrativa da baixa sinistralidade que caracteriza determinadas operações de crédito. Por “carteira de baixa sinistralidade” entende-se um conjunto de créditos com características homogêneas ou pertencentes à mesma classe de risco, cujas características estruturais – elevada qualidade de crédito ou número circunscrito de mutuários – condicionam significativamente o número e a dimensão de casos de incumprimento.

A determinação de probabilidades de incumprimento em carteiras de baixa sinistralidade constitui, precisamente, o tema de uma investigação académica em curso, que visa seleccionar os factores relevantes para aferir a intensidade da baixa sinistralidade em cada operação.

Com o objectivo mencionado, promove-se, na fase actual da investigação, a realização de um inquérito a um conjunto de especialistas nacionais e internacionais ligados à área do risco de crédito – ensino universitário, indústria, autoridades de supervisão e agências de *rating* – para o qual se solicita a colaboração de V. Exa. para resposta às duas seguintes questões:

1. Qual a capacidade dos factores mencionados no quadro seguinte para captar a intensidade de baixa sinistralidade de uma operação de crédito? Por outras palavras, admitindo que uma operação está incluída numa carteira de baixa sinistralidade, qual a importância dos seguintes factores (ordenados alfabeticamente) para aferir a intensidade com que essa característica se manifesta. Por favor, classifique-os numa escala entre «1» (Discordo Completamente) e «7» (Concordo Completamente), utilizando um «X» para assinalar a escolha.

	1 (Discordo totalmente)	2 (Discordo)	3 (Discordo em parte)	4 (Não concordo nem discordo)	5 (Concordo em parte)	6 (Concordo)	7 (Concordo totalmente)
Andamento da actividade económica							
Natureza do mutuário (banco, soberano, empresa)							
Número de anos em carteira sem incumprimentos							
Número de incumprimentos							
Rating externo do mutuário							
Tipo de operação (tradicional, titulada, mercado interbancário,...)							
Valor de exposição							
Valor de incumprimento							

2. Existe(m), em sua opinião, outro(s) factor(es) relevante(s) para o propósito mencionado na questão anterior? Em caso afirmativo, identifique-o(s) no espaço seguinte:

Versão em Língua Inglesa

1. In your opinion, what is the ability of the following factors to capture the low-default intensity of an exposure? In other words assuming that an exposure is assigned to a low-default portfolio, what importance would you give to the following factors (sorted alphabetically) in order to assess the intensity (large or reduced) of the mentioned low-default nature? Please rate each of the following factors from «1» (strongly disagree) to «7» (strongly agree).

(Please use an «X» to signal your choice)	1 (Strongly disagree)	2 (Disagree)	3 (Slightly disagree)	4 (Neither agree nor disagree)	5 (Slightly agree)	6 (Agree)	7 (Strongly agree)
Borrower type							
Exposure amount							
External rating of the borrower							
Facility type							
Number of defaults							
Number of years in the portfolio without defaulting							
Status of the economy (GDP)							
Total default amount							

2. In your opinion, can other factor(s) be qualified as material for the purpose mentioned in the previous question? Please use the following box:

Apêndice B – Códigos SAS

- Intervalos de Confiança por Simulação de *Monte Carlo* (Balthazar, 2004)

```

Data _null_;
  Def_Treshold=Probit(&PD_Rating_Class.);
  If &Avg_Turnover.>=50 Then
    correl_bale = 0.12 * (1 - Exp(-50 * &PD_Rating_Class.)) / (1 - Exp(-50)) + 0.24 * (1 - (1 - Exp(-50 *
&PD_Rating_Class.)) / (1 - Exp(-50)));
  Else
    correl_bale = 0.12 * (1 - Exp(-50 * &PD_Rating_Class.)) / (1 - Exp(-50)) + 0.24 * (1 - (1 - Exp(-50 *
&PD_Rating_Class.)) / (1 - Exp(-50))) - 0.04 * (1 - ((&Avg_Turnover. - 5) / 45));
  Call symput('Def_Treshold',Def_Treshold);
  Call symput('Correl_Bale',correl_bale);
Run;
%Let Correl_Bale=&Correl_Bale.;
%Let Def_Treshold=&Def_Treshold.;
%Put Correlação:&Correl_Bale.;
%Put Treshold:&Def_Treshold.;
Data T1 T2(Keep=Upper_95 Upper_99 Upper_cs Lower_95 Lower_99 Lower_cs);
Array In_Uni{&Number_Simul.,&Number_Years.} _Temporary_;
Array Tab_Returnsecteur{&Number_Simul.,&Number_Years.} _Temporary_;
Array Tab_Def{&Number_Simul.,&Number_Years.} _Temporary_;
Array Tab_upperbound{&Number_Years.,3} _Temporary_;
Array Tab_lowerbound{&Number_Years.,3} _Temporary_;
Array Tab_Temp{&Number_Simul.} _Temporary_;
Array Tab_Nbrscetes{&Number_Years.} _Temporary_;
Tab_Nbrscetes{1}=783;
Tab_Nbrscetes{2}=1429;
Tab_Nbrscetes{3}=1058;
Tab_Nbrscetes{4}=1510;
Tab_Nbrscetes{5}=488;
Tab_Nbrscetes{6}=245;
Do i=1 to &Number_Simul.;
  Do j=1 to &Number_Years.;
    In_Uni{i,j}=Ranuni(0);
    tab_returnsecteur{i,j}=Probit(In_Uni{i,j});
  Do a=1 to Tab_Nbrscetes{j};
    Aleatorio=Probit(Ranuni(0));
    r_total = (&Correl_Bale.**0.5)*Tab_Returnsecteur{i, j} + ((1 - &Correl_Bale.**0.5)*Aleatorio);
    If r_total < &Def_Treshold. Then Tab_Def{i, j} = Sum(Tab_Def{i, j},1);
    Else Tab_Def{i, j} = Sum(Tab_Def{i, j},0);
    Uni =In_Uni{i,j};
    Norm =tab_returnsecteur{i,j};
    Default =Tab_Def{i, j};
    *output;
  End;
End;
Do i = 1 To &Number_Simul.;

