

UMA AVALIAÇÃO DA CONCORRÊNCIA NO SISTEMA BANCÁRIO PORTUGUÊS NO PERÍODO 1991-2004*

*Miguel Boucinha***

*Nuno Ribeiro***

1. INTRODUÇÃO

Durante as décadas de oitenta e noventa, o sistema bancário português sofreu significativas alterações estruturais, com um importante impacto no grau de concorrência enfrentado pelas instituições financeiras. Os primeiros passos no sentido da liberalização do sector foram observados em meados dos anos oitenta, destacando-se a abertura do mercado à iniciativa privada, num contexto em que o sector bancário era dominado por instituições públicas. Ainda assim, até ao início dos anos noventa, os bancos encontravam-se fortemente regulamentados em aspectos fundamentais da sua actividade. De facto, a autonomia para definir preços e quantidades nos mercados de depósitos e de empréstimos era reduzida, ao mesmo tempo que a entrada de bancos (domésticos ou estrangeiros) no mercado, bem como a expansão da rede de balcões dos bancos já a operar, estavam sujeitas à autorização discricionária das autoridades¹. Neste contexto, o reduzido grau de concorrência observado durante o início dos anos oitenta terá resultado menos do comportamento das instituições bancárias do que da existência de restrições administrativas muito fortes ao funcionamento do mercado. Assim, o desenvolvimento da actividade bancária num verdadeiro ambiente de mercado só foi possível desde o início da década de noventa, com a liberalização das taxas de juro a aplicar na generalidade das operações bancárias, a par da eliminação dos limites quantitativos ao crédito. Deste modo, o presente artigo analisa as condições concorrenciais no sistema bancário português no período pós-1990, incluindo a sua evolução ao longo do tempo, bem como a investigação de eventuais alterações de comportamento associadas à participação na área do euro.

Durante o período em análise, para além do aumento da concentração no sistema bancário nacional, merece destaque o processo de privatizações bem como o aumento do peso dos bancos estrangeiros, na sequência da liberalização do sector. De facto, entre 1991 e 1996, o número de bancos públicos a operar em Portugal diminuiu de dez para apenas um. Consequentemente, a quota de mercado dos bancos públicos, medida em termos de activo total, diminuiu no mesmo período de um valor próximo de 60 por cento, para cerca de 20 por cento. Por outro lado, entre 1991 e 2004, tanto o número como a quota de mercado dos bancos estrangeiros aumentaram consideravelmente, tendo a última crescido de 5 para 20 por cento. Na verdade, o aumento da quota de mercado dos bancos estrangeiros foi mais significativo que o aumento observado no número deste tipo de bancos, o que reflecte a aquisição de um grande banco nacional por parte de uma instituição estrangeira em 2000. De facto, e à semelhança do observado na maioria dos países europeus, o crescimento orgânico por parte de bancos estrangeiros que iniciaram actividade no mercado de retalho doméstico não foi particularmente bem sucedido.

* As opiniões expressas neste artigo são da inteira responsabilidade dos autores e não coincidem necessariamente com a posição do Banco de Portugal.

** Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal.

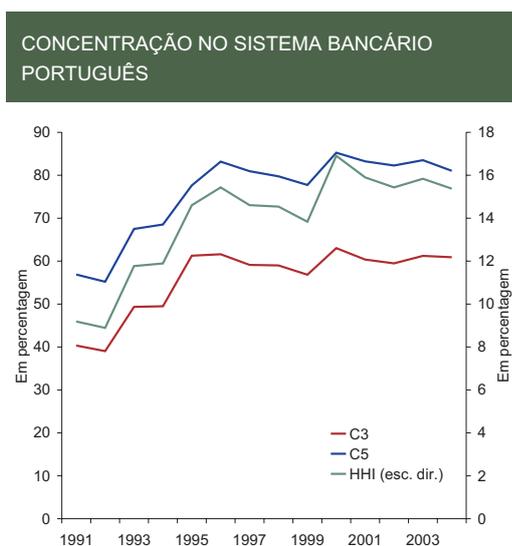
(1) Para uma breve descrição do processo de liberalização do sistema financeiro português, veja-se Ribeiro (2007).

O Gráfico 1 apresenta a evolução da concentração no sistema bancário nacional, medida quer pelos índices de concentração com 3 e 5 bancos (C_3 e C_5 , respectivamente, na escala de esquerda), quer pelo índice de Herfindahl-Hirshman (HHI , na escala da direita), calculados com base no activo total de cada banco². Através da observação dos três indicadores apresentados, é visível o aumento da concentração ao longo do período em análise, tendo a fase de desregulamentação sido seguida de uma tendência de consolidação no mercado. Uma análise mais atenta do Gráfico 1 permite identificar duas ondas de consolidação distintas entre 1991 e 2004. Até 1996, no seguimento do programa de privatizações, a concentração aumentou de uma forma quase linear, tendo em seguida estabilizado até 2000, quando se verificaram profundas alterações na estrutura accionista de alguns dos maiores grupos bancários.

De acordo com o tradicional paradigma que estabelece uma relação directa entre estrutura, conduta e comportamento, desenvolvido em Bain (1951), um aumento de concentração deveria surgir associado a menor concorrência. Contudo, este resultado contraria a ideia relativamente consensual, e apoiada por diversas análises informais, de que o sistema bancário português terá sido caracterizado por um aumento de concorrência neste período. Este comportamento – aumento de concorrência num período de maior concentração – é consistente quer com a teoria dos mercados contestáveis de Baumol (1982), quer com a hipótese de que a concentração poderá ser motivada pelo crescimento das instituições mais eficientes (Demestz 1974), e motiva o recurso ao teste não estrutural descrito em seguida.

O método utilizado com vista a avaliar o grau de concorrência do sistema bancário consiste na especificação de testes com base em equações de receita em forma reduzida, como sugerido inicialmente em Panzar e Rosse (1987). Assim, a receita é explicada por um vector de preços de factores, sendo que a soma das elasticidades da primeira face a estes constitui uma estatística, conhecida como estatística H , que permite inferir o grau de concorrência. Contudo, o recurso a esta estatística não é imune a críticas, nomeadamente no que respeita às hipóteses subjacentes ao seu uso como medida de con-

Gráfico 1



Fonte: Cálculos dos autores.

