



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR
Covilhã | Portugal

Eficiência e Concentração na Indústria Bancária

Francisco Vitorino da Silva Martins, Maria Clara Dias Pinto Ribeiro

diamar@netcabo.pt ou vmartins@fep.up.pt

Universidade do Porto, Faculdade de Economia, Rua dr. Roberto Frias, 4200-464 Porto

diamar.clara@netcabo.pt ou mclara@iscap.ipp.pt

Instituto Politécnico do Porto, ISCAP, Rua Jaime Lopes de Amorim, 4465-004 S.Mamede de Infesta

Resumo

O objectivo deste trabalho é a análise da eficiência produtiva e dos efeitos da concentração sobre os custos bancários, tendo por base a indústria bancária portuguesa. O carácter multiproducto da empresa bancária sugere a necessidade de se adoptar formas multiproducto da função custo (tipo Fourier). Introduzimos variáveis de homogeneidade e de estrutura que permitem o recurso a formas funcionais uniproducto (Cobb-Douglas) à banca. A amostra corresponde a 22 bancos que operavam em Portugal entre 1995-2001, base não consolidada e dados em painel. Para o estudo da ineficiência recorreu-se ao modelo estocástico da curva fronteira (SFA), para as duas especificações. Na análise da concentração, introduziram-se variáveis binárias que pretendem captar os efeitos durante quatro anos após a concentração. Tanto no caso da SFA como no da concentração, os resultados encontrados são sensíveis à especificação funcional adoptada. Concluindo, o processo de concentração bancário parece justificar-se pela possibilidade da diminuição da ineficiência-X.

Palavras-chave: Indústria bancária; X-ineficiência; fusões e aquisições; dados em painel

Área temática: Economia Industrial

Abstract

This study addresses the productive efficiency and the effects of concentration over the banking costs, stressing its focus on the Portuguese banking market. The multiproduct character of the banking firm suggests the use of functional forms as Fourier. The introduction of variables of structure and of homogeneity allows the association of the banking activity (multiproduct) with a single product function (Cobb-Douglas type). The sample covers 22 banks which operated in Portugal from 1995-2001, non consolidated base with a panel data structure. The study about inefficiency is elaborated through the stochastic frontier model (SFA), for the two specifications selected. As a methodology to analyze the concentration, we introduced binary variables, which intend to catch the effects through four years after the concentration process. The results obtained, through SFA and concentration approach, are influenced by the kind of specifications selected. Summing up, the concentration process of the Banking Industry sounds to be justified by the possibility of the X-inefficiency.

Key words: Banking Industry; X-Inefficiency; Mergers and Acquisitions; Panel Data Analysis.

Thematic Area: Industrial Economics.

INTRODUÇÃO

O objectivo deste trabalho é o estudo da eficiência produtiva e dos efeitos da concentração sobre os custos bancários, tendo como base a indústria bancária portuguesa.

O conceito de ineficiência-X ou ineficiência custo, da área da Economia Industrial, introduzido por H. Leibenstein (1966), foi adoptado pela investigação em economia bancária. Para o cômputo da ineficiência custo recorre-se a diferentes métodos, paramétricos e não paramétricos, que pretendem medir a distância entre a fronteira de produção eficiente e a situação particular da empresa bancária. Para o estudo da eficiência, recorre-se ao modelo de fronteira estocástica (SFA), com a análise comparativa das especificações Cobb-Douglas e Fourier da função custo. Os efeitos sobre a eficiência decorrentes do processo de concentração têm sido objecto de estudo em diversos trabalhos de economia bancária. Os estudos pioneiros de economia bancária decorreram, precisamente, do acelerado processo de fusões e aquisições¹ ocorrido, a partir de meados dos anos cinquenta, nos Estados Unidos. Expressões como concentração, fusões e aquisições (F&A), “takeover”, participação ou agrupamentos contratuais não são coincidentes e deverão ser diferenciadas (Hirshleifer (1993)). A diferença entre fusão e aquisição caracteriza-se, sinteticamente, na permanência de todos os accionistas (no caso de uma fusão) ou do abandono dos accionistas da empresa alvo (no caso de uma aquisição). Quando se fala de concentração — fundamentalmente, de fusões ou de aquisições — o número de instituições (ou grupos) operacionais é reduzido, havendo lugar a processos de reestruturação significativos. Para o cômputo dos efeitos da concentração sobre os custos bancários foram consideradas quatro variáveis *dummy* (que pretendem captar possíveis efeitos sobre os custos no próprio ano, um ano, dois anos e três anos após a concentração), associados aos modelos Cobb-Douglas e Fourier. Os modelos propostos incluem quatro inputs para melhor interpretar os recursos produtivos que mais contribuem para a eficiência produtiva e para detectar eventuais falhas na gestão ineficiente desses recursos.

A amostra corresponde a vinte e dois bancos operando em Portugal em 31 de Dezembro, dados não consolidados, no período de 1995 a 2001. O processo de estimação releva a estrutura dos dados em painel. Esta análise surge como uma das mais inovadoras e promissoras linhas de desenvolvimento econométrico, tanto ao nível das técnicas de estimação como dos resultados teóricos. O recurso a dados em painel permite considerar a existência de efeitos não observáveis, específicos a cada um dos bancos, conseguindo ultrapassar, ainda que parcialmente, o enviesamento no processo de estimação decorrente da existência de variáveis omitidas.

Este trabalho é dividido em três pontos. O primeiro discute os diferentes conceitos de eficiência e a sua mensuração, por via de modelos estocásticos. O segundo ponto analisa as tendências e consequências da concentração sobre os custos bancários, bem como a abordagem econométrica para a mensuração dos efeitos dessa concentração sobre os custos bancários. No terceiro ponto estima-se a eficiência produtiva e os efeitos da concentração sobre os custos bancários, com base numa amostra do sector bancário português de dados em painel, para duas formas funcionais da função custo bancária. Finalmente, são apresentadas as principais conclusões que podem ser emanadas sobre a banca nacional com base nas aplicações empíricas.

1. A ESTIMAÇÃO DA EFICIÊNCIA NO SECTOR BANCÁRIO

O conceito de eficiência-X foi introduzido por Leibenstein (1966) com o objectivo de analisar a eficácia do funcionamento das empresas. Contrariando a teoria neo-clássica da empresa Leibenstein afirma que as empresas que operam segundo a minimização dos custos (sobre a curva fronteira) são excepções.

¹ Ao longo do texto sinonimizamos as expressões “fusões e aquisições” e “concentração”.

Diferenças de comportamento de gestão no controlo dos custos (ou de maximização dos rendimentos), imperfeições do mercado ou imposições regulamentares parecem, no seu conjunto, ser relativamente mais importantes para o estudo da eficiência do que a escolha da escala ou da gama. Berger, Hunter e Timme(1993)², na sua revisão dos estudos sobre eficiência, afirmam que a ineficiência-X é responsável por mais de 20% da totalidade dos custos bancários (enquanto que as ineficiências ligadas à escala e à gama não ultrapassavam os 5% dos custos).³

O processo de estimação baseado nas formas funcionais custo não permite uma separação directa entre a ineficiência decorrente da escala e a ineficiência-X. Por outro lado, o maior problema para o cômputo da ineficiência é conseguir separar a efectiva ineficiência de outros factores aleatórios que afectem o comportamento dos custos.⁴ Para tentar resolver esta dificuldade no cômputo da eficiência-X, foram utilizados na literatura bancária diferentes métodos.⁵

Neste trabalho recorreremos ao método estocástico que é usado, mais recorrentemente, nos estudos sobre a empresa bancária para a estimação das funções custo fronteira - SFA (stochastic frontier approach). O método SFA (stochastic frontier approach) especifica que os custos observados num banco podem desviar-se da curva fronteira eficiente devido quer à ineficiência quer a flutuações aleatórias; para separar estas duas parcelas assume-se que o termo da ineficiência segue, habitualmente, uma distribuição assimétrica semi-normal e os erros aleatórios seguem uma distribuição simétrica normal (Aigner, Lovell e Smith (1977)). Pode ser aplicada a dados cross section ou a dados em painel.