```

```

Do j = 2 To &Number_Years.;
  Tab_def{i, j} = Sum(Tab_def{i, j}, Tab_def{i, j - 1});
End;
End;
low_bound_95 = Round(0.025 * &Number_Simul., 1);
If low_bound_95 = 0 Then low_bound_95 = 1;
up_bound_95 = Round(0.975 * &Number_Simul., 1);
low_bound_99 = Round(0.005 * &Number_Simul., 1);
If low_bound_99 = 0 Then low_bound_99 = 1;
up_bound_99 = Round(0.995 * &Number_Simul., 1);
low_bound_custom = Floor((1 - &Intervalo_Confianca.) / 2 * &Number_Simul.);
If low_bound_custom = 0 Then low_bound_custom = 1;
up_bound_custom = Ceil((&Intervalo_Confianca. + (1 - &Intervalo_Confianca.) / 2) * &Number_Simul.);
Do j = 1 To &Number_Years.;
Do i = 1 To &Number_Simul.;
  Tab_Temp{i} = Tab_Def{i, j};
End;
Sorted=0;
DO UNTIL (SORTED);
  SORTED=1;
  DO I=1 TO (Dim(Tab_Temp)-1);
    IF Tab_Temp{I}>Tab_Temp{I+1} THEN DO;
      TEMP=Tab_Temp{I+1};
      Tab_Temp{I+1}=Tab_Temp{I};
      Tab_Temp{I}=TEMP;
      SORTED=0;
    END;
  END;
End;
Tab_upperbound{j, 1} = Tab_Temp{up_bound_95};
Tab_upperbound{j, 2} = Tab_Temp{up_bound_99};
Tab_upperbound{j, 3} = Tab_Temp{up_bound_custom};
Tab_lowerbound{j, 1} = Tab_Temp{low_bound_95};
Tab_lowerbound{j, 2} = Tab_Temp{low_bound_99};
Tab_lowerbound{j, 3} = Tab_Temp{low_bound_custom};
End;
Do i=1 to &Number_Simul.;
  Acum=Tab_Temp{i};
  Do J=1 to &Number_Years.;
    Uni =In_Uni{i,j};
    Norm =tab_returnsecteur{i,j};
    Default =Tab_Def{i, j};
    Output T1;
  End;
End;
Do j = 1 To &Number_Years.;
  Upper_95=Tab_upperbound{j, 1};
  Upper_99=Tab_upperbound{j, 2};
  Upper_cs=Tab_upperbound{j, 3};
  Lower_95=Tab_lowerbound{j, 1};
  Lower_99=Tab_lowerbound{j, 2};
  Lower_cs=Tab_lowerbound{j, 3};
  Output T2; End; Run;

```

- **Simulação da Distribuição de Incumprimentos (Dwyer, 2006)**

```

%let rho = 0.2;
%let pd = ««ver tabela»»;
%let Exposures = ««ver tabela»»;
%let NumSims = 10000;

data test;
  do Sims =1 to &NumSims;
    default=0;
    rm = normal(0);
    do n = 1 to &exposures;
      ei = normal(0);
      dd= &rho**.5*rm + (1-&rho)**.5*ei;
      default = default + (dd<probit(&PD))/&exposures;
    end;
  output;
end;

proc univariate data=test ; var default ; run;

```

Tabela:

	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7
PD	4.1040%	1.9394%	1.0147%	0.3793%	0.1617%	0.0893%	0.0503%
Exposures	28	126	115	460	229	204	48

BIBLIOGRAFIA

- Albrecht, P. (2003). Risk based capital allocation. *Sonderforschungsbereich 504 Publications 03-02*, University of Mannheim.
- Allen, F. & Gale, D. (1997). Financial markets, intermediaries, and intertemporal smoothing. *Journal of Political Economy*, 105(3), 523–546.
- Allen, F. (1990). The market for information and the origin of financial intermediation. *Journal of Financial Intermediation*, 1, 3-30.
- Allen, L. (2002). Credit Risk Modeling of Middle Markets. Zicklin School of Business. [Em linha] Acessível em <http://fic.wharton.upenn.edu/fic/allenpaper.pdf>
- Altman, E. I., Marco, G. & Varetto, F. (1994). Corporate Distress Diagnosis: Comparisons Using Linear Discriminant Analysis and Neural Networks (The Italian Experience). *Journal of Banking and Finance*, 18, 505-529.
- Altman, E., Resti, A. & Sironi, A. (2003). The Link Between Default and Recovery Rates: Effects on the Procyclicality of Regulatory Capital Ratios. *BIS Working Paper n.º 113*.
- Altman, E.I. & Saunders, A. (1998). Credit risk measurement: Developments over the last 20 years. *Journal of Banking & Finance*, 21, 1721-1742.
- Altman, E.I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, Setembro.
- Altman, E.I. (1989). Measuring corporate bond mortality and performance. *Journal of Finance*, Setembro, 909-922.
- Altman, E.I. (2000). Predicting financial distress of companies: Revisiting the Z-score and Zeta models. [Em linha] Acessível em <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/Zscores.pdf>