(2) Para os k maiores bancos de um mercado com n bancos, $C_k = \sum_{i=1}^k s_i$ e $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, em que s_i se refere à quota de mercado do banco i . Note-se ainda que a unidade de observação considerada é o grupo bancário. Para mais detalhes sobre esta questão, veja-se a Secção 3.

corrência no mercado bancário. Assim, o método de Panzar e Rosse constitui uma abordagem não estrutural, por contraposição à estimação de especificações baseadas em modelos de oligopólio estáticos, que estabelecem relações passíveis de serem testadas entre estrutura de mercado, medidas directas de comportamento estratégico e concorrência. Para mais, a metodologia usada assenta na hipótese fulcral de que os bancos são essencialmente produtores de um só bem no mercado de crédito, ao passo que todas as fontes de financiamento, incluindo os depósitos, são consideradas como factores de produção. Uma outra questão controversa, e que é transversal à maioria dos estudos empíricos deste tipo, reside na definição da variável mais apropriada para representar a receita dos bancos: a receita de juros ou a receita total, usadas em níveis ou normalizadas pelo activo total. Estas questões, bem como a definição de possíveis formas de as ultrapassar na especificação empírica, são discutidas em detalhe neste artigo. É dedicada especial atenção à definição da variável que mede a receita de juros, de forma a restringir a análise ao mercado doméstico de empréstimos, que constitui a componente dos activos dos bancos com maior probabilidade de exhibir poder de mercado. Da mesma forma, a definição da variável que mede o custo de financiamento dos bancos tem em conta as diferenças de perfil de serviços oferecidos pelos bancos, nomeadamente no que respeita a serviços de pagamento e de liquidez, de forma a controlar diferenças sistemáticas na importância para cada banco dos tipos de fontes de financiamento nos quais é mais susceptível de ocorrer poder de mercado. A medida de custo de financiamento dos bancos é ainda ajustada para a possibilidade de uma determinada instituição estar presente no mercado interbancário simultaneamente como credor e como devedor.

Apesar das suas limitações, a simplicidade desta metodologia ajuda a explicar a sua frequente utilização em estudos de concorrência de mercados bancários. Uma das principais vantagens reside no facto de, para aplicar esta metodologia, não ser necessário obter informação relativa a preços e quantidades dos serviços oferecidos pelos bancos, informação esta que, sendo necessária para a estimação de equações estruturais para o comportamento dos bancos, muitas vezes não está disponível, sendo que grande parte dos serviços não são fáceis de quantificar. Uma outra propriedade interessante desta metodologia reside no facto de permitir a inferência sobre a interacção entre choques nos preços dos factores de produção na função custo e na função receita, sem obrigar à estimação de funções procura, ou de funções custo. Adicionalmente, não é necessário definir *a priori* o mercado geográfico relevante, uma vez que a relação entre os preços dos factores e a receita captura a potencial diferenciação do produto de acordo com os mercados locais, em média, em termos agregados.

De acordo com os principais resultados obtidos, o sector bancário português, com destaque para o mercado de crédito, caracterizou-se por reduzida concorrência no período entre 1991 e 1996, tendo em seguida experimentado um período de reorganização e ajustamento até 2000, e exibindo desde então e até 2004 um comportamento consistente com um elevado grau de concorrência. Os resultados sugerem ainda ter havido períodos em que tanto os bancos privados como os bancos domésticos concorreram de forma mais intensa que a totalidade do sistema bancário, não tendo sido identificada uma relação robusta entre a dimensão dos bancos e o seu comportamento concorrencial.

A secção seguinte apresenta uma breve síntese dos resultados obtidos em aplicações empíricas da metodologia de Panzar e Rosse ao mercado bancário português, ao passo que na secção 3 são apresentados os dados e a metodologia utilizada. Na secção 4 são discutidos os resultados obtidos e na secção 5 são expostas as principais conclusões da análise.

2. RESULTADOS EMPÍRICOS ANTERIORES

A generalidade dos estudos que aplicam a metodologia de Panzar e Rosse rejeitam tanto a hipótese de comportamento perfeitamente monopolístico (ou cartelizado) como a hipótese de concorrência perfeita. O estudo de Casu e Girardone (2006), que analisa a concorrência para os países da UE-15 entre 1997 e 2003, obtém um valor entre zero e um para a estatística H estimada para o conjunto dos países, bem como para a maioria dos países considerados individualmente, incluindo Portugal. O artigo de Koutsomanoli-Fillipaki e Staikouras (2004) rejeita também tanto a hipótese de comportamento monopolístico como de comportamento perfeitamente concorrencial, para o período entre 1998 e 2002. Contudo, este estudo estima apenas a estatística H para a UE-15 como um todo, e não para Portugal individualmente. Bikker et al. (2006) estima as condições concorrenciais para 101 países, para o período entre 1986 e 2005. Uma vez que este estudo pretende ilustrar uma questão metodológica, é estimado um grande número de especificações diferentes, sendo que os resultados obtidos para Portugal variam entre comportamento monopolístico, nas especificações que consideram mais adequadas, e comportamento perfeitamente concorrencial nos modelos que consideram ter erros de especificação. Em geral, os resultados obtidos para Portugal estão em linha com os estimados para os outros países. Para uma apresentação mais exaustiva dos resultados obtidos em aplicações recentes da metodologia de Panzar e Rosse, veja-se a Quadro 1 de Casu e Girardone (2006) ou a Quadro 1 de Bikker et al. (2006).

3. DADOS E METODOLOGIA

A base de dados utilizada neste estudo foi constituída com recurso a informação retirada das demonstrações financeiras reportadas pelas instituições bancárias ao Banco de Portugal, constituindo um painel não equilibrado de dados anuais para todos os bancos activos em Portugal entre 1991 e 2004. Uma vez que a disponibilidade de informação contabilística detalhada em base consolidada se limita ao período mais recente, recorreu-se a dados em base individual. Contudo, e uma vez que se pretende inferir o comportamento de diferentes entidades económicas, por oposição a entidades legais, a informação para bancos pertencentes ao mesmo grupo económico foi agregada, tomando-se assim como unidade de observação o grupo e não o banco. A ocorrência de fusões na base de dados coloca, naturalmente, algumas dificuldades, não existindo uma forma de tratamento desta questão que esteja isenta de críticas. Nesta análise, optou-se por considerar os dois grupos de forma independente até à sua fusão, após a qual apenas um dos dois sobrevive, incluindo-se uma variável binária para controlar potenciais alterações de comportamento decorrentes da ocorrência da fusão. Todas as variáveis monetárias utilizadas estão avaliadas a preços constantes de 1991, tendo-se recorrido para o efeito ao deflator do PIB.

O reporte de demonstrações financeiras ao Banco de Portugal é obrigatório para todos os bancos activos no país. Contudo, existe um número considerável de bancos de pequena dimensão cuja principal actividade é a banca de investimento, sendo portanto provável que exibam um comportamento distinto do da maioria dos bancos universais e comerciais. Assim, de forma a obter uma amostra de bancos relativamente homogénea, foram eliminadas as observações correspondentes a instituições com menos de 15 empregados ou balcões. Os bancos que não recebem quaisquer depósitos de clientes foram também eliminados, e foi verificado que, para todas as observações, foram reportados valores positivos para o activo total e para os capitais próprios. Os primeiros dois anos de actividade de cada banco foram também eliminados, uma vez que parece razoável assumir que durante os pri-

meiros anos de actividade o comportamento dos bancos possa ser algo atípico. No final deste processo, a amostra compreendia um total de 197 observações, correspondentes a 25 grupos bancários. Para cada ano, a amostra final inclui pelo menos 92% dos empréstimos concedidos a clientes, 94% dos depósitos de clientes e 92% do total dos activos do sistema bancário português.