Nesta aproximação, a função custo tem três parcelas: a primeira correspondente aos custos dos produtores mais eficientes, a segunda derivada da ineficiência-X (montante dos custos associados ao desperdício de recursos) e a terceira decorrente dos efeitos aleatórios não controlados pela empresa.

$$(1) CT = CT(Q_i, W_i, B_i) + u_i + v_i$$

A $CT(Q_i, W_i, B_i)$ designa-se por curva custo fronteira ou fronteira estocástica — ou seja, são estimados os custos necessários para atingir um determinado nível de produção sem desperdícios de recursos. A curva fronteira representa a relação entre custos, níveis de produções e preços dos factores produtivos dos bancos relativamente mais eficientes, ou seja, os de “melhor prática”. Se $v_i = 0$, o modelo da fronteira estocástica (SFA) coincide com o modelo da fronteira determinística.

A u_i impõe-se que seja estritamente positivo, uma vez que a ineficiência aumenta os custos; habitualmente assume-se que u_i segue uma distribuição semi-normal. A v_i associa-se uma distribuição normal de média zero e com desvio-padrão de σ_v . Assume-se, ainda, que o erro da função custo, ε , é dado por $\varepsilon = u + v$ e u e v são variáveis aleatórias independentes.

A sua função densidade de probabilidade será dada por

$$(2) g(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} f\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) [1 - F(\varepsilon\lambda / \sigma)]$$

sendo $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$, $f(\cdot)$ é a função densidade da normal reduzida e $F(\cdot)$ é a função

distribuição da normal reduzida.

Jondrow, Lovell, Materov e Smidt (1982) mostraram que o rácio da variação das variáveis v e u , seja λ , pode ser tomada como uma medida da ineficiência relativa de um banco:

²Berger, Hunter e Timme (1993), p. 222

³Contrariando as conclusões de Berger, Hunter e Timme(1993), Altunbas, Liu, Molyneux e Seth (2000), para o caso específico do Japão, obtiveram como resultado que as ineficiências ligadas à escala superavam a ineficiência - X.

⁴No nosso trabalho vamos trabalhar exclusivamente com funções custo e não com funções lucro. Apesar das vantagens que o recurso a funções lucro pode trazer, em particular para a análise das fusões e aquisições (Berger (1995)), a especificação da função lucro exige que se conheçam os preços dos inputs e dos outputs.

⁵Para mais desenvolvimentos ver Resti (2000).

$$(3) \lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$$

A estimação da ineficiência produtiva de um banco, dada pelo parâmetro λ , pode ser feita de uma forma directa, através da maximização da função de log-verosimilhança ($\ln \phi$), decorrente de $g(\varepsilon)$ - estimação pelo método da máxima verosimilhança:

$$(4) \ln \phi = \frac{N}{2} \ln \frac{2}{\pi} - N \ln \sigma + \sum_{i=1}^N \ln [F(\varepsilon_i \lambda / \sigma)] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2$$

em que N corresponde ao número de observações, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$, $\varepsilon_i = u_i + v_i$ e $F(\cdot)$ é a função distribuição da normal reduzida.

Os resíduos estimados ε_i podem ser decompostos nas suas parcelas, através do método apresentado por Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982), segundo o qual a esperança matemática da distribuição condicionada para o modelo semi-normal é dada por

$$(5) E(u_i | \varepsilon_i) = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{F(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} + \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right]$$

$E(u_i | \varepsilon_i)$ é um estimador cêntrico, mas não consistente do parâmetro u_i , porque, independentemente de N, a variância do estimador é positiva⁶.

A eficiência produtiva global (eficiência-X), definida como o rácio entre o mínimo e o custo actual, é dada por⁷:

$$(6) EP - X = \frac{CT(\ln q_i, \ln w_i)}{CT_i} = e^{-u_i - v_i}$$

onde q_i e w_i são vectores incluindo os logaritmos dos outputs e os preços dos inputs do i-ésimo produtor. Ignorando o termo de perturbação estocástico v_i , o indicador da eficiência produtiva global obter-se-á por:

$$(7) EP - X = e^{-u}$$

A sensibilidade dos resultados estimados para a ineficiência aos diferentes modelos é comumente aceite⁸. No entanto, a ordenação dos produtores pela sua ineficiência individual (dos produtores ou por classes) não parece ser sensivelmente afectada pelo modelo adoptado. De facto, parece haver uma correlação muito elevada entre os resultados obtidos, assumindo diferentes distribuições para u ⁹, o que permite, nestas circunstâncias, optar por uma distribuição simples para u (como a semi-normal) em vez de distribuições mais complexas. De realçar que o recurso a dados em painel permite a estimação das componentes cross-section e temporais de ε (Schmidt e Sickles (1984)¹⁰).

2. A ESTIMAÇÃO DA CONCENTRAÇÃO NO SECTOR BANCÁRIO

O movimento de concentração bancária parece ter tendência crescente. A desregulamentação e o progresso tecnológico são factores determinantes para a diminuição das barreiras à entrada e tornam o mercado bancário mais contestável.

⁶ Greene (1993), p.80-82

⁷ Resti(2000), p. 562 e Resti(1997), p.235

⁸ Kumbhakar e Lovell (2003), p.90

⁹ Kumbhakar e Lovell (2003), a propósito da estimação de uma curva fronteira custo proposta por Greene(1990) recorrendo a diferentes distribuições para u , chegaram a coeficientes de correlação dos resultados estimados de 0,7467 (entre a exponencial e a gama) a 0,9803 (entre a normal truncada e a semi-normal).

¹⁰ Citados por Mendes e Rebelo (1999), p.515

A diminuição do número de bancos pode ser explicada, em parte, pelo processo de concentração ocorrido, nestas duas décadas, no conjunto dos países. A tendência para o aumento do processo de fusões e aquisições está patente no número de fusões e aquisições registado, nos últimos anos da década de noventa, comparativamente a anos anteriores. No entanto, este movimento de concentração, no espaço europeu, apresenta um menor dinamismo do que o processo nos Estados Unidos da América, quer em termos de número de fusões e aquisições, quer em valor (Berger, Demsetz e Strahan(1999),p.142); o que parece sugerir um excesso de capacidade, no espaço europeu, e a continuação da dinâmica de fusões e aquisições na Europa (Molyneux (2001)). Uma especificidade da concentração europeia é a da nítida predominância da concentração a nível nacional, havendo uma fraca apetência pelas fusões e aquisições regionais ou transnacionais, ao contrário do que tem ocorrido nos Estados Unidos da América. Com efeito, o aumento das fusões e aquisições europeias (com uma desaceleração do processo de concentração a partir de 2001), continua a situar-se a nível nacional e, sobretudo, no seio dos pequenos países (Banco Central Europeu (2000)). A seriação das consequências do processo de concentração está longe de constituir uma tarefa pacífica, tendo em conta os estudos com conclusões contraditórias. A alteração do poder de mercado por via da alteração dos preços parece ser verdadeira apenas ao nível local, havendo tendência para a uniformização das taxas nos mercados regionais e nacionais. A melhor ou pior performance resultante da concentração aparece como contraditória, ao longo dos diferentes estudos. Também as conclusões acerca de possíveis implicações da concentração sobre a eficiência são díspares: desprezibilidade do efeito das concentrações na eficiência, quando a amostra respeita aos anos oitenta nos Estados Unidos e resultados diferentes entre si, quando a amostra respeita aos anos noventa; aumento da eficiência nos mercados europeus (embora as variáveis “envolventes”, caracterizadoras da especificidade de cada país, interfiram com os resultados). A melhoria dos serviços e produtos bancários disponibilizados por via da concentração a pequenos clientes parece depender do tipo de concentração: se os bancos envolvidos são pequenos bancos, essa melhoria tende a ocorrer, mas no caso da concentração envolver grandes bancos a pequena clientela deixa de ser uma opção para a empresa fusionada. A concentração parece promover a maior segurança financeira das instituições, pela dupla via da diversificação e da maior atenção que a entidade reguladora de cada Estado terá sobre bancos de maior dimensão.