- Altman, E.I., Haldeman, R. & Narayanan, P. (1977). Zeta analysis: A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking & Finance*, 1, 29-54.
- Altman, E.I., Hartzell, J. & Peck, M. (1995). *Emerging Markets Corporate Bonds: A Scoring System*. Salomon Brothers.
- Anderson, R.W., Sundaresan, S. & Tychon, P. (1996). Strategic analysis of contingent claims, *European Economic Review*, 40, 871-81.
- Anderson, T.W. (1984). *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis* (2.^a ed.), Nova Iorque: Wiley.
- Artzner, P. & Delbaen, F. (1995). Default risk insurance and incomplete markets. *Mathematical Finance*, 5, 187-195.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.-M. & Heath, D. (1997). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, 9(3), 203-228.
- Avery, R.B., Calem, P.S. & Canner, G.B. (2004). Consumer Credit Scoring: Do Situational Circumstances Matter? *BIS Working Paper n.º 146*.
- Aviso do Banco de Portugal n.º 5/2007, de 27 de Abril.
- Aviso n.º 3/95, de 30 de Junho (Banco de Portugal).
- Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: a Description of the Money Market*. Republicação (2006). Londres: Dodo Press.
- Balcaen, S. & Ooghe, H. (2004). 35 years of studies on business failure: an overview of the classical statistical methodologies and their related problems. *Working Papers of Faculty of Economics and Business Administration*, Universidade de Ghent.
- Balthazar, L. (2004). PD Estimates for Basel II. *Revista Risk*, Abril, 84-85.
- Banco de Portugal (2004). *Relatório de Estabilidade Financeira do Banco de Portugal 2004*.
- Banco de Portugal (2005). *Relatório de Estabilidade Financeira do Banco de Portugal 2005*.

- Banco de Portugal (2007). *Relatório de Estabilidade Financeira do Banco de Portugal 2007*.
- Barañana, A. M. (2004). *Métodos e Técnicas de Investigação em Gestão*. Lisboa: Sílabo.
- BBA, LIBA e ISDA – British Bankers Association, London Investment Banking Association, International Swaps and Derivatives Association (2005). *Low-Default Portfolios*. Joint Industry Working Group Discussion Paper. [Em linha] Acessível em: http://www.isda.org/c_and_a/pdf/ISDA-LIBA-BBALowDefaultPortfolioPaper-January2005.pdf
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (1988). *Basel II: International convergence of capital measurement and capital standards*. [Em linha] Acessível em <http://www.bis.org/publ/bcbsc111.pdf>
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (1999). *Credit Risk Modelling: Current Practices and Applications*. [Em linha] Acessível em <http://www.bis.org/publ/bcbs49.pdf>
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (2004). *Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework*. [Em linha] Acessível em <http://www.bis.org/publ/bcbs107.pdf>
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (2004a). Bank failures in mature economies. *BCBS Publications n.º 13*. [Em linha] Acessível em http://www.bis.org/publ/bcbs_wp13.pdf
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (2005). *An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions*. [Em linha] Acessível em <http://www.bis.org/bcbs/irbriskweight.pdf>
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (2005a). Validation of Low-default Portfolios in the Basel II Framework. *Basel Committee Newsletter n.º 6*.
- BCBS – Comité de Supervisão Bancária de Basileia (2005b). Studies on the Validation of Internal Rating Systems (revised). *Working Paper 14*.

- Becchetti, L. & Sierra, J. (2002). Bankruptcy risk and productive efficiency in manufacturing firms. *Journal of Banking and Finance*, 27(11), 2099-2120.
- Benjamin, N., Cathcart, A. & Ryan, K. (2006). Low-Default Portfolios: A Proposal for Conservative Estimation of Default Probabilities. Financial Services Authority. [Em linha] Acessível em http://www.fsa.gov.uk/pubs/international/default_probabilities.pdf
- Benston, G.J. & Kaufman, G.G. (1988). *Risk and Solvency Regulation of Depository Institutions: Past Policies and Current Options*, Nova Iorque: New York University Press.
- Bhattacharya, S. & Gale, D. (1987). Preference shocks, liquidity and central bank policy. Em W. Barnett, K. Singleton (Eds.), *New Approaches to Monetary Economics*, Cambridge: Cambridge University Press, 69-88.
- Bhattacharya, S. & Pfleiderer, P. (1985). Delegated portfolio management. *Journal of Economic Theory*, 36, 1-25.
- Black, F. & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
- Boot, A. W. & Thakor, A. (1993). Security design. *Journal of Finance*, 48(4), 1349-1378.
- Boyd, J. & Prescott, E. (1986). Financial intermediary coalitions. *Journal of Economic Theory*, 38, 211-232.
- Bryant, J. (1980). A model of reserves, bank runs, and deposit insurance. *Journal of Banking and Finance*, 4, 335-44.
- Bühlmann, H. (1967). Experience rating and credibility. *ASTIN Bulletin* 4, 199-207.
- Bühlmann, H., Straub, E. (1970). Glaubwürdigkeit für Schadensätze. *Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker*, 70, 111-133.