A definição dos produtos e factores de produção dos bancos está longe de ser consensual. Por um lado, a visão conhecida na literatura anglo-saxónica como *production approach* considera que os bancos são entidades que produzem serviços relacionados com o fornecimento de empréstimos e a manutenção de depósitos, devendo portanto a sua produção ser medida pelo número de depósitos e de empréstimos originados, ao passo que como factores de produção são identificados o trabalho e o capital físico. Por outro lado, de acordo com a visão conhecida como *intermediation approach* (Sealey and Lindley 1977), a principal actividade dos bancos consiste na concessão de empréstimos e no investimento em títulos e outros activos, recorrendo para tal a fundos obtidos através de depósitos, dívida de mercado por grosso e capitais próprios³. Deste modo, convergindo quanto à classificação do trabalho e do capital físico como factores de produção, as duas visões divergem quanto à classificação dos depósitos como factor de produção ou como parte integrante da produção. Tendo em conta que a teoria económica não indica claramente qual das alternativas descreve de forma mais adequada o comportamento dos bancos, é algo confortável constatar que as funções custo estimadas parecem ser relativamente insensíveis à opção tomada (Humphrey 1990). Por outro lado, existe evidência empírica que aponta no sentido de os depósitos se comportarem essencialmente como factores de produção (veja-se, a título de exemplo, Gilligan e Smirlock 1984, Hughes e Mester 1993, Shaffer 1994 e Hughes, Mester e Moon 2000). Estes resultados, aliados ao facto de não estar disponível informação sobre o número de depósitos captados e de empréstimos concedidos por cada banco, sustentam a opção pela *intermediation approach* tomada neste artigo e essencial para a aplicação da metodologia de Panzar e Rosse. Assim, os bancos são modelados como empresas que recorrem a trabalho, capital físico e depósitos, de forma a produzir empréstimos.

A especificação da variável dependente a utilizar na estimação das equações para levar a cabo o teste de Panzar e Rosse tem também sido alvo de alguma discussão na literatura, não sendo óbvio se será mais apropriado considerar a receita total ou apenas a receita de juros. Por um lado, o facto da própria metodologia considerar, *a priori*, que a produção dos bancos é essencialmente constituída pela concessão de empréstimos, sugere que será mais apropriado recorrer apenas a informação respeitante à receita de juros. Por outro lado, o aumento verificado na importância relativa das comissões no total da receita dos bancos não deve ser negligenciado. Assim, optou-se por recorrer à definição mais restrita de receita, incluindo o rácio entre as outras receitas e a receita de juros como regressor, o que permite obter um modelo geral que inclui tanto a especificação em que a variável dependente é a receita de juros (quando o coeficiente associado a este regressor é zero), como a especificação em que a variável dependente é a receita total (quando o coeficiente associado a este regressor é menos um)⁴.

Uma terceira questão prende-se com a opção de controlar a dimensão dos bancos. Dado que parece ser demasiado simplista assumir que a dimensão dos bancos não está correlacionada com o preço dos factores de produção, é provável que a exclusão desta variável afecte a consistência das estimativas para as elasticidades dos preços dos factores, enviesando as estimativas para baixo caso haja rendimentos crescentes à escala, e para cima na presença de rendimentos decrescentes à escala. Contudo, o estudo de Bikker *et al.* (2006) alerta para o facto de o controlo para a dimensão através da inclusão do activo total (como variável independente ou através da definição da variável dependente

(3) Para mais detalhes sobre estas duas visões da actividade dos bancos, veja-se Freixas e Rochet (1998), pág. 77-79.

(4) Este resultado verifica-se uma vez que $\ln RT = \ln(RJ + OR) \approx \ln RJ + (OR/RJ)$, em que *RT* designa a receita total, *RJ* a receita de juros e *OR* a receita obtida através de outras actividades. Este resultado é utilizado em Bikker *et al.* (2006).

como o rácio entre a receita e o activo total) na prática transformar a equação de receita em algo muito semelhante a uma equação de preços, sendo que a soma das elasticidades do preço do produto com respeito aos diversos factores de produção é positiva por definição, e independente do grau de concorrência. Assim, a inclusão de uma variável de dimensão na equação a estimar poderá enviesar para cima a estimativa para a estatística H . Contudo, há ainda que ter em conta que a potencial presença de erros de medida devido à aproximação dos preços dos factores de produção deverá enviesar os coeficientes estimados para baixo, independentemente da opção tomada com respeito ao controlo da dimensão.

Caso os bancos a operar em Portugal no período em análise se tenham comportado de forma consistente com um equilíbrio de longo prazo em concorrência perfeita, a estatística H deverá ser igual a um, uma vez que, numa situação em que os bancos têm lucro económico nulo e enfrentam uma procura infinitamente elástica, a receita terá necessariamente de seguir a evolução dos preços dos factores de produção de forma a garantir a sobrevivência dos bancos, sendo que a livre entrada se encarrega de manter os lucros nulos. Em situações de monopólio, cartelização perfeita ou equilíbrio em concorrência monopolística de curto prazo, a estatística de interesse deverá ser negativa. Para o caso de monopólio, este resultado é bastante intuitivo, uma vez que um monopolista opera sempre na zona elástica da curva de procura, pelo que um aumento do preço dos factores de produção, que levará a um aumento de preço, provocará uma diminuição da receita. Por fim, no caso de um modelo de concorrência monopolística de longo prazo com livre entrada de empresas no mercado, a estatística H deverá ser crescente na elasticidade da procura enfrentada pelas empresas, convergindo para um à medida que esta tende para infinito, replicando assim o resultado de concorrência perfeita⁵.

A equação de receita foi estimada com base na seguinte especificação base⁶:

$$[1] \quad \ln(\text{Receita de juros})_{it} = h_1 \ln w_{L_{it}} + h_2 \ln w_{K_{it}} + h_3 \ln w_{F_{it}} + X'_{it} \beta + \delta + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

em que a estatística H de Panzar e Rosse é obtida através de $\sum_{k=1}^3 h_k$, X_{it} designa um conjunto de variáveis de controlo, δ é uma constante, η_i é uma variável não observável que captura características idiosincráticas de cada instituição que são constantes ao longo do tempo (embora possam estar correlacionadas com algumas das variáveis explicativas) e ε_{it} é um choque aleatório.