A mensuração empírica das consequências da concentração bancária tem como suporte a comparação dos dados contabilísticos ou, alternativamente, do valor de mercado dos bancos, antes da fusão e após a fusão. Simultaneamente, o estudo empírico da concentração pode ser feito *ex-ante*, ou seja, estudando as consequências de uma hipotética fusão ou aquisição, ou *ex-post*, analisando as implicações de uma fusão ou aquisição que ocorreu. Uma outra segmentação no estudo empírico da concentração bancária é o método e a forma funcional adoptadas (SFA, DFA, TFA, DEA, ou outro, por um lado; especificação Cobb-Douglas, Translog, Fourier ou outra, por outro).

Os estudos sobre fusões e aquisições podem dividir-se em dois grandes grupos: aqueles que comparam a situação, antes e após a concentração, baseando-se em dados contabilísticos (nomeadamente, dados do Balanço e da Demonstração de Resultados) e outros que baseiam a sua análise nas variações das cotações, no mercado de capitais, antes do anúncio da fusão ou aquisição e após o anúncio da sua concretização.

A primeira abordagem tem a vantagem de se basear em dados estabilizados contabilisticamente, não assentando em expectativas de performance. Por outro lado, apresenta a desvantagem de haver um “lag” temporal, entre a ocorrência da concentração e a disponibilização pública das contas das instituições de crédito, o que pode explicar, em certa medida, as discrepâncias entre o entendimento dos dirigentes bancários e os resultados empíricos destes estudos. Exemplos deste tipo de abordagem foram desenvolvidos por vários autores, havendo um predomínio dos estudos de F&A, no espaço norte-americano: Srinivasan e Wall (1992), Berger e Humphrey (1992)

adquirentes, Berger, Demsetz e Strahan.(1999) — para o mercado norte-americano; Focarelli, Panetta e Salleo(1998), Resti (1998), Molyneux, Altunbas e Gardener(1996), Haynes e Thompson (1999), Cuesta e Orea (2002), Mendes e Rebelo (2001), Barros (1996) — para o mercado europeu. Genericamente, o conjunto dos estudos, para o mercado bancário europeu, vai no sentido da existência de aumento da eficiência decorrente da concentração, enquanto que os estudos sobre o mercado norte-americano ou não apresentam ganhos com a concentração (anos oitenta) ou apresentam resultados inconclusivos (dados dos anos noventa).

O estudo da eficiência por via da abordagem estocástica é aplicável à análise das consequências das fusões, sendo a forma eleita no presente estudo, no seguimento de Humphrey e Vale (2003). Estes autores recorreram a formas funcionais alternativas para a função custo da banca — Translog, Fourier e Spline — para estudar quer a existência de economias à escala quer as alterações decorrentes de fusões (dados reportados ao sector bancário norueguês nos anos 1987-1998). A mensuração dos efeitos das fusões é feita pelo recurso a variáveis binárias para separar a situação sem fusão (ou antes da fusão) da de com fusão (ou após fusão). Assim, os autores recorreram a uma variável dummy M , que assume o valor de zero, antes da fusão e o valor de um, após a fusão. Se uma segunda fusão ocorreu no intervalo da amostra para um determinado banco, então M passa a assumir, nesse ano e nos seguintes, o valor de dois (e assim sucessivamente). Humphrey e Vale adicionaram aos três modelos de custo (funções custo logaritmizadas Translog, Fourier e Spline) os termos em $M - \theta M$ e $\sum \theta_i M \ln Q_i$. Desta aproximação resultou uma redução dos custos por via das fusões.

A extracção das consequências sobre a eficiência das fusões pelo método dos rácios e pelos métodos econométricos parecem ser fortemente correlacionadas, permitindo uma análise complementar ou, mesmo, alternativa (Peristiani (1997)).

3. APLICAÇÕES EMPÍRICAS: O CASO DA BANCA PORTUGUESA

Vão ser analisadas a eficiência, recorrendo a modelos de fronteira estocástica, e a concentração da banca portuguesa, com base em dados não consolidados, de 1995 a 2001, para um conjunto de vinte e dois bancos, tendo por base dados em painel. Na análise da ineficiência-X agregada são comparados os resultados obtidos pelas duas especificações avançadas, Cobb-Douglas e Fourier. Os efeitos da concentração são estimados por via da introdução de variáveis binárias que tentarão captar os efeitos sobre os custos no próprio ano da fusão e ao longo dos três anos subsequentes, para as duas formas funcionais citadas.

3.1. OS MODELOS

Na sua formulação generalizada a função Cobb-Douglas, para um processo produtivo incluindo n factores produtivos (Chajai (1986)), obtendo-se uma expressão para a função custo logaritmizada

$$(8) \ln CT = \ln A + \frac{1}{\mu} \ln Q + \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_i}{\mu} \ln w_i$$

onde w_i representa os preços do input i , α_i a elasticidade da produção em relação ao input i , e as outras variáveis com os significados habituais. Ou seja, a função custo logaritmizada é o desenvolvimento da série de ordem um, na vizinhança de zero, em relação às variáveis $\ln Q$ e $\ln w_i$; nesta forma funcional, não são considerados os termos da função de produção de grau igual ou superior a dois.

A função Fourier é uma forma funcional mista ou semi-não paramétrica, construída a partir de uma Translog completa e incluindo os termos trigonométricos de primeira, segunda e terceira ordem. No nosso caso, consideramos apenas os termos trigonométricos de primeira ordem.

$$(9) \ln CT = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln Q_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln W_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln Q_i \ln Q_j + \\ + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln W_i \ln W_j + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \rho_{ij} \ln Q_i \ln W_j + \sum_{i=1}^m (\sigma_i \cos z_i + \theta_i \sin z_i)$$

em que CT representa o custo total, Q_i o nível do output i , W_i o preço do input i e z_i os valores “ajustados” de $\ln Q_i$ de forma a variarem no intervalo $[0; 2\pi]$ ¹¹. O cálculo de z_i é dado por $z_i = 0,2\pi - \mu \times a + \mu \times \ln Q_i$, onde $[a; b]$ é o intervalo de variação de $\ln Q_i$ e $\mu = \frac{0,9 \times 2\pi - 0,1 \times 2\pi}{b - a}$.

Gallant (1981, 1982) demonstrou que se consegue obter uma boa aproximação da verdadeira função custo, recorrendo a um número limitado de termos trigonométricos¹². De facto, foi mostrado por Tolstov (1962) que uma combinação linear das funções seno e cosseno (séries Fourier) pode ajustar exactamente o comportamento de uma função multivariável (uma vez que as funções seno e cosseno são mutuamente ortogonais no intervalo $[0; 2\pi]$).