- Burgt, M.J. (2008) Calibrating Low-Default Portfolios, using the Cumulative Accuracy Profile. *Journal of Risk Model Validation*, Fevereiro.
- Cade, E. C. (1997). *Managing Banking Risks*. Cambridge: Gresham Books.
- Calomiris, C. & Litan, R. (2000). Financial regulation in a global marketplace. *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, 283-323.
- Calomiris, C.W. & Kahn, C.M. (1991). The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements. *American Economic Review*, 81, 497-513.
- Cantor, R. & Packer, F. (1996). Determinants and impact of sovereign credit ratings. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Outubro, 37-53.
- Capponi, A. & Cvitanic, J. (2009). Credit risk modeling with misreporting and incomplete information". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 12, 1-29.
- CEBS – Comité Europeu de Supervisores Bancários (2006). *Guidelines on the implementation, validation and assessment of advanced measurement (AMA) and internal-ratings based (IRB) approaches*. [Em linha] Acessível em <http://www.c-ebbs.org/pdfs/GL10.pdf>
- CEBS – Comité Europeu de Supervisores Bancários (2007). *Draft proposal for a common EU definition of Tier 1 hybrids*. [Em linha] Acessível em http://www.c-ebbs.org/getdoc/58271091-d1f0-4775-a55b-4a34e88fb959/CP17_draft-proposal-on-hybrids-1.aspx
- Çetin, U., Jarrow, R., Protter, P. & Yildirim, Y. (2004). Modelling credit risk with partial information. *Annals of Applied Probability*, 14(3), 1167-1178.
- Chan, Y.S., Greenbaum, S.I. & Thakor, A.V. (1992). Is fairly priced deposit insurance possible? *Journal of Finance*, 47, 227-245.
- Cheng, S., Liu, Y. e Wang, S. (2004). Progress in risk measurement. *Advanced Modelling and Optimization*, 6(1).

- Collin-Dufresne, P. & Goldstein, R.S. (2001). Do credit spreads reflect stationary leverage ratios? *The Journal of Finance*, 56(5), 1929-1957.
- Credit Suisse Financial Products (1997). *CreditRisk⁺: A Credit Risk Management Framework*. Londres.
- Crouhy, M., Galai, D. & Mark, R. (2000). A comparative analysis of current credit risk models. *Journal of Banking and Finance*, 24, 59-117.
- Daniélsson, J., Embrechts, P., Goodhart, C., Keating, C., Muennich, F., Renault, O. & Shin, H. (2001). *An Academic Response To Basel II*. Special Paper. FMG e ESRC. Londres.
- Davies, R.S. (2005). *Designing a useful likert scale to measure average group response*. Artigo apresentado à Associação Americana de Avaliação. [Em linha] Acessível em: http://www.indiana.edu/academics/Davies_Scale_Use_AEA_Nov_2005.pdf
- De Vylder, F. (1976). Geometrical credibility. *Scandinavian Actuarial Journal*, 121-149.
- Decreto-Lei n.º 103/2007, de 3 de Abril (Transposição da Directiva n.º 2006/49/CE).
- Decreto-Lei n.º 104/2007, de 3 de Abril (Transposição da Directiva n.º 2006/48/CE).
- Decreto-Lei n.º 228/2000, de 23 de Setembro (Conselho Nacional de Supervisores Financeiros).
- Decreto-Lei n.º 298/92, de 31 de Dezembro (e sucessivas alterações) – Regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras.
- Dewatripont, M. & Tirole, J. (1993). Efficient governance structure: implications for banking regulation. Em C. Mayer, X. Vives (Eds.). *Capital Markets and Financial Intermediation*. Cambridge: Cambridge University Press, 12–35.
- Diamond, D.W. & Dybvig, P.H. (1983). Bank runs, deposit insurance and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91, 401–419.

- Diamond, D.W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Financial Studies*, 51, 393–414.
- Directiva n.º 2000/12/CE, de 26 de Maio (acesso à actividade das instituições de crédito e ao seu exercício).
- Directiva n.º 2006/48/CE, de 14 de Junho (acesso à actividade das instituições de crédito e ao seu exercício – reformulação).
- Directiva n.º 2006/49/CE, de 14 de Junho (adequação dos fundos próprios das empresas de investimento e das instituições de crédito – reformulação).
- Directiva n.º 89/647/CEE, de 18 de Dezembro (rácio de solvabilidade das instituições de crédito).
- Directiva n.º 93/6/CEE, de 15 de Março (adequação dos fundos próprios das empresas de investimento e das instituições de crédito).
- Doumpos M. & Zopoudinis C. (1999). A multicriteria discrimination method for the prediction of financial distress: The case of Greece. *Multinational Finance Journal*, 3(2), 71-101.
- Duffee, G. (1999). Estimating the price of default risk. *Review of Financial Studies*, 12, 197-226.
- Duffie, D. & Lando, D. (2001). Term structures of credit spreads with incomplete accounting information. *Econometrica*, 69(3), 633-664.
- Duffie, D. & Singleton, K. (2003). *Credit Risk: Pricing, Measurement, and Management*. Nova Jersey: Princeton University Press.
- Dwyer, D. (2006). The Distribution of Defaults and Bayesian Model Validation. Moody's KMV. [Em linha] Acessível em: <http://www.moodyskmv.com/research/files/wp/DistributionOfDefaults.pdf>

