Risco de concentração setorial nas carteiras de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras

António R. dos Santos
Banco de Portugal

Nuno Silva
Banco de Portugal

Janeiro 2019

Resumo
Este artigo propõe um modelo de risco de crédito para a carteira agregada de empréstimos dos bancos portugueses a empresas não financeiras (ENF). Utilizando um modelo de múltiplos fatores baseados em simulações estima-se a distribuição de perdas e várias métricas de risco entre 2006 e 2017. O modelo diferencia-se da metodologia IRB de Basileia por incorporar explicitamente interdependências entre setores económicos. A natureza flexível do modelo permite que o risco setorial seja decomposto em diferentes componentes. Os resultados apontam para ganhos de diversificação nos últimos anos graças a uma menor concentração num setor específico, o setor da construção, e não devido a uma alocação a setores com menor interdependência. (JEL: G17, G21, G32)

Introdução

O risco de concentração numa carteira de crédito pode surgir de grandes exposições a mutuários específicos em relação ao tamanho da carteira (*name concentration*) ou de grandes exposições a grupos de mutuários significativamente correlacionados. Quando dois ou mais mutuários entram simultaneamente em incumprimento, as perdas de uma carteira são mais expressivas. Quanto maior a correlação dos incumprimentos, maior é o risco de concentração. A correlação dos incumprimentos pode resultar de vários fatores. Alguns dos mais frequentemente mencionados são fatores macroeconómicos, fatores geográficos, inter-relações corporativas – decorrentes de acionistas comuns ou de relações da cadeia de fornecimento – e setores económicos. As últimas décadas foram marcadas por vários episódios onde a concentração setorial desempenhou um papel importante. A concentração de crédito bancário no setor da energia no Texas e em

Agradecimentos: Gostaria de agradecer a António Antunes, Nuno Alves, Luísa Farinha, Diana Bonfim e Nuno Lourenço pelos seus comentários. As opiniões expressas neste artigo são da exclusiva responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Quaisquer erros ou omissões são da responsabilidade dos autores.

E-mail: ammsantos@bportugal.pt; nrsilva@bportugal.pt

Oklahoma nos anos oitenta e a sobre-exposição aos setores da construção e atividades imobiliárias na Suécia no início dos anos noventa e em Espanha e na Irlanda nos anos dois mil são exemplos de episódios onde a correlação de incumprimentos colocou em risco várias instituições financeiras.

Desde a implementação de Basileia II, sob o Pilar 1 da regulamentação de requisitos de capital para o risco de crédito, os bancos podem optar por utilizar uma abordagem regulatória padronizada – *Standardized approach* – ou baseada em parâmetros de risco estimados internamente – *Internal Ratings-Based (IRB) approach*. Ambas estas abordagens visam capturar risco de crédito, de forma lata. Contudo, não diferenciam explicitamente carteiras com diferentes graus de diversificação. Entre outras coisas, o Pilar 2 em Basileia II e em Basileia III aborda esta questão oferecendo uma estrutura genérica para lidar com o risco de concentração. No entanto, os bancos e os reguladores têm um elevado grau de liberdade na escolha das ferramentas quantitativas para lidar com este tipo de risco (Grippa e Gornicka 2016).

A fórmula IRB baseia-se no modelo Assintótico de Fator Único de Risco (ASRF) derivado do modelo de Vasicek (2002). As origens deste modelo podem ser encontradas no trabalho seminal de Merton (1974). O modelo ASRF baseia-se em dois pressupostos cruciais, designadamente a existência de um único fator de risco e de granularidade na carteira de crédito. Juntos, estes dois pressupostos levam à invariância da carteira, ou seja, o capital necessário para um empréstimo depende apenas do seu risco, independentemente da composição da carteira à qual é adicionado. Do ponto de vista regulatório, esta propriedade simplifica o processo de supervisão, permitindo que a metodologia seja aplicável a um vasto número de países e instituições. No modelo ASRF, dois mutuários estão correlacionados entre si porque ambos são expostos a um único fator sistemático, embora possam ter diferentes graus de exposição a esse mesmo fator. No caso específico da abordagem IRB, o grau de exposição ao fator sistemático é uma função decrescente da probabilidade de incumprimento.[1] De acordo com o BIS (2005), esta função decrescente está em conformidade com os resultados de vários estudos de supervisão. Todavia, esta pode ser uma maneira simplificada de captar as interdependências entre os diferentes mutuários quando vários outros fatores de risco sistemáticos podem desencadear eventos de incumprimento (Das *et al.* 2007; Saldías 2013). Assumindo tudo o resto constante, a abordagem IRB leva aos mesmos requisitos de capital para bancos com diferentes níveis de concentração setorial.

Neste artigo, implementamos um modelo de múltiplos fatores de risco baseado em simulações para estimar a distribuição de perdas para a carteira de crédito agregada dos bancos portugueses a empresas não financeiras,

1. Ou seja, a abordagem IRB é um caso particular do modelo ASRF no qual a correlação implícita entre mutuários é uma função do seu próprio risco.

derivando diferentes métricas de risco de crédito a um ano. Este método difere da abordagem IRB em dois aspetos: (i) em vez de um único fator de risco sistemático, consideramos um fator de risco para cada setor, reproduzindo as correlações de retornos dos ativos entre os setores; (ii) em vez de usar uma função decrescente da probabilidade de incumprimento, estimamos explicitamente o grau de exposição de cada setor ao fator sistemático. Desta forma, o risco de incumprimento não é sincronizado entre os setores e o grau de exposição a choques varia de acordo com o setor. A natureza flexível dos métodos baseados em simulações permite avaliar a evolução da concentração ao longo do tempo e decompor o risco de crédito em diferentes componentes. Esta informação pode auxiliar as autoridades micro e macroprudenciais a detetar riscos setoriais em bancos individuais e no sistema bancário como um todo.