No caso da forma funcional Fourier, as equações dos “shares” podem ser explicitadas, atendendo ao Lema de Shephard¹³:

$$(10) S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln W_j + \sum_{i=1}^m \rho_{ij} \ln Q_i$$

De igual forma, sendo n o número de factores de produção e dado que a soma dos “shares” tem de ser um, apenas $n-1$ equações podem ser estatisticamente independentes.

Uma vez que o teorema da dualidade exige que a função custo seja linearmente homogénea em relação aos preços dos inputs, os parâmetros têm de obedecer às seguintes restrições:

$$(11) \left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n \beta_j = 1 \\ \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \forall i \\ \sum_{i=1}^m \rho_{ij} = 0, \quad \forall j \end{array} \right.$$

As condições de simetria dos parâmetros têm de estar asseguradas na Fourier ($\delta_{ij} = \delta_{ji}$ para $i > 1$, $m > j$ e $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ para $i > 1$, $n > j$).

Altunbas, Liu, Molyneux e Seth (2000) sustentam que a função Fourier tem propriedades matemáticas e estatísticas desejáveis, uma vez que é capaz de representar qualquer função com exactidão (mesmo truncada, a forma Fourier pode representar razoavelmente qualquer função). Ao contrário da forma funcional Translog, em que se assume que a função custo da indústria

¹¹ Berger, Leusner e Mingo.(1997) fazem variar os z_i apenas no intervalo $[0,1.2\pi; 0,9.2\pi]$ para evitar problemas de aproximação junto dos extremos — vamos seguir esta sugestão na formulação do cálculo de z_i . De igual forma os autores somam uma unidade aos outputs para evitar problemas no cálculo dos logaritmos.

¹² Altunbas, Gardener, Molyneux e Moore (2001), p.1938.

¹³ Alguns estudos estimam a função Fourier não considerando as equações de “shares”(cfr. Altunbas, Liu, Molyneux e Seth(2000)) apenas por uma questão de simplicidade, não havendo nenhum suporte teórico para este procedimento.

bancária tem, obrigatoriamente, a forma em U (do que, a não ser verdade, decorrerão erros na especificação), a formulação Fourier permite que os dados determinem a forma da função custo. Um problema que se pode colocar com a aplicação da forma funcional tipo Fourier é a dificuldade (previsivelmente acrescida em relação aos resultados obtidos através da formulação tipo Translog) na interpretação dos resultados, uma vez que a existência de um número tão elevado de variáveis implica um elevado grau de multicolinearidade.

3.2. A DEFINIÇÃO DO OUTPUT E DOS INPUTS

No âmbito deste trabalho adoptou-se a abordagem pela intermediação para a definição de empresa bancária, considerando, assim, a totalidade dos custos como variável explicada pelo modelo. Ou seja, além dos custos operacionais são incluídos os custos financeiros.

É comumente aceite o carácter multiproducto da empresa bancária. Grande parte dos estudos¹⁴ assume como output bancário a totalidade das aplicações creditícias, das aplicações noutras instituições de crédito e das aplicações em títulos.

Mas, independentemente do output escolhido (crédito, total do activo, número de contas), dois problemas decorrem da especificação Cobb-Douglas.

Um primeiro refere-se ao facto desta especificação forçar um cariz homogéneo para o produto bancário: uma conta muito movimentada acarreta maiores custos que uma conta mais estável. Daí se ter incorporado na função custo, no seguimento de Sassenou (1992), além das variáveis tradicionais (produto, custos unitários dos factores de produção), uma variável de homogeneidade (quota de depósitos à ordem na totalidade do activo), com vista a diferenciar as várias instituições.

Uma segunda limitação da especificação Cobb-Douglas é a de não diferenciar os bancos quanto aos aspectos organizacionais. De facto, uma instituição de crédito pode aumentar a sua produção, através do crescimento do número dos seus balcões ou mantendo-o. A introdução de variáveis de estrutura como o número de balcões permitirá minimizar este problema.

A definição dos inputs apresenta algumas dificuldades.

Quanto ao factor de produção trabalho, é relativamente pacífico que o cômputo do custo unitário é feito através da relação entre a totalidade das despesas com o pessoal e o número de efectivos (dada a inexistência de informação quanto ao número de horas de trabalho).

No referente ao factor capital financeiro, vamos defini-lo como o conjunto dos saldos das contas de depósitos, seguindo trabalhos anteriores¹⁵. A totalidade dos depósitos pode ser segmentada em depósitos à ordem, a prazo e de poupança e acrescentada de outros recursos equiparados (débitos representados por títulos). O preço unitário do capital financeiro será resultante do quociente entre juros e custos equiparados e os depósitos totais e débitos representados por títulos.

Quanto ao capital físico, a sua definição é objecto de algumas leituras não coincidentes. No referente à banca, o produto bancário¹⁶ é utilizado para remunerar o conjunto dos factores de produção: o capital físico, o capital financeiro e a mão-de-obra. Daí que alguns autores¹⁷ proponham como preço unitário do capital físico a relação entre o custo do capital físico (amortizações adicionadas dos encargos e alugueres decorrentes de operações de leasing e similares, dada a inexistência de informação estatística acerca do preço por metro quadrado de cada estabelecimento) e o stock do factor (somatório das imobilizações líquidas, dos stocks de

¹⁴ Mendes (1994), Kolari e Zardhoohi (1987)

¹⁵ Mendes e Rebelo (1997).

¹⁶ Produto bancário = (juros e proveitos equiparados - juros e custos equiparados) + (rendimento de títulos+comissões+lucros em operações financeiras+outros proveitos de exploração) -(comissões+prejuízos em operações financeiras+impostos+outros custos de exploração)

¹⁷ Sassenou (1992), pág.281

capital amortizado e das operações de leasing e similares). É esta a solução que se propõe no presente trabalho.

Em síntese, na especificação Cobb-Douglas, em relação ao modelo base, vão ser relevadas as seguintes variáveis:

CT ≡ Custos totais, englobando: os custos operacionais — CO (Custos com Pessoal e Outros Custos); os custos financeiros — CF (Juros e Custos Equiparados, Comissões e Prejuízos de Operações Financeiras); e as Amortizações do Exercício;

QCOBB ≡ Output, medida da produção bancária, composto pelo conjunto de Créditos sobre Instituições de Crédito, Créditos sobre Clientes e Aplicações em Títulos;

W1 ≡ preço unitário do factor trabalho, definido como a relação entre Custos com Pessoal e o Número de Trabalhadores;

W2 ≡ preço unitário do capital financeiro, definido como a relação entre Juros e Custos Equiparados e a soma de Débitos para com Instituições de Crédito, Débitos para com Clientes e Débitos Representados por Títulos;

W3 ≡ preço unitário do capital físico, definido como a relação entre Amortizações do Exercício e Imobilizações Brutas;

W4 ≡ preço unitário de outros inputs, definido como a soma de Prejuízos de Operações Financeiras, Comissões e Outros Custos de Exploração ponderada pelo Activo Líquido;

BALC ≡ Número de balcões (total doméstico) — Variável de estrutura (“a control variable to capture the influence on cost changes in the structure of the banking markets”¹⁸);

COTADV ≡ cota dos Depósitos à Vista no Activo Total.

Na especificação Fourier, e decorrente do que foi exposto a propósito da especificação Cobb-Douglas, vamos considerar as seguintes variáveis:

CT ≡ custo total, incluindo custos operacionais, custos financeiros e as amortizações do exercício.

Produtos:

CC ≡ Crédito sobre Clientes;

CIC ≡ Créditos sobre Instituições de Crédito;

APT ≡ Aplicações em Títulos.