- Efron, B. & Tibshirani, R. J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Monographs on Statistics and Applied Probability, 57. Londres: Chapman and Hall.
- EGLDP – Expert Group On Low-Default Portfolios (2005). *Expert Group On Low-Default Portfolios: June CRSG*. Financial Services Authority. [Em linha] Acessível em: http://www.fsa.gov.uk/pubs/international/crsg_portfolios.pdf
- Emond, E. & Mason, D. (2002). A new rank correlation coefficient with application to the consensus ranking problem. *Journal of Multi-Criteria Decision Analysis*, 11, 17-28.
- Flannery, M.J. & Sorescu, S. (1996). Evidence of bank market discipline in subordinated debenture yields: 1983-1991. *Journal of Finance*, 51, 1347-1377.
- Flannery, M.J. (1994). Debt maturity and the deadweight cost of leverage: optimally financing banking firms. *American Economic Review*, 84, 320–331.
- Flannery, M.J. (1996). Financial crises, payment systems problems, and discount window lending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 804–824.
- FMI – Fundo Monetário Internacional (2006). *Financial Soundness Indicators - Compilation Guide*. Washington.
- Forrest, A. (2005). *Likelihood Approaches to Low-Default Portfolios*. Dunfermline Building Society. Version 1.2 14/9/05. [Em linha] Acessível em: <http://www.crc.man.ed.ac.uk/conference/archive/2005/presentations/forest-alan.pdf>
- Freeman, S. (1996). The payments system, liquidity, and rediscounting. *American Economic Review*, 86, 1126-38.
- Freixas, X, Parigi, B.M. & Rochet, J.-C. (2003). The lender of last resort – a 21st century approach. *Working Paper Series 298*, Banco Central Europeu.
- Freixas, X. & Rochet, J.C. (1998). Fair pricing of deposit insurance. Is it possible? Yes. Is it desirable? No. *Research in Economics*, 52(3), 217-232.

- Freixas, X. & Santomero, A. (2003). An overall perspective on banking regulation. *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper* n.º 02-1.
- Freixas, X. (1999). Optimal bail-out, conditionality and constructive ambiguity. *CEPR Discussion Paper No. 2238*.
- FSA – Financial Services Authority (2005). *Low-Default Portfolios*. Discussion Paper. Financial Services Authority.
- Gerber, H.U. & Jones, D.A. (1975). Credibility formulas of the updating type. *Transaction of the Society of Actuaries*, 27, 31-46.
- Giese, G. (2003). Enhancing CreditRisk+. *Journal of Risk*, 16(4), 73-77.
- Giesecke, K. & Goldberg, L. (2004). Forecasting default in the face of uncertainty. *Journal of Derivatives*, 12(1), 1-15.
- Giesecke, K. (2004). Credit risk modeling and valuation: An introduction. *Journal of Financial Risk Management*, 2(1), 1-40.
- Giesecke, K. (2006). Default and information. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(11), 2281-2303.
- Goldsmith, R. (1969). *Financial Structure and Development*, Yale University Press.
- Gordon, R.J. (2005). The 1920s and the 1990s in mutual reflection. *CEPR Discussion Paper No. 5412*.
- Gordy, M. (2003). A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules. *Journal of Financial Intermediation*, 12(3), 199-232.
- Gorton, G. & Haubrich, J.G. (1987). Bank deregulation, credit markets, and the control of capital. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 26, 289-334.
- Gorton, G. & Pennacchi, G. (1990). Financial intermediaries and liquidity creation. *Journal of Finance*, 45, 49-71.

- Gorton, G. & Winton, A. (2002). Financial intermediation. *NBER Working Paper* n.º 8928.
- Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- Greenwood, J. & Smith, B.D. (1995). Financial markets in development, and the development of financial markets. *University of Rochester – Center for Economic Research (RCER) Working Papers*, 406.
- Greuning, H. van & Bratanovic, S.B. (2000). *Analyzing Banking Risk*, World Bank Publications.
- Grossman, S. & Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 61, 393-408.
- Gupton, G. M., Finger, C. & Bhatia, M. (1997). *CreditMetrics – Technical Document*. Nova Iorque, J.P. Morgan.
- Hachemeister, C. (1975). Credibility for Regression Models with Application to Trend. Em P.M. Kahn (Ed.), *Credibility: Theory and Applications*. Academic Press.
- Hamerle, A., Liebig, T. & Rösch, D. (2003). Credit risk factor modelling and the Basel II IRB approach. *Discussion Paper* No. 2/2003. Deutsche Bundesbank.
- Hamilton, D. & Varma, P. (2006). Default and Recovery Rates of Corporate Bond Issuers 1920–2005. Moody's Investors Service. [Em linha] Acessível em: <http://www.moody.com/cust/content/content.ashx?source=StaticContent/Free%20pages/Credit%20Policy%20Research/documents/current/2005500000426341.pdf>
- Haubrich, J. & King, R. (1990). Banking and insurance. *Journal of Monetary Economics*, 26, 361-386.
- Hawley, D., Johnson, J.D. & Raina, D. (1990), Artificial neural systems: A new tool for financial decision-making. *Financial Analysts Journal*, Nov-Dez., 63- 72.