Metodologia

Esta abordagem baseia-se num modelo de risco estrutural de múltiplos fatores procedente do trabalho seminal de Merton (1974). Neste modelo, uma empresa entra em incumprimento quando o valor dos seus ativos é menor que o valor da sua dívida. Isto implica que o incumprimento ocorre quando a rentabilidade estandardizada do ativo, X_i, está abaixo do limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento (PD ou *probability of default* em língua inglesa) para aquela empresa:

$$X_i \leq \Phi^{-1}(\mathrm{PD}_i), \tag{1}$$

Onde Φ^{-1} denota a inversa da função de distribuição Normal padrão para uma variável aleatória.

Adicionando ao modelo de Merton, considere ainda que a rentabilidade estandardizada do ativo X de uma empresa i pertencente ao setor s é uma função linear de um fator de risco sistemático específico ao setor, Y_s, e de um fator de risco idiossincrático, ε_i:

$$X_{si} = r_s Y_s + \sqrt{1 - r_s^2}\varepsilon_i, \tag{2}$$

$$\varepsilon_i \sim N(0,1) \quad Y_s \sim N(0,1).$$

Na equação acima, $r_s \in [0,1]$ é denominado como o peso do fator. Este parâmetro mede a sensibilidade da rentabilidade do ativo ao fator de risco. A rentabilidade estandardizada do ativo X_i é função de uma componente idiossincrática - o risco que é endémico a uma só empresa - e de uma componente sistemática, específica ao setor. A dependência entre as empresas

decorre da sua afiliação a um dado setor e da correlação entre os Y_s.[2] A correlação entre os fatores de risco é geralmente estimada utilizando índices setoriais de mercado. Contudo, estes índices não existem para Portugal. Por conseguinte, utilizamos frequências de incumprimento observadas para calcular, sob as hipóteses do modelo Merton, as rentabilidades do ativo estandardizado implícitas e, desta forma, estimar as correlações entre os setores - Tabela B.2 no Apêndice B.[3]

Um parâmetro crítico neste exercício é o peso do fator r_s. Pequenas alterações neste parâmetro podem levar a resultados significativamente diferentes. Em Düllmann e Masschelein (2006) e Accornero *et al.* (2017) o peso do fator é definido exogenamente como sendo 0,5. Esse valor é escolhido para que os requisitos de capital da carteira de referência destes autores sejam iguais aos requisitos de capital da metodologia IRB. Na abordagem IRB, o peso do fator é uma função decrescente da PD e está limitado entre, aproximadamente, 0,35 (valor máximo da PD) e 0,49 (valor mínimo da PD). O objetivo deste estudo não é avaliar a magnitude dos requisitos de capital em Basileia, mas sim reconhecer a possibilidade de incumprimentos simultâneos e quão onerosos estes são para uma carteira. O peso do fator deve refletir em que medida um euro a mais emprestado a uma empresa i que pertence a um setor s esta sujeito ao ciclo económico. Desta forma, o parâmetro é estimado (endogenamente), para cada setor, através de uma regressão de efeitos fixos temporais, ponderada pelo montante em dívida, e tendo como variável dependente o limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento (também denominado como distância-ao-incumprimento, $\mathrm{DD} = -\Phi^{-1}(\mathrm{PD}_i)$)). O nosso objetivo é compreender em que medida a variabilidade da distância-ao-incumprimento é explicada pelo tempo por cada euro investido no setor s. Os resultados estão disponíveis na Tabela B.1 no Apêndice B.

A distribuição de perdas, L, para uma dada carteira é estimada através de simulações de Monte Carlo no fator de risco específico ao setor e no fator de risco idiossincrático. Em cada simulação/cenário, os eventos de incumprimento são identificados comparando a rentabilidade estandardizada do ativo simulada com o limite implícito dado pela probabilidade de incumprimento $\Phi^{-1}(PD_i)$:

$$L = \sum_{s=1}^{S} \sum_{i=1}^{I_s} D_{X_i \leq \Phi^{-1}(\mathrm{PD}_i)} \cdot \mathrm{EXP}_i \cdot \mathrm{LGD}_i, \tag{3}$$

2. Para mais detalhes, consultar o Apêndice A.

3. Esta abordagem permite utilizar dados com uma frequência mensal oferecendo maior consistência na estimação. Os dados estão disponíveis entre 2005m1 e 2017m12.

onde $D = 1$, quando uma empresa entra em incumprimento, EXP_i é a exposição à empresa i, LGD_i é a perda da exposição i dado o incumprimento (*loss given default* em língua inglesa), S é o número de setores e I_s é o número de empresas no setor s. Para um determinado ano t, a exposição da empresa i é a exposição observada no último mês do ano $t-1$ e a LGD é uma constante igual a 0,5.[4] Cada simulação de Monte Carlo pode ser vista como um cenário ou estado do mundo. Cada cenário gera uma perda específica para a carteira. A frequência dos vários resultados/perdas após um grande número de simulações gera a distribuição de perdas de crédito. O Gráfico 1 ilustra o processo.