Factores produtivos e respectivos preços unitários

1. Trabalho

X_1 ≡ Número de trabalhadores;

W_1 ≡ preço de X_1 , definido como a relação entre despesas com pessoal e o número de trabalhadores.

2. Capital financeiro

X_2 ≡ Saldo das contas de depósitos e débitos representados por títulos;

W_2 ≡ Preço de X_2 , dado pelo quociente entre juros e custos equiparados e os depósitos totais e débitos representados por títulos.

3. Capital físico

X_3 ≡ Saldo das imobilizações líquidas e dos stocks de capital amortizado;

W_3 ≡ Preço de X_3 , dado pelo quociente entre as amortizações do exercício do factor e as imobilizações brutas.

4. Outros inputs

X_4 ≡ Activo Líquido;

W4 ≡ preço unitário de outros inputs, definido como a soma de Prejuízos de Operações Financeiras, Comissões e Outros Custos de Exploração ponderada pelo Activo Líquido;

BALC ≡ Número de balcões (total doméstico).

¹⁸ Molyneux, Altunbas e Gardener (1996), p.206

Além destas variáveis vão ser considerados os “shares” para cada um dos inputs. Na especificação Fourier acrescentaram-se as variáveis seno (siz) e coseno (csz) de primeira ordem, de forma a conseguir um melhor ajustamento do modelo aos dados. Além destes modelos base, acrescentamos outras variáveis que permitem o estudo da concentração — variáveis dummy .

3.3. A AMOSTRA

As estimações vão ter por base uma amostra de 22 bancos a operar em Portugal, entre 31 de Dezembro de 1995 e 31 de Dezembro de 2001, correspondendo a um total de 127 observações de registos anuais, após eliminação das observações para as quais não havia dados disponíveis (bancos sujeitos a fusão ou aquisição), tendo o número de observações inicial de 154 observações anuais (22 bancos durante 7 anos) sido reduzido. Os dados referem-se à actividade não consolidada dos bancos.

Os bancos incluídos na amostra são: Banco BPI (BPI), Banco Borges & Irmão (BBI), Banco Fonecas & Burnay (BFB) e Banco de Fomento e Exterior (BFE) — Grupo BPI; Banco Comercial dos Açores (BCA) e BANIF — Grupo BANIF; Banco Santander (Portugal) (BSP), Banco Totta e Açores (BTA) e Crédito Predial Português (CPP) — Grupo Totta/Santander; Banco Internacional de Crédito (BIC) e Banco Espírito Santo (BES) — Grupo BES; Banco Comercial Português (BCP), Banco Pinto & Sotto Mayor (BPSM), Banco Português do Atlântico (BPA), Banco Mello (BMello) e Expresso Atlântico (BEXA) — Grupo Millennium BCP; Caixa Geral de Depósitos (CGD) e Banco Nacional Ultramarino (BNU) — Grupo CGD; Barclays Bank (BARC), Banque National de Paris (BNP), Deutsche Bank (DB) e Montepio Geral (MG) — outros. As instituições incluídas na amostra representavam cerca de 88% da totalidade do Activo Líquido e de 81% da totalidade das Aplicações Creditícias das instituições de crédito que operavam em Portugal, em 31 de Dezembro de 2001¹⁹.

3.4. ESTIMAÇÃO DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA COM DADOS EM PAINEL

O processo de estimação vai basear-se, em grande parte, em modelos econométricos que interpretam a estrutura de dados em painel da amostra identificando o efeito individual (banco). Nestes modelos, consideram-se os dados com dupla atribuição (dois índices). Os dados são relativos a cada uma de várias unidades seccionais (*cross-section*) observadas, durante vários períodos de tempo. No estudo, as diferentes unidades seccionais são os bancos (no total de 22 bancos) e os períodos de tempo são os anos (7 anos, de 1995 a 2001). Isto significa que para as variáveis observáveis presentes nos modelos se obtêm dados que são os valores numéricos que cada um dos 22 bancos regista, ao longo de 7 anos.

No estudo desta estrutura de dados, vai dar-se ênfase às unidades seccionais, no sentido de que se admitem comportamentos diferentes para as diferentes unidades seccionais, mas cujo comportamento, todavia, não variará com o tempo — é, neste aspecto, constante. Repare-se que o número de períodos é relativamente curto em relação ao número de bancos (que não é, contudo, um número elevado para efeitos estatísticos).

Consideremos a equação em que a variável dependente(Y) — no estudo trata-se do logaritmo (neperiano) do custo — é determinada por três grandes factores: o conjunto de variáveis explicativas (assumidas como determinísticas) agrupadas no vector X, que tem associado o

¹⁹ Cálculo com base nos dados consolidados do Boletim Informativo da Associação Portuguesa de Bancos, de Junho de 2002

vector de parâmetro β' (e que varia consoante as especificações são Cobb-Douglas, Translog ou Fourier); o efeito específico por cada unidade seccional (bancos) não observável (também designado por variável latente), α ; e o termo de perturbação estocástico relativo aos erros não observáveis, ε .

Assim o modelo econométrico é o seguinte:

$$(12) Y_{it} = \beta' X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Sendo, ainda :

$Y_{it} = \ln(CT_{it}) \equiv$ logaritmo neperiano do custo total do banco i no ano t

$X_{it} \equiv$ vector de variáveis explicativas, relativas ao banco i no ano t (tipicamente calculadas em logaritmos neperianos)

$i = 1, 2, \dots, n_b$; o índice i representa cada uma das unidades seccionais, ou seja cada um dos bancos, que são no total 22 bancos ($n_b = 22$);

$t = 1, 2, \dots, 7$; o índice t representa o tempo, neste caso o ano a que diz respeito a informação; no estudo consideram-se 7 anos, de 1995 a 2001.

Nesta formulação está considerado o efeito específico não observável (ou latente) α_i que desempenha uma função importante na lógica do modelo e que tem consequência sobre os procedimentos de estimação. Note-se, pois, que este termo pode ser visto como substituindo os factores individuais característicos de cada banco que não estão disponíveis (como variáveis explicativas) ou não são directamente observáveis. Quer dizer que, ao ter este efeito específico em consideração e sob o ponto de vista econométrico, se evita assim um erro de omissão de variáveis explicativas relevantes, o que significa que a estimação convencional pelo método dos mínimos quadrados ordinário (MQO) não seria adequada, atendendo ao enviesamento, ineficiência e inconsistência dos estimadores de MQO, ao não considerar o efeito não observável.

Coloca-se, contudo, a questão de saber como incorporar este efeito específico latente, não observável, no modelo. Assumir-se-ão dois modelos: o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios, como é típico na literatura especializada — veja-se, por exemplo, Greene (2003), Arellano (2003) e Johnston e DiNardo (1997).

Modelo de efeitos fixos (Fixed Effects Model)

Considere-se o seguinte modelo:

$$(13) Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Como já foi dito, o modelo considera para cada unidade seccional (cada banco) um termo constante específico, α_i , que não varia com o tempo. Assume-se que o factor específico seccional α_i é correlacionado com as variáveis explicativas observáveis presentes na parte $\beta' X_{it}$.

Para a estimação do modelo, usam-se estimadores (presentes no software LIMDEP, versão 7 e versão 8) que são consistentes, conforme Greene (1995), Johnston (1997), Arellano (2003) e Greene (2003). Estes estimadores usam a técnica das variáveis binárias (dummy), para dar conta dos efeitos individuais das unidades seccionais. Note-se que a convencional utilização de estimadores de MQO não seria adequada, uma vez que os estimadores não são consistentes (nem centrados, nem eficientes), pois não têm em atenção os factores não observáveis, omitindo-os.