- Hawtrey, R.G. (1932). *The Art of Central Banking*. Londres: Longman Group.
- Hilberink, B. & Rogers, C. (2002). Optimal capital structure and endogenous default. *Finance and Stochastics*, 6, 227-263.
- Hill, M.M. & Hill, A. (2005). *Investigação por Questionário* (2ª ed). Lisboa: Edições Sílabo.
- Hirshleifer, Jack (1971). The private and social value of information and the reward to inventive activity. *American Economic Review*, 61, 561-574.
- Holmstrom, B. & Tirole, J. (1998). Private and public supply of liquidity. *Journal of Political Economy*, 106, 1-40.
- Holton, G.A. (2004). Perspectives: Defining risk. *Independent Financial Analysts Journal*, 60(6), 19-25.
- Hornik, K., Jankowitsch, R., Lingo, M., Pichler, S. & Winkler, G. (2007). Validation of credit rating systems using multi-rater information. *Journal of Credit Risk*, 3(4), 3-29.
- Hosmer, D.W. & Lemeshow, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. Nova Iorque: Wiley.
- Hsieh, S. (1993). A note on the optimal cutoff point in bankruptcy prediction models. *Journal of Business Finance & Accounting*, 20(3), 457-464.
- Huang, J. & Huang, M. (2003). How Much of Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk? A New Calibration Approach. Comunicação apresentada na 14.ª Conferência Anual sobre Economia Financeira e Contabilidade. [Em linha] Acessível em: <http://ssrn.com/abstract=307360>
- Hughes, J. & Mester, L. (1993). A quality and risk adjusted cost function for banks: evidence on the "too big to fail doctrine". *Journal of Productivity Analysis*, 4(3), 293-315.
- Instrução do Banco de Portugal n.º 10/2007, de 15 de Maio.
- Instrução do Banco de Portugal n.º 11/2006, de 16 de Outubro.

Instrução do Banco de Portugal n.º 12/2007, de 15 de Maio.

Instrução do Banco de Portugal n.º 18/2007, de 15 de Maio.

Jacklin, C. & Bhattacharya, S. (1988). Distinguishing panics and information-based bank runs: Welfare and policy implications. *Journal of Political Economy*, 96, 568–592.

Jarrow, R. & Deventer, D. R. (2004). Practical Usage of Credit Risk Models in Loan Portfolio and Counterparty Exposure Management: An Update. Em D. Shimko (Ed.), *Credit Risk Models and Management*, 2.^a ed., Londres: Risk Publications.

Jarrow, R.A. & Turnbull, S.M. (1995). Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. *Journal of Finance*, 50(1), 53-86.

Jarrow, R.A. (2001). Counterparty risk and the pricing of defaultable securities. *Journal of Finance*, 56(5), 1765-1799.

Jeanblanc, M. & Cam, Y. (2007). Reduced form modelling for credit risk. Universidade d'Évry. [Em linha] Acessível em: http://www.maths.univ-evry.fr/pages_perso/jeanblanc/pubs/jl_reduc.pdf

Jewell, W.S. (1973). Multidimensional credibility. *Actuarial Research*, Clearing House 4.

Joos, P., Vanhoof, K., Ooghe, H. & Sierens, N. (1998). Credit classification: A comparison of Logit models and Decision Trees. *Working Paper 98/49*. Universidade de Gent.

Kaiser, H.F. & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34, 111-117.

Kallenberg, O. (2002). *Foundations of Modern Probability*, (2.^a ed.). Nova Iorque: Springer.

Kane, E. J. (1995). Three paradigms for the role of capitalization requirements in insured financial institutions. *Journal of Banking and Finance*, 19, 431-459.

- Keasey, K. & Watson, R. (1987). Non-financial symptoms and the prediction of small company failure: a test of Argenti's hypotheses. *Journal of Business Finance & Accounting*, 14(3), 335–354.
- Kiefer, N.M. (2006). Default Estimation for Low-Default Portfolios. [Em linha] Acessível em: <http://ssrn.com/abstract=945140>
- Klimasauskas, C.C. (1993). Applying neural networks. Em *Neural Networks in Finance and Investing*. Trippi and Turban eds, Chicago: Probus Publishing Company.
- Klugman, S.A., Panjer, H.H. & Willmot, G.E. (2004). *Loss Models: From Data to Decisions* (2.^a ed.). Nova Iorque: Wiley.
- Knight, F. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. Nova Iorque: Hart, Schaffner and Marx.
- Koh, H.C. (1992). The sensitivity of optimal cutoff points to misclassification costs of type I and type II errors in the going-concern prediction context. *Journal of Business Finance & Accounting*, 19(2), 187-197.
- Korkmaz, S. (2006). Dynamic Coherent Risk Measures. Dissertação de Mestrado. Graduate School of Applied Mathematics. Middle East Technical University.
- Kupiec, P.H. & O'Brien, J.M. (1997). Recent developments in bank capital regulation of market risks. Em B. Schachter, *Advances in Finance Investment and Banking: Derivatives, Regulation and Banking*, Amesterdão: North Holland.
- Kurbat, M. & Korablev, I. (2002). Methodology for Testing the Level of the EDF Credit Measure. *Moody's KMV White Paper*.
- Laidler, D. (2004). Central banks as lenders of last resort – Trendy or passe? *Working Paper 2004-8*, Universidade de Ontário Ocidental.
- Lando, D. (1998). On Cox processes and credit risky securities. *Working Paper Institute on Mathematical Sciences*, Universidade de Copenhaga.