O preço médio do factor trabalho – w_L – é aproximado pelo rácio entre os custos com pessoal e o número de empregados, ao passo que o rácio entre os custos com amortizações de imobilizado (tangível e intangível) e o *stock* de imobilizado não financeiro (tangível e intangível) – w_K – aproxima o custo do capital físico, e o rácio entre os juros pagos e a dívida remunerada – w_F – constitui uma medida do custo médio de financiamento dos bancos.

A variável dependente utilizada na especificação base é o logaritmo natural da receita de juros obtidos em empréstimos concedidos a clientes domésticos. A opção de concentrar a análise apenas na fracção da receita de juros proveniente de empréstimos, por contraponto à inclusão da totalidade da receita de juros, deve-se ao facto dos bancos deterem necessariamente reduzido poder de mercado nas restantes actividades geradoras de receita de juros, tais como o mercado interbancário e a detenção de títulos de dívida. Assim, o interesse reside em testar o comportamento concorrencial dos bancos nos empréstimos a clientes. Esta é uma característica inovadora desta análise que merece destaque,

(5) Estes resultados são derivados formalmente em Boucinha e Ribeiro (2008).

(6) O recurso à forma *loglinear* é comum entre estudos que aplicam a metodologia de Panzar e Rosse, uma vez que tipicamente melhora a qualidade de ajustamento da regressão, podendo também reduzir o enviesamento provocado por eventuais problemas de simultaneidade (De Bandt e Davies 2000). Adicionalmente, o estudo de Molyneux *et al.* (1996) obtém com uma equação de receita *loglinear* resultados muito semelhantes aos obtidos através da estimação de uma equação mais flexível, do tipo *translog*.

uma vez que, de acordo com o que se conhece, todos os estudos anteriores aplicam a metodologia à totalidade da receita de juros.

No que respeita às variáveis incluídas em X_{it} , e de modo a ter em conta a estrutura de financiamento dos bancos, considera-se como variável o rácio entre os depósitos à ordem e o total de depósitos e o rácio entre os passivos de mercado e o passivo total. A estrutura dos activos, por sua vez, é controlada através da fracção dos empréstimos totais que são de curto prazo e pelo rácio entre os activos interbancários e os empréstimos a clientes. A crescente importância da actividade dos bancos não registada no seu balanço é medida através do rácio entre a actividade fora do balanço e o activo total. O rácio entre o activo e o número de balcões pretende captar diferentes estratégias de distribuição, medindo diferenças sistemáticas na densidade da rede de agências dos bancos.

A fracção dos empréstimos de clientes que entram em incumprimento em cada ano constitui uma medida de risco de crédito que pretende captar o fluxo em lugar do stock de crédito em incumprimento, diminuindo assim o carácter *ex-post* das variáveis. Por sua vez, controlando para o risco de crédito, o rácio entre os capitais próprios e o activo deverá aproximar a aversão ao risco dos bancos.

O rácio entre as outras receitas (constituídas pelas comissões líquidas) e as receitas de juros de empréstimos, tal como acima referido, pretende captar o crescente peso das receitas não provenientes de juros na receita total dos bancos. São ainda incluídas na equação variáveis binárias que identificam o quartil de activo a que cada banco pertence num determinado período. Esta é uma solução de compromisso que pretende ter em conta a falha de especificação descrita em Bikker *et al.* (2006), ao mesmo tempo que controla, ainda que parcialmente, para a correlação entre a dimensão dos bancos e os preços de factores que estes enfrentam⁷. Por fim, são ainda incluídas variáveis binárias que identificam a ocorrência de fusões, bancos estrangeiros e bancos públicos⁸.

O Quadro 1 apresenta algumas estatísticas descritivas das variáveis incluídas na análise.

Quadro 1

ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS					
Variável	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Receita de Juros	197	307.6	340.0	2.5	1445.6
Receita Total	197	348.7	385.0	2.5	1702.3
Rec. Juros/Activo	197	4.2	2.0	0.4	10.6
Rec. Total/Activo	197	4.7	2.0	0.8	10.9
w_L (em milhares de euros)	197	21.2	3.9	7.4	31.9
w_K	197	13.3	5.6	4.0	41.9
w_F	197	6.9	4.5	1.1	27.6
Depósitos à Ordem/Depósitos Totais	197	35.6	9.5	18.7	65.2
Dívida de Mercado/Dívida Total	197	44.1	14.6	13.4	88.7
Emp. a Curto Prazo/Emp. Totais	197	46.7	20.8	9.3	93.8
Activos Interbancários/Emp. a Clientes	197	45.2	36.5	0.3	169.7
Actividade Fora Balanço/Activo	197	190.1	2365.9	3.4	33228.2
Activo/Balcões	197	27.3	10.9	4.4	58.7
Rácio de Incumprimento	197	1.5	1.3	0.0	7.6
Capitais Próprios/Activo	197	6.9	2.7	1.5	29.8
Outras Receitas/Receita Total	197	14.6	12.8	1.0	105.6
ROA	197	4.9	5.7	-47.4	25.8
Activo	197	9295.6	11447.3	70.5	45172.8

Fonte: Banco de Portugal.

Nota: Variáveis monetárias em milhões de euros de 1991 (salvo indicação em contrário) e rácios em percentagem.

(7) Na amostra utilizada, o coeficiente de correlação simples entre o logaritmo do activo e os preços do trabalho, do capital e dos fundos é, respectivamente, 0.36, -0.07 e -0.23.

(8) Uma vez que os bancos públicos a operar no estrangeiro deverão comportar-se de forma diferente dos bancos públicos a operar no seu país de origem, apenas os bancos públicos domésticos são considerados públicos. Os Quadros A.1 e A.2 em anexo indicam, para cada ano, quais os bancos classificados como públicos e como estrangeiros.

A equação [1] foi inicialmente estimada para a totalidade da amostra, incluindo tanto bancos domésticos como estrangeiros, assim como bancos privados e públicos, ao longo do período entre 1991 e 2004. Contudo, tal como discutido na introdução, este período está longe de ser homogéneo, uma vez que durante a primeira metade dos anos noventa o sistema bancário português atravessou uma fase de privatizações, consolidação e liberalização, preparando-se assim para participação na área do euro. De modo a ter em conta este facto, foi aplicado um teste sequencial com o objectivo de identificar diferenças na estatística H ao longo do período de tempo considerado. O referido teste foi levado a cabo estimando inicialmente a equação [1] para os primeiros quatro anos de dados, testando em seguida se a estimativa da estatística H para o quarto ano é estatisticamente diferente da estimativa obtida para o período que compreende os primeiros três anos. Caso se rejeite a igualdade das estimativas, cria-se um novo período com início no quarto ano da amostra; caso contrário o ano de 1994 é incluído no período de 1991 a 1993. Este processo é repetido até 2004, mantendo a restrição de cada período compreender um mínimo de 3 anos de dados⁹.