Repare-se, no entanto, que os estimadores para os efeitos individuais não podem ser consistentes, pois esta propriedade exige um aumento das observações, o que por definição significaria também aumentar, na mesma medida, o número de parâmetros (os efeitos individuais seccionais).

Modelo de efeitos aleatórios (Random Effects Model)

Considere-se a seguinte especificação:

$$(14) Y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + (u_i + \varepsilon_{it})$$

Sendo $\alpha_i = \alpha + u_i$, considera-se que o factor específico é a soma de uma constante representativa do valor médio referente às unidades seccionais e de um desvio específico por cada unidade seccional que não é correlacionado com as variáveis explicativas. Neste modelo, a especificidade das unidades seccionais (relembre-se que estas especificidades são não observáveis) é incluída no termo de perturbação – e não no termo independente como no modelo de efeitos fixos. O (novo) termo de perturbação passa a ser $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ assume-se que não é correlacionado com as variáveis explicativas presentes na parte $\beta' X_{it}$.

No processo de estimação, usam-se estimadores consistentes (presente no software LIMDEP – versões 7 e 8) conforme Greene (1995), Johnston (1997), Arellano (2003) e Greene (2003). A orientação, neste caso, é dar conta da heterogeneidade individual através do comportamento do termo de perturbação, ou seja, é usada a lógica presente nos estimadores de mínimos quadrados generalizados.

Modelo fronteira de custo estocástica (Stochastic frontier model)

Considere-se a seguinte especificação:

$$(15) \begin{aligned} Y_{it} &= \alpha + \beta' X_{it} + (v_{it} + u_i) \\ u_i &= |U_i|; \quad U_i \approx N(0, \sigma_u^2); \quad v_{it} \approx N(0, \sigma_v^2); \quad \left[\text{Var}(u_i) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \sigma_u^2 \right] \end{aligned}$$

O termo de perturbação é dado por $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$, representado o termo de perturbação u_i o efeito específico da ineficiência de cada banco. A fronteira estocástica é dada por $\alpha + \beta' X_{it} + v_{it}$ (o qualificativo estocástico é justificado pelo termo aleatório v_{it} na fronteira de eficiência de custo). Este modelo terá em consideração ainda os efeitos fixos ou aleatórios, como apresentado anteriormente, para dar conta da estrutura de dados em painel. Note-se que sendo u_i uma variável aleatória semi-normal positiva, obtida a partir da normal U_i , com média nula e variância σ_u^2 , a sua variância é dada por $\text{Var}(u) = \left(1 - \frac{2}{\pi}\right) \sigma_u^2$

Neste modelo, são relevantes a ineficiência para cada banco conforme definido por Jondrow, $E(u_i | \varepsilon_{it})$, e a proporção da variância devido à ineficiência

$$(16) \frac{\text{Var}(u)}{\text{Var}(\varepsilon)} = \frac{\text{Var}(u)}{\text{Var}(u) + \text{Var}(v)}$$

O método de estimação utilizado é o da máxima verosimilhança (presente no software LIMDEP — versão 7 e versão 8) que sendo um método não linear permite ganhos de eficiência (Greene (2003)).

3.5. RESULTADOS DE ESTIMAÇÃO

3.5.1. ANÁLISE DA EFICIÊNCIA

3.5.1.1. A ESPECIFICAÇÃO COBB-DOUGLAS

Recorrendo ao conceito de fronteira estocástica com a especificação custo Cobb-Douglas, da estimação com dados em painel e efeitos aleatórios²⁰, pode concluir-se que existe ineficiência de cerca de 12%, que corresponde à capacidade de diminuição dos custos totais, para a média dos bancos da amostra, entre 1995 e 2001.

Quadro 1 — Resultados da estimação da fronteira estocástica

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente/Desvio-Padrão	$P(Z > z)$
Constante	1,040	0,157	6,622	0,000
Ln QCOBB	0,996	0,016	61,513	0,000
LnW1	-0,022	0,074	-0,292	0,770
LnW2	0,614	0,038	16,195	0,000
LnW3	0,092	0,033	2,806	0,005
LnW4	0,276	0,017	16,652	0,000
LnBALC	-0,009	0,016	-0,564	0,573
LnCOTADV	0,107	0,035	3,089	0,002

$\sigma_u^2 = 0,288$ $\sigma_v^2 = 0,002$	$Var(u) = 0,105$ $\frac{Var(u)}{\sigma_v^2} = 49,837$	$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} = 0,539$ $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} = 11,711$
--	--	---

Note-se que, a parte da variância devida à ineficiência, é muito superior (49,837) à variância da outra componente do erro total.

Quadro 2 — Medidas estatísticas descritivas da ineficiência

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Taxa de Ineficiência	12,2	115,3	1,0	15,8

Se se analisar a eficiência por banco, obtemos os seguintes resultados:

Quadro 3 — Ineficiência por banco (média do período)

Banco	Taxa de Ineficiência (média) ²¹	Banco	Taxa de Ineficiência (média)
CGD	42,34 ²²	CPP	10,89
BNU	12,89	BSP	5,22
BCP	10,63	BANIF	14,06
BPA	4,19	BCA	8,34
BEXA	11,74	BFE	7,27
BPSM	8,02	BPI	29,81
BMELLO	21,07	BBI	12,41
BES	17,73	DB	13,71
BIC	5,30	BFB	6,41
BTA	3,88	MG	16,04
BARC	5,13	BNP	6,89

²⁰ Os modelos de efeitos fixos não são convergentes

²¹ Médias calculadas com base no quadro 35.

²² A taxa de ineficiência média da CGD está muito influenciada por dois valores (dos anos de 1996 e 1997); se se recalculer a taxa de ineficiência média sem estes dois valores extremos obtém-se 15,51.

Se se testar a hipótese nula de as taxas médias de ineficiência serem iguais entre os bancos (contra a hipótese alternativa de elas serem diferentes) rejeita-se H_0 a 5% (estatística F de 2,593). Assim, diferentes bancos são, como esperado, diferentemente eficientes. O que confirma, agora nos modelos de ineficiência, a importância da modelização sugerida, em que se deu relevância aos efeitos individuais.

3.5.1.2. A ESPECIFICAÇÃO FOURIER

Os resultados da estimação para a especificação Fourier encontram-se no quadro seguinte.

Quadro 4 — Resultados de estimação da fronteira estocástica²³

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	b/Desvio-padrão	P[T >t]
Constante	31,117	15,130	2,057	0,040
LN2APT	0,030	0,029	1,003	0,316
LN2CC	0,468	0,172	2,711	0,007
LN2CIC	0,092	0,093	0,988	0,323
LNAPT	0,486	0,293	1,660	0,097
LNCC	-3,143	2,045	-1,537	0,124
LNCCAPT	-0,079	0,028	-2,827	0,005
LNCCCIC	-0,073	0,024	-3,080	0,002
LNCIC	-0,972	1,232	-0,789	0,430
LNCICAPT	0,032	0,024	1,362	0,173
LN2W1	-0,161	0,335	-0,482	0,630
LN2W2	0,276	0,156	1,769	0,077
LN2W3	-0,220	0,157	-1,400	0,162
LN2W4	0,210	0,013	15,701	0,000
LNW1	0,153	1,023	0,150	0,881
LNW1W2	0,057	0,198	0,289	0,773
LNW1W3	0,008	0,210	0,038	0,970
LNW1W4	0,009	0,069	0,128	0,899
LNW2	0,812	0,915	0,888	0,375
LNW2W3	0,095	0,093	1,022	0,307
LNW2W4	-0,151	0,062	-2,453	0,014
LNW3	-0,777	0,736	-1,056	0,291
LNW3W4	0,005	0,067	0,073	0,942
LNW4	0,840	0,275	3,057	0,002
LNAPTW1	-0,010	0,058	-0,179	0,858
LNAPTW2	0,331	0,047	0,709	0,478
LNAPTW3	-0,013	0,042	-0,300	0,764
LNAPTW4	-0,003	0,015	-0,175	0,861
LNCCW1	-0,122	0,123	-0,990	0,322
LNCCW2	0,056	0,055	1,015	0,310
LNCCW3	0,070	0,091	0,771	0,441
LNCCW4	-0,005	0,021	-0,234	0,815
LNCICW1	0,161	0,093	1,734	0,083
LNCICW2	-0,082	0,047	-1,736	0,083
LNCICW3	-0,026	0,064	-0,396	0,692
LNCICW4	-0,006	0,022	-0,253	0,800

²³ Neste modelo não foram consideradas as variáveis associadas a BALC uma vez que não foi possível obter resultados com o modelo alargado (não há convergência no processo de estimação).