- Lando, D. (2004). *Credit Risk Modeling: Theory and Applications*. Princeton: Princeton University Press.
- Lei n.º 5/98, de 31 de Janeiro (Lei Orgânica do Banco de Portugal).
- Lei n.º 60-A/2008, de 20 de Outubro (Concessão extraordinária de garantias pessoais pelo Estado).
- Lei n.º 62-A/2008, de 11 de Novembro (Nacionalização do BPN).
- Leland, H.E. & Pyle, D.H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371-387.
- Leland, H.E. & Toft, K. (1996). Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads. *Journal of Finance*, 51, 987-1019.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Likert, R. (1968). The human organization: Its management and value. *The Accounting Review*, 43 (2), 404-405.
- Lizal, L. (2002). Determinants of financial distress: what drives bankruptcy in a transition economy? The Czech Republic case. *William Davidson working paper*, 451.
- Longley-Cook, L.H. (1962): An Introduction to Credibility Theory. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, 49, 194-221.
- Longstaff, F. A. & Schwartz, E. S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *Journal of Finance*, 50(3), 789-819.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Masaaki, K. & Suzuki, T. (2001). A jump-difusion model for pricing corporate debt securities in a complex capital structure. *Quantitative Finance*, 1, 611-620.

- Mashayeki, M (2002). On Asymptotic optimality in empirical Bayes credibility. *Insurance: Mathematics & Economics*, 31, 285-295.
- McLeay, S. & Omar, A. (2005). The sensitivity of prediction models to the non-normality of bounded and unbounded financial ratios. *The British Accounting Review*, 32(2), 213-230.
- Merton, R.C. (1974). On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, 28, 449-470.
- Merton, R.C. (1977). An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees. *Journal of Banking and Finance*, 1, 512-520.
- Meyfredi, J-C. (2004). History of the Risk Concept and Risk Modeling. EDHEC Business School. [Em linha] Acessível em <http://docs.edhec-risk.com/EHFD-2006B/doc/History%20Risk%20Concept.pdf>
- MFAP – Ministério das Finanças e da Administração Pública (2008). Notas sobre Medidas de Reforço da Solidez Financeira. [Em linha] Acessível em http://www.min-financas.pt/inf_geral/081104NotaMedidasReforcoSolidezFinanceira.pdf
- MFAP – Ministério das Finanças e da Administração Pública (2008a). Nota sobre Proposta de Lei de Nacionalização do Banco Português de Negócios. [Em linha] Acessível em http://www.min-financas.pt/inf_geral/081104NotaPropostaLeiBPN.pdf
- Mishkin, F. S. (2000). Prudential Supervision: Why Is It Important and What are the Issues? *NBER Working Paper W7926*.
- Moody's (2007). Bank Financial Strength Ratings: Revised Methodology. Moody's Investor Service. [Em linha] Acessível em <http://www.moodys.com/cust/content/content.ashx?source=StaticContent/Free%20Pages/Products%20and%20Services/Downloadable%20Files/BFSR.pdf>

- Moody's (2007a). Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2006. Moody's Investor Service. [Em linha] Acessível em http://v2.moodys.com/cust/content/Content.ashx?source=StaticContent/Free%20Pages/Regulatory%20Affairs/Documents/default_and_recovery_rates_02_07.pdf
- Mowbray, A.H. (1914): How extensive a payroll exposure is necessary to give a dependable pure premium. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, 1, 24-30
- Neuhaus, W. (1985). Choice of statistics in linear Bayes estimation. *Scandinavian Actuarial Journal*, 1-26.
- Neves, J.C. & Silva, J.A. (1998). Análise do Risco de Incumprimento na Perspectiva da Segurança Social. Projecto financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia e da Segurança Social. [Em linha] Acessível em http://pascal.iseg.utl.pt/~jcneves/paper_relatorio_fct1.PDF
- Neves, J.C. & Vieira, A. (2004). Estimating bankruptcy using neural networks trained with hidden layer learning vector quantization. *Working paper* nº 2/2004, Departamento de Gestão, ISEG, UTL.
- Neves, J.C. (2007). *Análise Financeira: Técnicas Fundamentais* (1ª ed., 19.ª tiragem). Lisboa: Texto Editora.
- Nielsen, L., Saá-Requejo, J., Santa-Clara, P. (1993). Default risk and interest rate risk: the term structure of default spreads. *Working paper*, INSEAD.
- Norberg, R. (1980). Empirical Bayes credibility. *Scandinavian Actuarial Journal*, 177-194.
- Norberg, R. (2004). Credibility Theory. Em *Encyclopedia of Actuarial Science*, Wiley.
- Ohlson, J.A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 19, 109-131.
- Pestana, M. & Gageiro, J. (2005). *Análise de Dados para Ciências Sociais – A Complementaridade do SPSS*. Lisboa: Edições Sílabo.