Com o objectivo de investigar diferenças no comportamento concorrencial de diferentes tipos de bancos, foram estimadas equações nas quais a amostra foi restringida aos bancos domésticos, bem como aos bancos privados. Apesar de, assumidamente, ser mais elucidativo permitir que a estimativa para o grau de concorrência varie de acordo com o tipo de banco, esta opção não é viável dado o número reduzido de bancos públicos e estrangeiros na amostra. Deste modo, a abordagem seguida, não permitindo testar a significância estatística das diferenças de comportamento entre diferentes tipos de bancos, deverá ainda assim fornecer algumas pistas a este respeito.

Tal como salientado por diversos autores – entre os quais Bikker e Haaf (2002) e Hempel (2002) – os bancos de menor dimensão poderão deter maior poder de mercado nos mercados locais, ao passo que os bancos de maior dimensão tenderão a ser mais activos em mercados onde deverão estar sujeitos a pressões concorrenciais mais fortes. Contudo, este argumento poderá não ser relevante no contexto do sector bancário português, tendo em conta que a menor dimensão do mercado nacional deixa menos espaço para a existência de mercados locais independentes, sendo a generalidade das regiões servida por pelo menos um dos bancos de maior dimensão. Ainda assim, a única forma de resolver completamente o erro de especificação salientado em Bikker *et al.* (2006) sem introduzir outras fontes de enviesamento na análise é avaliar o grau de concorrência de bancos de dimensão semelhante, evitando assim a necessidade de incluir na especificação uma variável de controlo de dimensão das instituições. Deste modo, é estimada uma equação semelhante à apresentada em [1] separadamente para os bancos pequenos e grandes, classificando-se um banco como pequeno ou grande consoante o total dos seus activos seja superior ou inferior ao activo total médio em cada ano¹⁰.

A interpretação da estatística H depende do sistema bancário se encontrar ou não numa situação de equilíbrio de longo prazo. De facto, enquanto que o resultado de que a soma das elasticidades da receita de um monopolista face aos respectivos preços dos factores não é superior a zero se verifica mesmo no curto prazo, a validade da rejeição dos modelos de concorrência perfeita e monopolística depende da hipótese de que os grupos bancários observados se encontram em equilíbrio de longo prazo (Panzar e Rosse 1987). De modo a investigar se o sistema se encontra em equilíbrio de longo prazo, recorre-se, tal como diversos outros estudos que aplicam a metodologia de Panzar e Rosse¹¹,

(9) A imposição desta restrição justifica-se, por um lado, pela reduzida dimensão da amostra, sendo que, por outro lado, o estudo de De Bandt e Davies (2000) argumenta ser importante manter uma componente de variação temporal, uma vez que obtém resultados pouco robustos aquando da estimação de equações individuais para cada ano, apesar de dispor de um número elevado de bancos na amostra.

(10) O Quadro A.3, apresentado em anexo, mostra quais os bancos classificados como grandes em cada ano. De modo a testar a robustez das estimativas, foi também utilizada uma classificação alternativa que não permite que um determinado grupo bancário transite de uma classe para outra, excepto quando se tenha verificado uma aquisição/alienação de um banco de dimensão considerável por parte do grupo.

(11) Veja-se, a título de exemplo, Shaffer (1982) e Molyneux *et al.* (1994).

ao facto de, em equilíbrio, a rendibilidade ajustada do risco dever ser a mesma para todos os bancos. Assim, numa situação de equilíbrio, a rendibilidade do activo (ROA) não deverá estar correlacionada com os preços dos factores de produção, pelo que um teste directo de equilíbrio consiste na estimação da equação para a receita, substituindo a variável dependente pela rendibilidade do activo e testando em seguida a hipótese nula de $H = 0$ (equilíbrio) contra a alternativa de $H < 0$ (desequilíbrio), onde H designa o somatório das elasticidades da rendibilidade do activo face aos preços dos factores de produção.

De forma a testar a robustez dos resultados, foram estimadas algumas especificações alternativas, nomeadamente recorrendo à receita total em lugar da receita de juros para a definição da variável dependente e utilizando diferentes variáveis de controlo de dimensão, tais como o logaritmo natural do activo total, definir a variável dependente em percentagem do activo total e não utilizar qualquer controlo de dimensão.

4. RESULTADOS

O Quadro 2 apresenta os resultados da estimação da equação [1] para o sistema bancário português para o período entre 1991 e 2004, bem como da regressão auxiliar utilizada para testar se o sector se encontrava em equilíbrio de longo prazo neste período. As estimativas para as elasticidades da receita de juros de empréstimos face aos três factores de produção considerados mostraram-se positivas, sendo que a estimativa obtida para a estatística H , situando-se em 0.691, varia apenas marginalmente quando são eliminadas da regressão as variáveis que não são estatisticamente significativas. O teste de monopólio aplicado consiste num teste unilateral para a hipótese nula de que $H \leq 0$, face à hi-

Quadro 2

Variável	Equação [1]		Teste de Equilíbrio	
	ln Receita de Juros		ROA	
ln w_L	0.284	<i>0.155</i>	-0.692	<i>1.795</i>
ln w_K	0.230	<i>0.076</i>	-0.492	<i>0.818</i>
ln w_F	0.177	<i>0.105</i>	3.188	<i>1.911</i>
Depósitos à Ordem/Depósitos Totais	-0.794	<i>0.709</i>	3.837	<i>6.506</i>
Dívida de Mercado/Dívida Total	-0.631	<i>0.582</i>	-5.729	<i>6.097</i>
Emp. a Curto Prazo/Emp. Totais	-1.025	<i>0.307</i>	6.617	<i>3.675</i>
Activos Interbancários/Emp. a Clientes	-0.460	<i>0.099</i>	-3.852	<i>1.199</i>
Actividade Fora Balanço/Activo	0.004	<i>0.001</i>	-0.015	<i>0.014</i>
Activo/Balcões ^(a)	0.022	<i>0.006</i>	0.147	<i>0.070</i>
Rácio de Incumprimento	1.580	<i>2.328</i>	-193.520	<i>82.798</i>
Capitais Próprios/Activo	-8.103	<i>2.616</i>	39.284	<i>14.485</i>
Outras Receitas/Receita Total	-1.730	<i>0.416</i>	8.455	<i>6.059</i>
Quartil de Activo (25)	-1.352	<i>0.206</i>	-0.671	<i>1.797</i>
Quartil de Activo (50)	-1.107	<i>0.186</i>	-0.935	<i>1.520</i>
Quartil de Activo (75)	-0.271	<i>0.108</i>	-0.542	<i>0.966</i>
Fusão	0.022	<i>0.064</i>	0.119	<i>0.683</i>
Banco Estrangeiro	0.491	<i>0.172</i>	4.839	<i>2.482</i>
Banco Público	-0.821	<i>0.162</i>	-3.424	<i>1.841</i>
Constante	14.218	<i>0.721</i>	9.812	<i>8.186</i>
Estatística H	0.691	<i>0.184</i>		
p(H ≤ 0)	0.00			
p(H = 1)	0.10			
Teste de Equilíbrio (p-value)			0.41	
R ²	0.63		0.00	
Núm. Obs.	197		197	
Núm. Bancos	25		25	