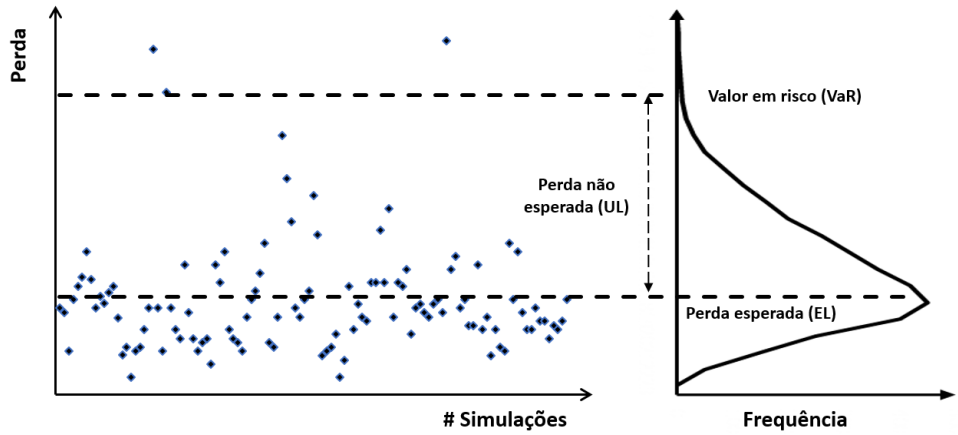


GRÁFICO 1: Distribuição de Perdas de Crédito.

Existem várias métricas de risco que podem ser calculadas com base na distribuição de perdas da carteira. As mais utilizadas são a perda esperada (EL ou *expected loss* em língua inglesa), o valor em risco (VaR ou *value-at-risk* em língua inglesa), a perda não esperada (UL ou *unexpected loss* em língua inglesa) e o valor em risco condicional (ES ou *expected shortfall* em língua inglesa). A EL corresponde ao valor esperado das perdas da carteira L, podendo ser estimada como a média dos cenários simulados.[5] O VaR_p é a perda máxima se excluirmos os (piores) resultados cuja probabilidade seja menor que p. O VaR é um quantil da distribuição. A UL_p é a diferença entre o VaR_p e a EL. Na abordagem IRB, considera-se que os bancos devem ter capital suficiente para sustentar uma perda com probabilidade menor que $p = 99.9\%$. Assim, a UL pode ser interpretada como o capital requerido para sustentar tal perda. Por sua vez, o ES mede a perda esperada além de um quantil específico, a perda

4. BIS (2001) considera a LGD como 0,5 para créditos subordinados em empresas sem garantias reconhecidas.

5. A EL também pode ser estimada como PD*LGD*EXP. A estimativa da EL não depende do modelo usado.

esperada nos piores $p\%$ dos casos. O ES não é considerado na abordagem IRB. No entanto, pode ser intuitivamente interpretado como a quantidade de capital necessária, em média, para sustentar perdas com probabilidade acima de p. De agora em diante, consideraremos $p = 99.9\%$, o valor usado no modelo IRB.

O ES pode ser decomposto em contribuições marginais de cada setor económico s. De acordo com Puzanova e Düllmann (2013), as medidas de contribuição marginal têm uma propriedade (desejável) de alocação completa, ou seja, elas somam o total do ES. A contribuição marginal é interpretada como o peso do setor para o ES, uma aproximação da sua relevância sistemática. Esta medida combina a avaliação do risco do setor, o seu peso para a exposição total da carteira e a interdependência com os outros setores:

$$\mathrm{MC}_s = E[L_s | L_{tot} \geq \mathrm{VaR}_q(L_{tot})]. \tag{4}$$

Dados

Este artigo utiliza um conjunto de dados único resultante da agregação de várias bases de dados: exposições a empréstimos individuais e frequências de incumprimento setoriais obtidos através da Central de Responsabilidades de Crédito (CRC); informação da CAE (ou NACE[6]) disponível na IES (*Informação Empresarial Simplificada*) e probabilidades de incumprimento a um ano disponíveis na avaliação de crédito interna do Banco de Portugal – SIAC (*Sistema Interno de Avaliação de Crédito*).[7] Estes dados referem-se a empresas não financeiras que operam em Portugal entre 2006 e 2017.

A amostra inicial cobre aproximadamente a população de empresas não financeiras portuguesas que possuem pelo menos um empréstimo concedido por uma instituição financeira residente. No entanto, a análise incluí apenas as empresas cujos empréstimos são consideradas como estando em situação regular, uma vez que são essas empresas que estão em risco de incumprir no próximo ano. Desta forma, quando uma empresa entra em incumprimento no ano t é excluída da análise em $t+1$. A empresa permanece excluída da análise enquanto estiver em incumprimento.[8] Desta forma, analisamos aproximadamente 77% das empresas – 85% da exposição total.

Os grupos económicos são divididos com base no nível mais agregado da CAE em treze setores. Idealmente, empresas de um determinado grupo devem ser tão homogéneas quanto possível na variabilidade da PD ao longo do tempo, mas heterogéneas entre os grupos. Isto é, devem reagir de maneira semelhante aos mesmos fatores. Uma possibilidade de aumentar a homogeneidade no grupo seria dividi-lo em mais subgrupos utilizando níveis mais desagregados da CAE. No entanto, ao usar níveis mais desagregados, não podemos garantir um número razoável de observações em cada grupo para estimar consistentemente os parâmetros do modelo. Assim, cada empresa foi designada a um de treze grupos económicos. O Gráfico 2 mostra que mais de metade da exposição bancária a empréstimos em situação regular está concentrada em quatro setores: comércio por grosso e retalho, indústrias transformadoras, construção e atividades imobiliárias. Enquanto os dois primeiros setores mantiveram um peso relativamente constante entre 2006 e 2017, a exposição agregada aos outros dois diminuiu de 40% para 25% do total da carteira.

6. Classificação estatística das atividades económicas na Comunidade Europeia.

7. See Antunes *et al.* (2016).

8. Uma empresa é considerada "em incumprimento" junto do sistema financeiro se a parcela de crédito em incumprimento for superior a 2,5 por cento do total de crédito. O "evento de incumprimento" ocorre quando a empresa completa três meses consecutivos em incumprimento. Diz-se que uma empresa incumpriu num determinado ano se durante esse ano ocorreu um evento de incumprimento.