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	b/Desvio-padrão	P[T >t]
CSZAPT	0,083	0,345	0,240	0,811
CSZCC	-0,699	0,368	-1,898	0,058
CSZCIC	-0,010	0,162	-0,062	0,951
SIZAPT	0,025	0,254	0,100	0,921
SIZCC	-0,766	0,402	-1,905	0,057
SIZCIC	-0,092	0,086	-1,062	0,288

$\sigma_u^2 = 0,00282$ $\sigma_v^2 = 0,00166$	$Var(u) = 0,001025$ $\frac{Var(u)}{\sigma_v^2} = 0,617$	$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} = 0,0669$ $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} = 1,303$
--	--	---

Das duas partes que contribuem para a variância total a relativa à ineficiência é, apenas, 0,617 da outra fonte.

A estimação da fronteira estocástica com a especificação Fourier sugere a possibilidade de poupança de custos totais, a não haver ineficiência, de 4,2%, em termos médios — ineficiência estimada claramente inferior à que se obteve com a especificação Cobb-Douglas.

Quadro 5 — Medidas estatísticas descritivas da ineficiência

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Taxa de Ineficiência	4,2	13,4	1,0	2,1

Se se analisar a eficiência por banco, obtemos os seguintes resultados:

Quadro 6 — Ineficiência por banco (média do período)

Banco	Taxa de Ineficiência (média)	Banco	Taxa de Ineficiência (média)
CGD	4,66	CPP	3,46
BNU	3,34	BSP	4,31
BCP	7,61	BANIF	5,11
BPA	3,47	BCA	4,57
BEXA	3,62	BFE	3,55
BPSM	5,85	BPI	3,72
BMELLO	5,38	BBI	3,40
BES	3,72	DB	3,07
BIC	2,88	BFB	4,10
BTA	3,57	MG	3,64
BARC	4,39	BNP	3,95

Se se testar a hipótese nula de as taxas médias de ineficiência serem iguais entre os bancos (contra a hipótese alternativa de elas serem diferentes) rejeita-se H_0 a 5% (estatística F de 1,792).

Como se pode ver, a estimação das taxas de ineficiência é fortemente influenciada pela especificação escolhida. As 127 observações encontram-se seriadas para as duas especificações, no quadro seguinte, notando-se um grande afastamento dos valores estimados para a especificação Cobb-Douglas e para a especificação Fourier.

Quadro 7 — Taxas de ineficiência por função e por observação

Obs	TICB	TIF	Obs	TICB	TIF
1	4.31	4.43	66	6.86	4.73
2	103.47	5.29	67	5.30	4.51
3	115.34	5.12	68	5.65	7.92
4	4.38	3.24	69	4.94	2.26
5	26.79	5.77	70	5.75	2.23
6	19.85	4.81	71	6.67	4.14
7	22.22	3.93	72	3.48	2.90
8	14.11	5.25	73	4.75	6.18
9	9.64	3.29	74	12.21	6.40
10	7.75	2.53	75	18.68	4.81
11	8.14	2.13	76	16.27	4.16
12	14.18	3.11	77	13.74	3.48
13	23.50	3.75	78	18.72	5.09
14	19.37	12.0	79	12.37	5.25
15	13.46	13.4	80	6.40	6.55
16	18.19	13.2	81	6.75	2.19
17	6.19	5.50	82	12.97	5.62
18	4.05	3.53	83	10.13	3.69
19	7.65	2.96	84	7.98	5.89
20	5.48	2.53	85	7.96	6.32
21	4.66	4.07	86	4.25	3.68
22	4.90	5.75	87	12.47	4.14
23	4.99	3.48	88	4.45	3.28
24	2.82	2.10	89	4.88	3.22
25	3.57	1.95	90	83.76	5.89
26	3.60	3.72	91	16.50	2.55
27	2.53	3.31	92	5.57	3.07
28	29.43	3.77	93	13.39	3.38
29	9.97	4.13	94	9.35	2.44
30	13.16	3.19	95	4.84	1.86
31	3.96	6.55	96	23.03	5.90
32	10.47	7.61	97	16.80	5.12
33	8.81	5.11	98	4.90	1.94
34	9.02	3.47	99	19.42	2.14
35	7.82	6.53	100	14.33	3.84
36	14.59	3.28	101	9.44	4.89
37	19.26	5.50	102	6.85	3.96
38	27.05	8.61	103	4.35	4.48
39	23.39	4.12	104	2.81	2.60
40	8.51	5.25	105	3.48	4.77
41	4.66	4.53	106	3.64	4.19
42	6.68	3.79	107	8.94	8.83
43	27.42	2.45	108	8.17	2.88
44	27.12	3.94	109	35.92	2.54
45	20.17	2.63	110	12.05	3.50
46	29.56	3.44	111	8.81	2.18
47	4.34	1.52	112	3.64	3.75
48	15.56	4.29	113	34.77	1.77
49	7.12	3.25	114	2.71	6.57
50	2.92	2.33	115	7.07	4.56
51	2.21	2.31	116	13.01	3.47
52	1.58	2.48	117	5.86	4.56
53	3.34	3.97	118	3.65	2.37
54	3.88	3.39	119	2.06	3.02
55	3.68	2.40	120	1.53	6.17
56	0.98	1.01	121	10.49	2.21
57	5.75	2.36	122	4.70	2.36
58	4.45	2.70	123	5.40	4.79

Obs	TICB	TIF	Obs	TICB	TIF
59	4.32	5.71	124	9.58	4.36
60	4.08	7.44	125	2.98	1.75
61	13.56	3.38	126	4.00	2.76
62	16.33	3.72	127	11.06	9.43
63	12.27	4.05			
64	7.64	2.76			
65	8.68	2.12			

TICB \equiv Taxa de Ineficiência calculada para a função Cobb-Douglas

TIF \equiv Taxa de Ineficiência calculada para a função Fourier

Observações: 1-7 (CGD); 8-13 (BNU); 14-20 (BCP); 21-25 (BPA); 26-30 (BEXA); 31-35 (BPSM); 36-39 (BMELLO); 40-46 (BES); 47-53 (BIC); 54-60 (BTA); 61-66 (CPP); 67-73 (BSP); 74-80 (BANIF); 81-86 (BCA); 87-89 (BFE); 90-93 (BPI); 94-96 (BBI); 97-99 (BFB); 100-106 (MG); 107-113 (DB); 114-120 (BARC); 121-127 (BNP).