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os valores dos desvios padrão robustos à heteroscedasticidade são apresentados em itálico. (a) O valor do coeficiente associado a esta variável, bem como o do respectivo desvio-padrão, foram multiplicados por 1000.

pótese alternativa de que $H > 0$. A hipótese nula é claramente rejeitada face à alternativa formulada, apresentando assim forte evidência de que o sector bancário português não terá operado de forma consistente com monopólio ou cartel durante o período em estudo. Se, pelo contrário, o sistema se tiver comportado de forma perfeitamente concorrencial, a estatística H deverá ser igual a um, pelo que é feito um teste bilateral a esta hipótese cujo *p-value*, tal como apresentado no Quadro 1, é igual a 10 por cento, não sendo portanto óbvio se a hipótese de concorrência perfeita deverá ou não ser rejeitada. Adicionalmente, tal como ilustrado no Quadro 2, a aplicação do teste de equilíbrio de longo prazo descrito na secção anterior não permite rejeitar a hipótese nula, não havendo portanto evidência para rejeitar a hipótese de que o sector bancário português se encontrava numa situação de equilíbrio de longo prazo no período em estudo. Assim, conclui-se que, em média, entre 1991 e 2004, o comportamento dos bancos portugueses não foi consistente com diferentes formas de comportamento monopolístico (tais como cartel ou concorrência monopolística num mercado sem ameaça de entrada), não sendo claro se foi consistente com comportamento perfeitamente concorrencial ou se um modelo de concorrência monopolística de longo prazo com fraco poder de mercado será mais indicado.

Quanto às variáveis de controlo incluídas na especificação, conclui-se que a estrutura de financiamento não terá sido um determinante relevante da receita de juros de empréstimos, ao passo que o sinal do coeficiente associado à variável que mede a estrutura dos empréstimos concedidos de acordo com a maturidade dos mesmos sugere que os bancos que concedem relativamente mais empréstimos de curto prazo tendem a obter menores receitas de juros de empréstimos, resultado que é consistente com o facto da margem financeira ajustada de risco de crédito ser, em geral, mais baixa nos empréstimos concedidos com prazos mais reduzidos. O facto de um rácio mais elevado entre os activos interbancários e os empréstimos a clientes surgir associado a uma menor receita de juros pode ser explicado com um argumento semelhante, uma vez que, ajustando para o risco de crédito, as taxas de juro do mercado monetário são em geral mais baixas que as aplicadas aquando da concessão de empréstimos. Para mais, parece razoável assumir que bancos mais activos nos mercados interbancário e de títulos em detrimento do mercado de empréstimos a clientes obtenham, para a mesma classe de dimensão do total do activo, menores receitas neste mercado. Os bancos com mais actividade fora do balanço tendem a receber receitas de juros de empréstimos mais elevadas, resultado que poderá ser explicado pela possibilidade desta variável captar o efeito de que bancos com mais actividade fora do balanço tendem a incorrer em maiores riscos.

Os bancos que têm relativamente menos balcões – potencialmente de maior dimensão – estão associados a uma receita de juros de empréstimos mais elevada, enquanto que as medidas de risco de crédito e de aversão ao risco apresentam os sinais esperados, apesar da primeira não ser estatisticamente significativa. O coeficiente associado à variável que mede o rácio entre as outras receitas e as receitas de juros de empréstimos surge negativo, mas diferente de menos um, o que significa que a equação estimada não é equivalente a uma especificação em que a variável dependente é especificada como a receita total, em lugar da receita de juros¹². Como esperado, os coeficientes associados às variáveis binárias que identificam os quartis da distribuição de activo a que cada banco pertence indicam que, tudo o resto constante, os bancos de menor dimensão têm menores receitas de juros de empréstimos. No que respeita às restantes variáveis de controlo, as fusões não parecem ter um impacto relevante na receita de juros de empréstimos obtida, ao passo que, tudo o resto constante, os bancos estrangeiros surgem associados a uma receita de juros de empréstimos mais elevada, verificando-se a relação inversa quanto aos bancos públicos.

(12) Ver nota 4.

O Quadro A.4 apresentado em anexo ilustra, através de uma série de testes de robustez, o impacto nos resultados da escolha de diferentes especificações para a variável dependente, bem como de formas alternativas de controlar a dimensão das instituições. A reduzida sensibilidade dos resultados às diversas especificações alternativas sugere que as conclusões do Quadro 2 são bastante robustas às mesmas. Assim, apesar dos autores estarem disponíveis para disponibilizar os resultados da estimação de outras especificações, no sentido de facilitar a leitura dos resultados, a análise levada a cabo na restante parte do artigo foca-se apenas nos resultados de uma especificação semelhante à apresentada em [1].

Tal como brevemente discutido na introdução deste artigo, o sistema bancário português foi alvo de significativas alterações durante o período em análise. Assim, de forma a investigar se o processo de liberalização e consolidação do sector teve um impacto relevante nas condições concorrenciais, permite-se que a estimativa para a estatística H varie ao longo do tempo, sem impor qualquer forma funcional à sua evolução, através do método descrito na secção anterior. Assim, foram obtidos três períodos: um primeiro período de consolidação e adaptação à diminuição da regulamentação que se terá estendido entre 1991 a 1996, um segundo período de ajustamento pós-consolidação, que inclui o início da participação na área do euro – 1997 a 2000 e, por fim, um período pós liberalização e consolidação em que o sistema bancário português se apresenta já relativamente maduro – 2001 a 2004.