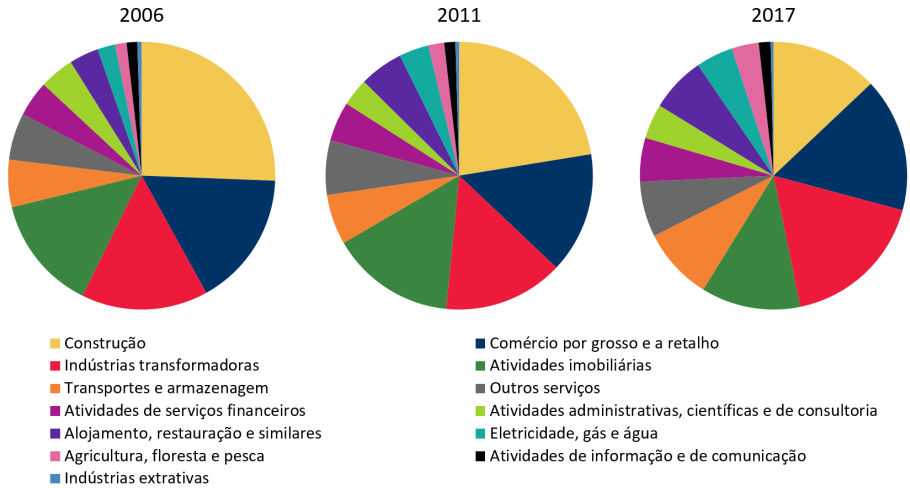


GRÁFICO 2: Carteira de crédito portuguesa de empréstimos concedidos a empresas não financeiras - ponderações por setor de atividade.

Resultados

O Gráfico 3 reporta a distribuição de perdas da carteira de empréstimos agregada dos bancos portugueses a empresas não financeiras entre 2006 e 2017, apresentada em percentagem do total da exposição.[9] A distribuição não é simétrica, sendo mais concentrada em pequenas perdas e com menor frequência em grandes perdas. A distribuição é limitada à esquerda, pois o melhor cenário é quando não há perdas. Tem uma cauda pesada, ou seja, as perdas podem ser bastante expressivas. Utilizando a informação da distribuição de perdas estimada para cada ano, o Gráfico 4 mostra a perda esperada e três medidas de risco "extremo" (*tail risk*) – valor em risco, perda não esperada e valor em risco condicional – a 99,9% entre 2006 e 2017. Para permitir comparações entre diferentes anos, todas as medidas de risco de crédito são apresentadas em percentagem do total da exposição. Todas estas medidas apresentam uma evolução semelhante: um aumento contínuo entre 2006 e 2013, seguido por uma diminuição até 2017. O $\mathrm{VaR}_{99.9\%}$ e o $\mathrm{ES}_{99.9\%}$ movem-se de forma paralela uma vez que as distribuições de perdas são estritamente monótonas decrescentes na cauda. Durante este período a EL variou entre 1,6% e 5,3% e a $\mathrm{UL}_{99.9\%}$ variou entre 5% e 8,8%. Em 2017, a EL estava aproximadamente nos níveis de 2009/2010, enquanto a UL estava próxima do valor mínimo reportado em 2006. De facto, a diferença entre EL e UL diminuiu ao longo do tempo. Este resultado será abordado mais adiante.

9. Ver gráfico dinâmico no ficheiro PDF.

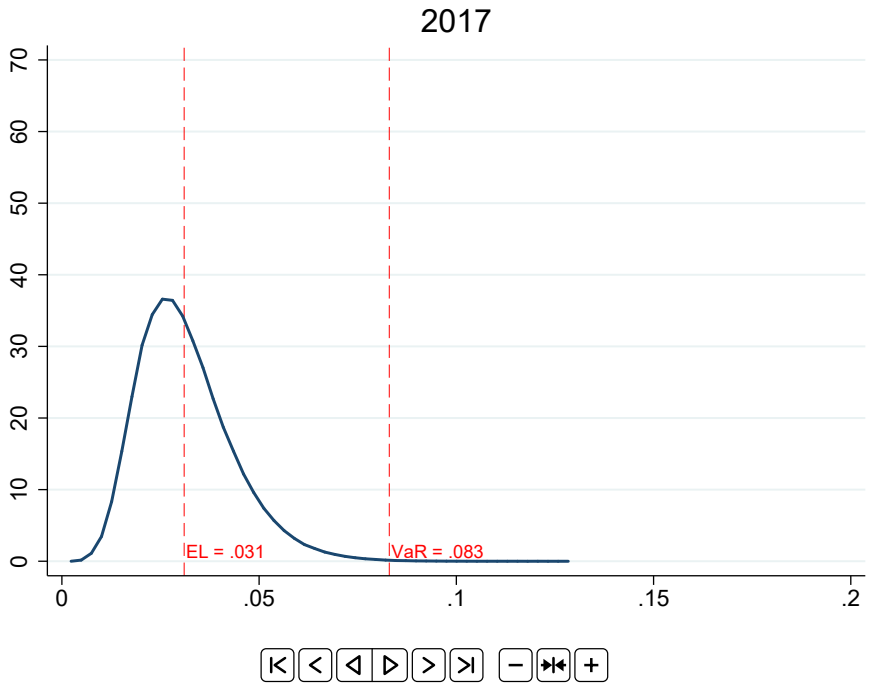


GRÁFICO 3: Distribuição de perdas da carteira 2006-2017.