- Pluto, K. & Tasche, D. (2005). Thinking positively. *Journal of Risk*, 18(8), 72-78.
- Ramakrishnan, R.T.S. & Thakor, A.V. (1984). Information reliability and a theory of financial intermediation. *Review of Economic Studies*, 51, 415–432.
- Ricke, M. & Pfössl, G. (2007). Quantitative validation of rating models for low default portfolios through benchmarking. Em *Financial Stability Report 14*, Oesterreichische Nationalbank (OeNB).
- Riedel, F. (2003). Dynamic coherent risk measures. *Working Papers 03004*, Stanford University.
- Rochet, J.C. (1992). Capital requirements and the behaviour of commercial banks. *European Economic Review*, 36, 1137–1178.
- Sabato, G. (2006). Managing Credit Risk for Retail Low-Default Portfolios. [Em linha] Acessível em: <http://ssrn.com/abstract=908373>
- Santos, J.A.C. (2000). Bank capital regulation in contemporary banking theory: a review of the literature. *BIS Working Papers*, 90.
- Saunders, A. & Allen, L. (2002). *Credit risk measurement: new approaches to value at risk and other paradigms* (2.^a ed.). Nova Iorque: John Wiley & Sons.
- Saunders, A. (1999). *Credit Risk Measurement: New Approaches to Value-at-Risk and Other Paradigms*. Nova Iorque: Wiley.
- Scholtens, B. & Wensveen, D. van (2003). The theory of financial intermediation: an essay on what it does (not) explain. Em M. Balling (Ed.), *SUERF - The European Money and Finance Forum*, 2003/1.
- Schuermann, T. & S. Hanson (2004). Estimating Probabilities of Default. *Staff Report no. 190*, Federal Reserve Bank of New York. [Em linha] Acessível em: http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr190.pdf

- Servigny, A. e Renault, O. (2002). Default correlation: Empirical evidence. *Standard & Poor's Working Paper*, Standard and Poor's. [Em linha] Acessível em: <http://www.risklab.es/es/jornadas/2002/CorrelationPresentation.pdf>
- Seward, J. (1990). Corporate financial policy and the theory of financial intermediation. *Journal of Finance*, 45, 351-375.
- Sharpe, S. (1990). Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships. *Journal of Finance*, 45(4), 1069-87.
- Standard and Poor's (2007). *Annual 2006 Global Corporate Default Study and Ratings Transitions*. [Em linha] Acessível em: <http://www2.standardandpoors.com/spf/pdf/products/DefaultStudyShortestVersion.pdf>
- Stein, R. (2006). Are the probabilities right? A first approximation to the lower bound on the number of observations required to test for default rate accuracy. *Journal of Investment Management*, 4(2), 61-71.
- Stiglitz, J.E. (1985). Credit markets and the control of capital. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2), 133-152.
- Stiglitz, J.E. (1994). The role of the state in financial markets. Em Banco Mundial, *Proceedings of the 1994 World Bank Annual Conference on Development Economics*.
- Szegö, G. (2002). Measures of Risk. *Journal of Banking and Finance*, 26(7), 1253-1272.
- Tarashev, N. (2005). Structural models of default: lessons from firm-level data. *BIS Quarterly Review*, Setembro.
- Tasche, D. (2005). Rating and probability of default validation. Em Studies on the Validation of Internal Rating Systems. *Working Paper 14*, BCBS.
- Thiel, M. (2001). Finance and economic growth – a review of theory and the available evidence, *Economic Papers*, 158, Comissão Europeia.

- Townsend, R. (1979). Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. *Journal of Economic Theory*, 21, 265-293.
- Tsuru, K. (2000). Finance and growth. *Economics Department Working Papers*, OCDE.
- Vasicek, O. (1991). Limiting Loan Loss Probability Distribution. *Moody's KMV Technical Document*.
- Wang, T. (2002). *A Class of Dynamic Risk Measures*. University of British Columbia.
- Whitney, A.W. (1918): The theory of experience rating. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, 4, 274-292.
- Wilde, T. & Jackson, L. (2006). Credit portfolio risk: Low-default portfolios without simulation. *Revista Risk*, Agosto.
- Wilson, T.C. (1997). *Measuring and Managing Credit Portfolio Risk*. McKinsey.
- Yamai, Y. e Yoshiba, T., On the validity of value-at-risk: comparative analysis with expected shortfall. *Institute for Monetary and Economics Studies, Banco do Japão*, 20, 57-85.
- Zavgren C.V. (1985). Assessing the vulnerability to failure of American industrial firms: A logistic analysis. *Journal of Business Finance and Accounting*, 12(1), 19-45.
- Zhou, C. (2001). The term structure of credit spreads with jump risk. *Journal of Banking and Finance*, 25, 2015-2040.