A primeira linha do Quadro 3 apresenta estimativas para a estatística H dos bancos portugueses para cada um dos três períodos, bem como para o total da amostra. Durante o primeiro período, não é possível rejeitar a hipótese de comportamento monopolístico, sendo a hipótese de concorrência perfeita claramente rejeitada. Adicionalmente, não existe evidência empírica para rejeitar a hipótese do sistema ter operado em equilíbrio de longo prazo durante este período inicial de intensa consolidação e desregulamentação. Assim, conclui-se que o grau de concorrência terá sido relativamente baixo neste período. Quanto ao comportamento do sistema bancário como um todo no período seguinte, apesar de não se verificar qualquer alteração a respeito das conclusões a retirar dos testes de hipóteses sobre a estatística H , existe evidência de que neste período o sistema não estaria a operar em equilíbrio de longo prazo. Por este motivo, os coeficientes estimados não constituem evidência de comportamento monopolístico uma vez que, enquanto uma eventual rejeição da hipótese de monopólio se manteria válida neste contexto, a não rejeição de $H \leq 0$ deixa de implicar que o sector possa ter-se comportado conjuntamente como um monopólio. No período mais recente, existe evidência estatística para rejeitar a hipótese de comportamento cartelizado, não se rejeitando a hipótese de concorrência perfeita. Adicionalmente, a estimativa pontual para a estatística H neste período é próxima de um, pelo que a diferença entre as estimativas obtidas para o período intermédio e para o período mais

Quadro 3

EVOLUÇÃO DA ESTATÍSTICA H PARA OS GRUPOS BANCÁRIOS PORTUGUESES												
	1991-1996			1997-2000			2001-2004		1991-2004		Núm. Obs.	Núm. Bancos
Todos os Bancos	0.07			-0.50*			0.97		0.69		197	25
	0.39	0.00	0.20	0.87	0.00	0.00	0.00	0.90	0.00	0.10		
Bancos Domésticos	0.17			1.19			1.37		0.98		150	21
	0.27	0.00	0.01	0.00	0.64	0.64	0.00	0.05	0.00	0.92		
Bancos Privados	0.39			-0.13*			0.80		0.74		162	18
	0.14	0.09	0.26	0.60	0.03	0.08	0.00	0.48	0.00	0.30		

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Para cada célula, o valor no centro diz respeito à estatística H , sendo apresentados abaixo os p -values para os testes da hipótese de que $H \leq 0$ (à esquerda), $H=1$ (à direita) e de que $H=H_{t-1}$ (entre períodos). ***, ** e * indicam evidência de desequilíbrio a um nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

recente são, tanto em termos de magnitude como de significância estatística, mais relevantes que as encontradas entre o primeiro e o segundo período.

Os bancos domésticos parecem ter competido de forma mais intensa ao longo do período em análise. De facto, apesar das conclusões relativamente ao primeiro período considerado não se alterarem, entre 1997 e 2000 não é possível rejeitar a hipótese de que os bancos domésticos se comportaram de forma perfeitamente concorrencial. Os resultados obtidos para o período mais recente são consistentes com um comportamento demasiado agressivo por parte dos bancos domésticos, que poderá ser racionalizado no contexto de um modelo de oligopólio dinâmico, no qual os bancos competem agressivamente por quota de mercado de forma a obter lucros mais elevados no futuro¹³. Adicionalmente, não existe evidência empírica de que os bancos domésticos não operavam em equilíbrio de longo prazo entre 1997 e 2000. Restringindo a estimativa para a estatística H a ser constante entre 1991 e 2004, o valor obtido para os bancos domésticos é claramente superior ao estimado para a totalidade do sistema bancário, sendo que não existe evidência empírica para rejeitar que os bancos domésticos se tenham comportado de forma consistente com concorrência perfeita ao longo da totalidade do período em análise. Contudo, o valor médio da estatística H estimado para a totalidade do período em análise esconde importantes alterações de comportamento ao longo do tempo.

Quanto ao comportamento dos bancos privados, obtém-se para o período entre 1991 e 2004 um valor para a estatística H superior ao obtido para o sector bancário como um todo e não se rejeita a hipótese de comportamento perfeitamente concorrencial. Ainda assim, é mais uma vez importante analisar a evolução desta estatística ao longo do tempo. De facto, apesar da estimativa pontual obtida para o período entre 1991 e 1996 ser mais elevada para os bancos privados que para a totalidade do sistema bancário, o que sugere um comportamento mais concorrencial por parte dos bancos privados, continua a não ser possível excluir a hipótese de comportamento cartelizado. Desde 1997, o comportamento dos bancos privados segue de perto o do sistema como um todo, o que não é surpreendente tendo em conta que neste período a fase de privatizações estava já concluída, restando apenas um grupo bancário público na totalidade do sistema.

No que respeita à comparação do comportamento dos bancos de diferentes dimensões, não foi encontrada uma diferença substancial, pois para além dos resultados não serem robustos a ligeiras alterações na classificação dos bancos, um teste formal para a igualdade das estimativas obtidas para os bancos grandes e pequenos não identifica diferenças estatisticamente relevantes. Assim, durante o período analisado, não foi encontrada evidência para a hipótese frequentemente formulada e testada na literatura empírica relativamente a outros países de que os bancos de menor dimensão poderão conseguir exercer maior poder de mercado devido à sua presença mais significativa em mercados onde a concorrência é menos intensa. Este facto deverá estar associado à menor dimensão do mercado nacional por comparação com os mercados para os quais foram obtidos esses resultados, sendo que nos países de maior dimensão é usual encontrar bancos com dimensão relevante na região em que operam, apesar de não terem expressão no conjunto do mercado nacional. Este factor mitiga a possibilidade de existência de mercados locais totalmente independentes no caso português.

5. CONCLUSÕES

A primeira conclusão a reter deste estudo prende-se com o facto de, em média, no período compreendido entre 1991 e 2004, os bancos portugueses não terem operado sob concorrência perfeita ou como um cartel perfeito. Durante este período, os bancos privados e os bancos domésticos terão

(13) Este comportamento é consistente com a presença de custos de mudança e de busca (*search costs*).

competido em média de forma mais intensa que o sistema bancário como um todo, não sendo possível rejeitar a hipótese de concorrência perfeita para estes dois tipos de bancos.

Uma investigação da evolução da concorrência ao longo do período sugere que a concorrência era relativamente fraca entre 1991 e 1996, apesar dos resultados apontarem para um comportamento ligeiramente mais concorrencial por parte dos bancos domésticos e especialmente dos bancos privados. O período entre 1997 e 2000 terá sido caracterizado pelo ajustamento à liberalização, consolidação e abertura do sector, embora no caso dos grupos bancários domésticos não seja possível rejeitar, já para este período, um comportamento fortemente concorrencial e consistente com uma situação de equilíbrio de longo prazo. O período mais recente compreendido entre 2001 e 2004, já após a liberalização e abertura do sector bancário nacional, caracteriza-se por um elevado grau de concorrência no sector, sendo mesmo possível que os bancos domésticos tenham competido de forma mais intensa do que seria expectável no contexto de um modelo estático e sem distorções no mercado. Assim, as perspectivas de participação na área do euro terão sido um dos factores que catalizaram o aumento da concorrência do sistema bancário nacional.