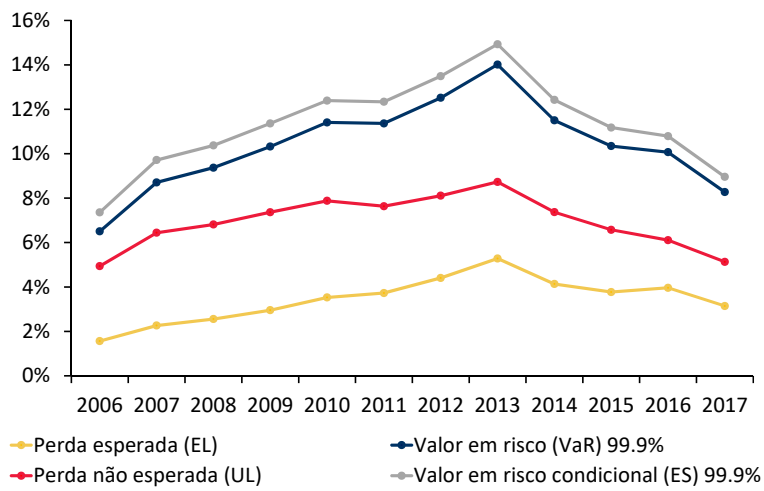


GRÁFICO 4: Medidas de risco de crédito baseadas na distribuição de perdas da carteira de empréstimos de instituição de crédito residentes em Portugal.

As medidas apresentadas até agora são úteis para avaliar o risco de crédito de uma carteira de empréstimos, mas não conseguem quantificar o papel da concentração setorial para o risco de crédito da carteira. Como tal, vamos realizar dois exercícios diferentes que tentam estabelecer medidas concretas para medir a evolução do risco de concentração. O primeiro compara os resultados de nossa abordagem (modelo base) com os de um modelo ASRF, enquanto o segundo decompõe a UL. Os valores apresentados devem ser interpretados com cautela, pois são sensíveis à estrutura de interdependência considerada e ao peso do fator r_s.

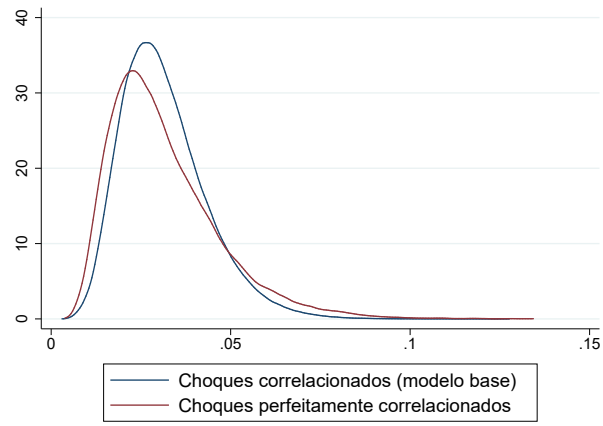
Para o primeiro exercício, o Gráfico 5 (A) apresenta a distribuição de perdas da carteira para 2017 sob duas hipóteses diferentes para o fator de risco específico do setor, Y_s, na equação (3). O modelo com choques correlacionados (modelo base, a azul) refere-se à distribuição de perdas utilizando a estrutura de correlação apresentada na Tabela B.1 no Apêndice B, a mesma distribuição reportada no Gráfico 3. Em contrapartida, o modelo com choques perfeitamente correlacionados ignora problemas de diversificação e pode ser visto como um modelo ASRF. A distribuição neste segundo caso (a vermelho) está ligeiramente à esquerda mas também tem uma cauda mais pesada. Este resultado é de alguma forma o esperado, uma vez que os cenários positivos (negativos) irão agora materializar-se simultaneamente em todos os setores. Por construção, a distribuição a vermelho leva a um valor maior (ou igual[10]) do $\mathrm{VaR}_{99.9\%}$. Em 2017, a perda não esperada é aproximadamente 54% maior sob esta hipótese (8.0% em vez de 5.2%). Por outras palavras, se o risco de incumprimento estivesse perfeitamente sincronizado entre os setores, a UL da carteira de empréstimos portugueses em 2017 seria 54% mais elevada *vis-à-vis* um cenário em que o risco de incumprimento é apenas parcialmente sincronizado. Repetindo este exercício para todos os períodos, os resultados indicam que nos últimos anos a diferença na perda não esperada entre o modelo base e aquele com choques perfeitamente correlacionados aumentou - Gráfico 5 (B). No período pré-crise a diferença foi de cerca de 40% e aumentou desde 2014 para aproximadamente 50%, o que sugere que a carteira se tornou mais diversificada. Mas o que provocou esta mudança?

Para tentar responder a esta questão, vamos realizar um segundo exercício. Novamente, vamos considerar o fator de risco específico do setor, Y_s, na equação (3) e definir três modelos auxiliares: (i) um modelo com choques idiossincráticos, onde todas as empresas são independentes e, portanto, cada uma é afetada por um choque específico Y_i; (ii) um modelo que impõe apenas correlação dentro do setor, simulando o mesmo Y_s para cada empresa no setor s, mas assume que todos os Y_s são independentes entre si; (iii) o nosso modelo base que impõe correlações intra e intersetoriais. Por construção, cada modelo

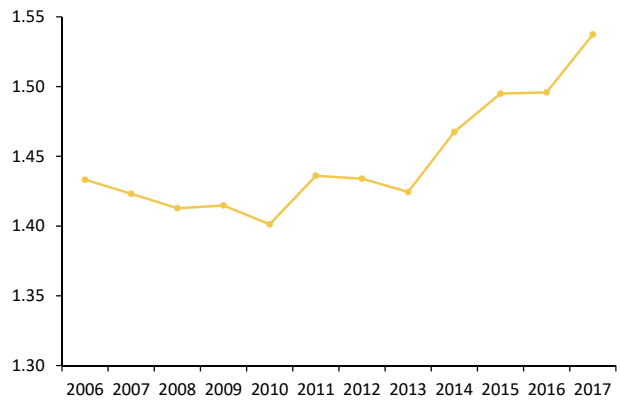
10. A carteira está exposta apenas a um setor ou a setores perfeitamente correlacionados.

tem o mesmo valor esperado, mas produz valores maiores (ou iguais) para o $\mathrm{VaR}_{99.9\%}$ e a $\mathrm{UL}_{99.9\%}$:

$$\mathrm{UL}^{(i)}_{99.9\%} \leq \mathrm{UL}^{(ii)}_{99.9\%} \leq \mathrm{UL}^{(iii)}_{99.9\%} \,. \tag{5}$$



(A) Distribuição de perdas da carteira 2017.



(B) Perdas não esperadas - rácio entre o modelo com choques perfeitamente correlacionados e o modelo base.

GRÁFICO 5: Modelo sob a hipótese de choques perfeitamente correlacionados *vis-à-vis* o modelo base.

O Gráfico 6 decompõe a UL entre 2006 e 2017 com base nos seus fatores de risco, nomeadamente, a contribuição independente das empresas, a contribuição resultante da correlação dentro do setor e a contribuição decorrente da correlação entre setores. Esta decomposição é feita utilizando os três modelos mencionados anteriormente. A partir do gráfico é possível constatar que, apesar de aumentar ligeiramente, a contribuição independente desempenha um papel pouco relevante. A maior parte da perda não esperada é justificada pelas correlações dentro e entre setores. Contudo, a contribuição relativa destas fontes de correlações para UL alterou-se nos últimos anos. Enquanto no período pré-crise a correlação dentro do setor explicava a maior parte da UL, esse papel é agora desempenhado pela correlação entre setores. Uma métrica adicional interessante para compreender esta dinâmica é a relação entre perda não esperada e a perda esperada (UL / EL). O Gráfico 7 mostra esta relação e decompõe-na nos mesmos contributos que o Gráfico 6. Com base no Gráfico 7 é possível aferir que o rácio diminui continuamente entre 2006 e 2015, permanecendo, posteriormente, constante. Este rácio é especialmente afetado pela interdependência dos incumprimentos dos mutuários. A contribuição da correlação entre setores para o rácio permanece relativamente constante ao longo do tempo, enquanto a contribuição da correlação dentro do setor determina a tendência do rácio. Os resultados indicam que os possíveis ganhos de diversificação nos últimos anos são motivados por uma menor concentração num setor ou setores específicos e não devido a uma alocação a setores com menor interdependência. Caso contrário, a contribuição entre os setores teria diminuído. Esta tendência também é encontrada no Índice de Herfindahl, que mede o tamanho dos setores de atividade na carteira (normalizado em 2006). Posto isto, qual o setor ou setores que provocaram este resultado?

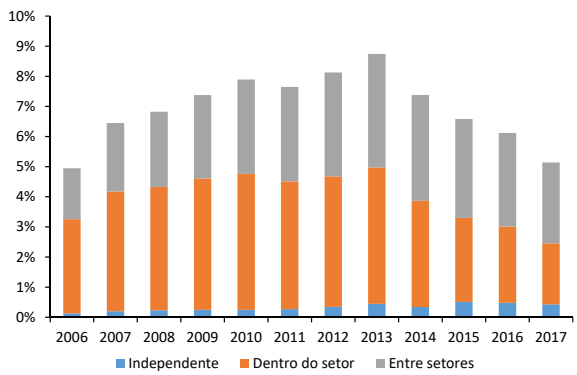


GRÁFICO 6: Contribuições para a perda não esperada.

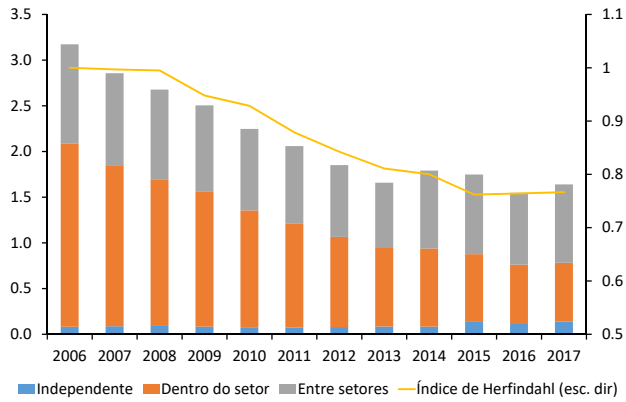


GRÁFICO 7: Contribuições para o rácio UL/EL e Índice de Herfindahl (normalizado em 2006).

O Gráfico 8 apresenta as contribuições de cada setor para o ES relativo ao modelo base em três períodos diferentes. O risco de perdas extremas está significativamente concentrado em dois setores, a saber, os setores da construção e das atividades imobiliárias, que representam mais de metade do ES. Ainda assim, embora a contribuição do setor imobiliário permaneça relativamente constante, a contribuição do setor da construção diminui de, aproximadamente, 55% para 30% entre 2006 e 2017. Por conseguinte, os ganhos de diversificação documentados anteriormente são, aparentemente, um resultado provocado pelo setor de construção. A contribuição marginal deste setor para o risco na cauda diminui ao longo do tempo, essencialmente porque o seu peso na carteira também diminui. A diminuição do peso do setor da construção resulta, *inter alia*, do número muito significativo de incumprimentos observado neste setor. No Gráfico 9 observamos que o setor de construção tem, em média, a maior contribuição para a EL, mas uma contribuição ainda maior para o ES. Por outro lado, setores como a indústria transformadora e o comércio por grosso e retalho têm uma contribuição baixa para o ES (aproximadamente 13%) quando comparados com sua importância para a EL (aproximadamente 24%).[11] Esta diferença sugere a existência de potenciais ganhos de diversificação.