É, contudo, importante ter em mente as limitações do teste não estrutural utilizado, nomeadamente no que respeita às hipóteses que impõe implicitamente sobre o modelo de comportamento dos bancos subjacente. Assim, os resultados obtidos deverão ser confrontados com os que vierem a resultar da aplicação de métodos alternativos, com vista ao estabelecimento de conclusões mais gerais sobre o grau de concorrência no conjunto dos mercados de serviços bancários disponibilizados em Portugal.

REFERÊNCIAS:

- Bain, J. "Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-1940", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 65, pp. 293-324.
- Baumol, W. J. "Contestable markets: An uprising in the theory of industry structure". *American Economic Review*, 72, 1-15, 1982.
- Boucinha, M. e Ribeiro, N. "Competition in the Portuguese Banking System: Was EMU Accession a Regime Shift?" *mimeo*.
- Bikker, J., Spierdijk, L. e Finnie, P. "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry," *DNB Working Papers*, 114, Netherlands Central Bank, Research Department, 2006.
- Casu, B. and Girardone, C. "Bank competition, concentration and efficiency in the single european market". *The Manchester School Working Papers* 74 (4), 441-468, 2006.
- Demsetz H., "Two Systems of Belief about Monopoly". In Goldschmid H.J., Mann H.M. e J.F. Weston (eds), *Industrial Concentration: The New Learning*, 164-184, Boston: Little Brown, 1974.
- De Bandt, O. e Davies, E. P. "Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU". *Journal of banking and finance*, Vol. 24, Nº 5, pp. 1045-1066(22), June 2000.
- Freixas, X. e Rochet, J.-C. "Microeconomics of Banking", *MIT Press*, Cambridge, London, 1998.
- Gilligan, T. e Smirlock, M. "An empirical study of joint production and scale economies in commercial banking". *Journal of Banking and Finance*, 8, 67-77, March 1984.
- Hughes, J. P. e Mester, L. J. "A quality and risk-adjusted cost function for banks: Evidence on the too-big-to-fail doctrine." *Journal of Productivity Analysis*, 4, 293-315, September 1993.

- Hughes, J. P., Mester, L. J. and Moon, C. "Are scale economies in banking illustrative or elusive? Evidence obtained by incorporating capital structure and risk-taking into models of bank production". *Working Paper* 00-04, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2000.
- Humphrey, D. B. "Why do estimates of bank scale economies differ?" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, 76(5), 38-50, September/October 1990.
- Molyneux, P., Thornton, J. e Llyod-Williams, D. M. "Competition and market contestability in Japanese commercial banking". *Journal of Economics and Business*, vol. 48(1), p.p. 33-45, February 1996.
- Panzar, J. C. e Rosse, J. N. "Testing for 'monopoly' equilibrium." *Journal of Industrial Economics*, 35, 443-456, 1987.
- Ribeiro, N. "Debt growth: Factors, institutional issues and implications – The Portuguese case". In Enoch, C. and Ötoker-Robe, I. (eds.), *Rapid credit growth in central and eastern Europe: Endless boom or early warning?* Fundo Monetário Internacional, 2007.
- Sealey, C.W., Jr. e Lindley, J.T. (1977), "Inputs, Outputs and the Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions", *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 1251-1266.
- Shaffer, S. "A revenue restricted test of 100 large banks." *Applied Financial Economics*, 24, 193-205, 1994.
- Koutsomanoli-Fillipaki, N. e Staikouras, C. "Competition and concentration in the new European banking landscape". Apresentado em *Money Macro and Finance Research Group 36th Annual Conference*, 2004, Cass Business School.

ANEXO

Quadro A 1

GRUPOS BANCÁRIOS PÚBLICOS													
1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
BCA	BCA	BCA	BCA	BCA	CGD								
BFB	BCM	BFE	BFE	BFE									
BFE	BFE	BPSM	BPSM	BPSM									
BPA	BPA	CGD	CGD										
CGD	BPSM												
CPP	CGD												
UBP	CPP												
	UBP												
7/17	8/19	4/15	4/14	3/15	1/15	1/14	1/14	1/14	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12

Fonte: Banco de Portugal.

Nota: O BPSM não foi considerado em 1991 devido à indisponibilidade de dados referentes à sua demonstração de resultados. Todos os bancos estrangeiros são classificados como privados.

Quadro A 2

GRUPOS BANCÁRIOS ESTRANGEIROS													
1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS	BARCLAYS
BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA	BBVA
CLP	CLP	CLP	CLP	CLP	CLP	CLP	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	BNC	BNC
				SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER						SANTANDER	SANTANDER
3/17	3/19	3/15	3/14	4/15	4/15	4/14	3/14	3/14	3/12	3/12	3/12	4/12	4/12

Fonte: Banco de Portugal.

Quadro A 3

GRUPOS BANCÁRIOS DE GRANDE DIMENSÃO													
1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP	BCP
BFE	BFE	BFE	BPA	BPSM	BPI	BPI	BPI	BPI	BPI	BPI	BPI	BPI	BPI
BPA	BPA	BPA	BTA	BPSM	BPSM	BPSM	BPSM	BPSM	CGD	CGD	CGD	CGD	CGD
BTA	BPI	BTA	CGD	GES	CGD	CGD	CGD	CGD	GES	GES	GES	GES	GES
CGD	BPSM	CGD	GES		GES	GES	GES	GES	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER	SANTANDER
GES	BTA	GES											
	CGD												
	GES												
6/17	8/19	6/15	5/14	4/15	5/15	5/14	5/14	5/14	5/12	5/12	5/12	5/12	5/12

Fonte: Banco de Portugal.

Nota: O BPSM não foi considerado em 1991 devido à indisponibilidade de dados referentes à sua demonstração de resultados. Os bancos de grande dimensão são definidos como aqueles cujo activo total exceda o activo total médio para cada ano. O bancos remanescentes são classificados como pequenos.

Quadro A 4

VARIÁVEIS DEPENDENTES E DE DIMENSÃO ALTERNATIVAS								
Variável Dependente	Variável de dimensão							
	ln (Activo)			Quartis de Activo			Nenhum controlo de dimensão	
Ln (Receita de Juros)		0.70			0.69		0.61	
	0.00		0.04	0.00		0.10	0.00	0.06
Ln (Receita total)		0.71			0.71		0.60	
	0.00		0.06	0.00		0.12	0.00	0.07
Ln (Rec. de Juros/Activo)		_____			_____		0.71	
							0.00	0.06
Ln (Rec. Total/Activo)		_____			_____		0.71	
							0.00	0.07
Núm. Obs.					197			
Núm. Bancos					25			

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Para cada célula, o valor no centro diz respeito à estatística H , sendo apresentados abaixo os p -values para os testes da hipótese de que $H \leq 0$ (à esquerda) e de que $H=1$ (à direita). ***, ** e * indicam evidência de desequilíbrio a um nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.