11. A magnitude desta diferença depende significativamente da parametrização do peso do fator. Ao considera r = 0,5 – o peso do fator proposto por Düllmann e Masschelein (2006) – este efeito é consideravelmente mitigado.

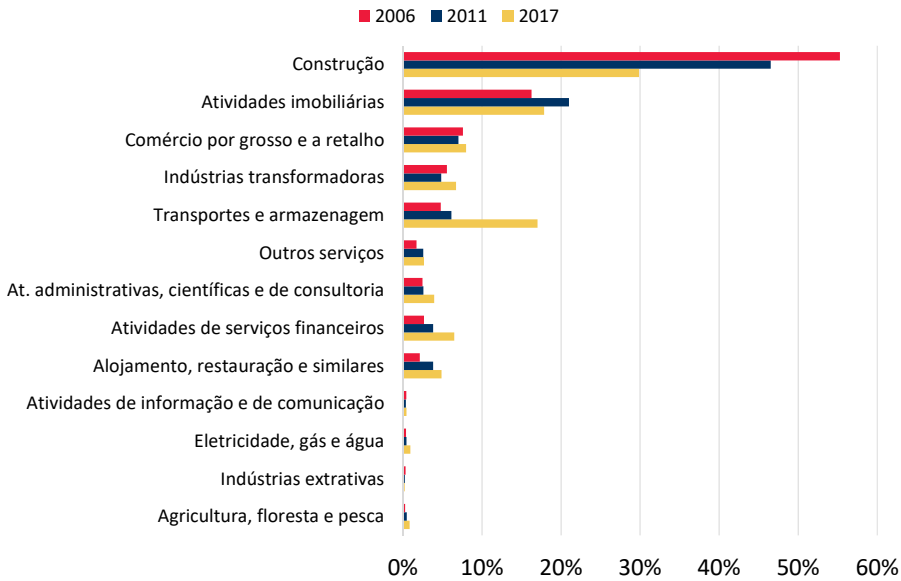


GRÁFICO 8: Contribuições para o $ES_{99.9\%}$.

Para cada ano, as contribuições devem somar 100%.

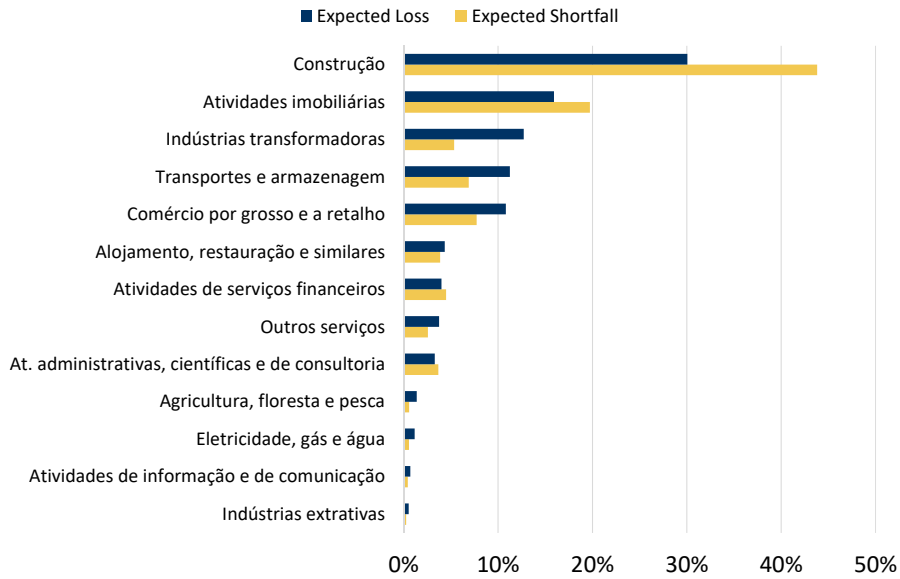


GRÁFICO 9: Contribuições médias para a EL e o $ES_{99.9\%}$.

Para cada medida, as contribuições devem somar 100%.

Conclusão

A abordagem de Basileia sobre requisitos de capital optou por um modelo simples e transparente que não contabiliza explicitamente o risco de concentração de uma carteira. Este facto é compensado de várias maneiras. Não obstante, o objetivo deste estudo não é avaliar se os requisitos de capital de Basileia são suficientemente conservadores. Como já foi mencionado, o facto de todas as medidas de risco extremo estarem muito dependentes do valor atribuído ao peso do fator, cuja estimação é particularmente desafiadora, afeta significativamente os resultados deste tipo de exercício. Ao invés, este estudo tem três objetivos. O primeiro objetivo é acompanhar a evolução do risco extremo da carteira de empréstimos. Utilizando o modelo proposto neste artigo, o risco extremo aumenta significativamente até 2013 e, desde então, começa a diminuir. A diminuição das medidas de risco estremo, como o valor em risco e o valor em risco condicional, foi consideravelmente mais pronunciada do que a redução da perda esperada. O segundo objetivo deste estudo é analisar os determinantes da evolução do risco extremo. Em particular, estamos interessados na relação entre a perda não esperada e a perda esperada que é especialmente afetada pela interdependência dos incumprimentos dos mutuários. Com base no modelo de múltiplos fatores, onde as correlações dos mutuários resultam maioritariamente da concentração setorial e das relações intersetoriais, a redução progressiva na exposição dos bancos ao setor da construção provoca uma redução gradual no rácio entre a perda não esperada e a perda esperada. O último objetivo deste artigo é chamar a atenção do leitor para a discrepância entre a contribuição marginal de cada empréstimo para a perda esperada e para o valor em risco condicional, que depende do setor de atividade do mutuário. Em particular, mostra-se que a relação entre estas duas contribuições reporta um valor significativamente acima de um nos setores de construção e atividades imobiliárias, e um valor consideravelmente abaixo de um em setores como o da indústria transformadora. Esta diferença sugere a existência de potenciais ganhos de diversificação.

Referências

Accornero, Matteo, Giuseppe Cascarino, Roberto Felici, Fabio Parlapiano, e Alberto Maria Sorrentino (2017). "Credit risk in banks' exposures to non-financial firms." *European Financial Management*, pp. 1–17.

Antunes, António, Homero Gonçalves, Pedro Prego, *et al.* (2016). "Firm default probabilities revisited." *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*.

BIS (2001). "The Internal ratings-based approach." *Bank for International Settlements*.

BIS (2005). "An explanatory note on the Basel II IRB risk weight functions." *Bank for International Settlements*.

Das, Sanjiv R, Darrell Duffie, Nikunj Kapadia, e Leandro Saita (2007). "Common failings: How corporate defaults are correlated." *The Journal of Finance*, 62(1), 93–117.

Düllmann, Klaus e Nancy Masschelein (2006). "Sector concentration in loan portfolios and economic capital." Tech. rep., Discussion Paper, Series 2: Banking and Financial Supervision.

Grippa, Pierpaolo e Lucyna Gornicka (2016). *Measuring Concentration Risk - A Partial Portfolio Approach*. International Monetary Fund.

Merton, Robert C (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance*, 29(2), 449–470.

Puzanova, Natalia e Klaus Düllmann (2013). "Systemic Risk Contributions: A Credit Portfolio Approach." *Journal of Banking and Finance*, 37.

Saldías, Martín (2013). "A market-based approach to sector risk determinants and transmission in the euro area." *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4534–4555.

Vasicek, Oldrich (2002). "The distribution of loan portfolio value." *Risk*, 15(12), 160–162.

Apêndice A

A correlação entre os fatores de risco sistemático específico ao setor, Y_s, é referida como correlação de fatores e denotada por ρ_{ij}. Considere que Y_s (denominado como um fator composto) pode ser expresso como uma combinação linear de fatores normal padrão iid, Z, que impõem a estrutura de correlação de fatores entre os setores:

$$Y_s = \sum_{k=1}^{S} \alpha_{s,k} Z_k, \quad \text{with} \quad \sum_{k=1}^{S} \alpha_{s,k}^2 = 1 \tag{A.1}$$

A matriz $(\alpha_{s,k})$ é obtida através da decomposição de Cholesky da matriz de correlação dos setores, ρ_{ij} – Tabela B.2 do Apêndice B. Para garantir que Y_s tenha variância unitária, a condição $\sum_{k=1}^{S} \alpha_{s,k}^2 = 1$ tem de ser assegurada.

A correlação entre a rentabilidade dos ativos de duas empresas pertencentes aos setores i e j é obtida como:

$$\omega_{ij} = r_i r_j \rho_{ij} = r_i r_j \sum_{k=1}^{S} \alpha_{i,k} \alpha_{j,k}. \tag{A.2}$$

A correlação entre os fatores sistemáticos e a sensibilidade da rentabilidade do ativo ao fator determinam as dependências entre as empresas. A correlação da rentabilidade do ativo intrasetorial é dada considerando-se que $\rho_{ij} = 1$. Neste caso, $\omega_{ij} = r_s^2$.

Apêndice B

Setor de atividade	r_s
01 - Agricultura, floresta e pesca	0.229
02 - Indústrias extrativas	0.303
03 - Indústrias transformadoras	0.098
04 - Eletricidade, gás e água	0.162
05 - Construção	0.457
06 - Comércio por grosso e a retalho	0.199
07 - Transportes e armazenagem	0.244
08 - Alojamento, restauração e similares	0.304
09 - Atividades de informação e de comunicação	0.258
10 - Atividades imobiliárias	0.363
11 - Atividades de serviços financeiros	0.472
12 - Atividades administrativas, científicas e de consultoria	0.422
13 - Outros serviços	0.313

QUADRO B.1. Peso do Fator

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	**1**	-0.03	0.28	0.03	0.29	0.36	0.02	-0.02	0.07	0.09	0.23	-0.12	0.16
2	-0.03	**1**	0.45	0.24	0.27	0.46	0.29	0.45	0.01	0.35	0.11	0.34	0.13
3	0.28	0.45	**1**	0.28	0.56	0.69	0.39	0.55	0.16	0.52	0.42	0.42	0.39
4	0.03	0.24	0.28	**1**	0.46	0.36	0.2	0.3	0.33	0.32	0.35	0.32	0.13
5	0.29	0.27	0.56	0.46	**1**	0.64	0.3	0.42	0.45	0.76	0.51	0.45	0.39
6	0.36	0.46	0.69	0.36	0.64	**1**	0.42	0.54	0.49	0.65	0.44	0.56	0.25
7	0.02	0.29	0.39	0.2	0.3	0.42	**1**	0.53	0.18	0.38	0.27	0.56	0.21
8	-0.02	0.45	0.55	0.3	0.42	0.54	0.53	**1**	0.05	0.42	0.5	0.45	0.51
9	0.07	0.01	0.16	0.33	0.45	0.49	0.18	0.05	**1**	0.5	0.4	0.33	0.06
10	0.09	0.35	0.52	0.32	0.76	0.65	0.38	0.42	0.5	**1**	0.32	0.6	0.28
11	0.23	0.11	0.42	0.35	0.51	0.44	0.27	0.5	0.4	0.32	**1**	0.28	0.6
12	-0.12	0.34	0.42	0.32	0.45	0.56	0.56	0.45	0.33	0.6	0.28	**1**	0.3
13	0.16	0.13	0.39	0.13	0.39	0.25	0.21	0.51	0.06	0.28	0.6	0.3	**1**

QUADRO B.2. Correlações Setoriais.