3.5.2. ANÁLISE DA CONCENTRAÇÃO

3.5.21. A ESPECIFICAÇÃO COBB-DOUGLAS

Considerando a função custo Cobb-Douglas e a estimação com dados em painel e efeitos fixos, a variável que capta os efeitos da aquisição ou fusão sobre os custos após um ano — variável binária D1DM — revela-se estatisticamente significativa, o mesmo acontecendo com os efeitos, dois e três anos após a concentração (variáveis binárias D2DM e D3DM).

Quadro 8 — Resultados da estimação da concentração (dados em painel, efeitos fixos)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-Ratio	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,907	0,063	14,318	0,000
LnW1	0,026	0,052	0,508	0,613
LnW2	0,547	0,049	11,060	0,000
LnW3	0,073	0,058	1,251	0,214
LnW4	0,354	0,022	15,859	0,000
LnBALC	0,037	0,081	0,460	0,647
LnCOTADV	0,040	0,057	0,703	0,483
DZM	-0,003	0,117	-0,023	0,982
D1DM	-0,314	0,148	-2,115	0,037
D2DM	-0,603	0,213	-2,824	0,006
D3DM	-0,498	0,213	-2,340	0,021

F(31,95) = 419,28 (*p-value* = 0,000)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	2,308	0,814	2,834
2	2,033	0,735	2,766
3	2,139	0,779	2,746
4	1,947	0,785	2,479
5	1,676	0,541	3,099
6	2,003	0,737	2,717
7	2,060	0,710	2,903
8	2,075	0,790	2,628
9	1,30	0,702	2,747
10	1,908	0,768	2,484
11	2,034	0,718	2,833
12	1,872	0,670	2,793
13	2,062	0,685	3,008
14	1,909	0,611	3,123

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
15	2,020	0,728	2,775
16	2,576	0,731	3,524
17	2,085	0,722	2,889
18	2,096	0,710	2,954
19	1,973	0,709	2,784
20	2,113	0,747	2,828
21	1,799	0,660	2,726
22	2,012	0,625	3,219

As reduções de custos estimadas são de 31%, 60% e 50%, um, dois e três anos, respectivamente, após a fusão e em comparação com os bancos que não fizeram a fusão. Em relação à redução de custos operada, no próprio ano da fusão, o coeficiente estimado é reduzido e negativo (-0,3%) e não é estatisticamente significativo.

De notar que estas estimativas devem ser avaliadas com precaução, pois são calculadas com um número de casos (observações) muito reduzido, sobretudo 2 e 3 anos após a fusão, e sofrem ainda da interferência individual dos bancos ao serem considerados os efeitos fixos (que captam a especificidade de cada um dos 22 bancos). Estes efeitos fixos são, agora, positivos (ao contrário de resultados anteriores), a que não será estranha a presença de variáveis binárias relativas à concentração; mas mantêm-se estatisticamente significativos quer ao nível individual quer ao nível global (neste aspecto, resultado idêntico ao da análise efectuada no ponto relativo às economias de escala e de gama, com a função custo Cobb-Douglas, mas sem a consideração das variáveis *dummy* relativas às fusões – DZM, D1DM, D2DM e D3DM - como variáveis explicativas dos custos.

A utilização de um modelo idêntico, mas em que se admitem efeitos aleatórios, permite obter resultados semelhantes aos, agora, indicados.

Quadro 9 — Resultados da estimação da concentração (dados em painel, efeitos aleatórios)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-Ratio	P(T > t)
Ln QCOBB	0,969	0,026	36,587	0,000
LnW1	0,111	0,072	1,545	0,122
LnW2	0,602	0,044	13,688	0,000
LnW3	0,126	0,054	2,340	0,019
LnW4	0,348	0,018	19,528	0,000
LnBALC	0,029	0,026	1,094	0,274
LnCOTADV	-0,001	0,044	-0,012	0,990
DZM	0,059	0,090	0,656	0,512
D1DM	-0,167	0,104	-1,615	0,106
D2DM	-0,345	0,149	-2,318	0,021
D3DM	-0,251	0,149	-1,677	0,094
Constante	1,271	0,287	4,422	0,000

Procedeu-se, ainda, à análise da influência de grupo sobre os custos (usando variáveis *dummy*, com o prefixo DG) para os 6 principais grupos bancários portugueses – CGD, Millennium BCP (BCP), BES, Santander/Totta (BS), BPI e BANIF — recorrendo à especificação Cobb-Douglas e a um modelo de efeitos aleatórios (a influência de grupo sobre os custos já foi contemplada nos efeitos fixos). Resulta um modelo estimado em que os coeficientes estatisticamente significativos (a 10%) são os dos grupos CGD, BPI e BANIF, com custos estimados, superiores aos dos restantes bancos, de respectivamente 17,9%, 11% e 12%.

Quadro 10 — Resultados da estimação da concentração, por grupos (dados em painel, efeitos aleatórios)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/desvio-padrão	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,967	0,023	41,141	0,000
LnW1	0,096	0,077	1,251	0,211
LnW2	0,579	0,046	12,451	0,000
LnW3	0,140	0,055	2,569	0,010
LnW4	0,344	0,019	18,311	0,000
LnBALC	0,021	0,022	0,654	0,340
LnCOTADV	-0,025	0,042	-0,596	0,551
DGCGD	0,179	0,068	2,628	0,009
DGBPI	0,110	0,058	1,907	0,057
DGBANIF	0,120	0,068	1,757	0,079
Constante	1,226	0,242	5,057	0,000

3.5.2.2. A ESPECIFICAÇÃO FOURIER

Considerando a função Fourier anteriormente apresentada, mas com dados não escalonados, e tendo-se acrescentado, em modelos distintos, uma variável *dummy* — para medir o efeito das fusões e aquisições — ou quatro outras variáveis *dummy* que consideram os efeitos das fusões e aquisições respectivamente no próprio ano em que se realizaram, 1 ano, 2 anos e 3 anos após — conclui-se, em ambos os casos, que as variáveis adicionadas não têm significância estatística, pelo que não se detectam efeitos significativos das fusões e aquisições sobre os custos, quando se admite como especificação a função Fourier (Ribeiro, 2006). A especificação desta função (com um número importante de variáveis explicativas adicionais) e a consideração dos efeitos individuais por grupo bancário são uma possível explicação para esta diferença em relação ao modelo Cobb-Douglas.

CONCLUSÃO

Neste estudo procedeu-se ao cômputo da ineficiência produtiva e à análise dos efeitos da concentração sobre os custos bancários portugueses.

Foram adoptadas duas formas funcionais de funções custo bancária — a especificação Cobb-Douglas e a especificação Fourier — tendo por base dados em painel, para os anos de 1995 a 2001, comportando 22 instituições bancárias. Dado o carácter multiproducto da empresa bancária introduziram-se variáveis de ajustamento (variáveis de estrutura e de homogeneidade) na especificação Cobb-Douglas.

A estimação da ineficiência, recorrendo à especificação Cobb-Douglas (dados em painel, efeitos aleatórios), gera um valor elevado de quase 12%, em média, para o período de 1995 a 2001. Este valor é claramente superior ao que se estimou por via da especificação Fourier (dados em painel, efeitos aleatórios) — taxas de ineficiência média, para o período amostral, de cerca de 4%. De toda a forma, conclui-se ser possível que as instituições portuguesas reduzam os seus custos totais, diminuindo a ineficiência-X.

A análise dos efeitos da concentração ensaiada neste estudo, recorrendo a variáveis binárias para captar os efeitos no próprio ano, um ano após, dois anos e três anos após a fusão (uma vez que a literatura é unânime na afirmação de que os efeitos da concentração, a haver, se diluem após três anos) sugerem efeitos na redução de custos muito elevados na especificação Cobb-Douglas (dados em painel, efeitos fixos e efeitos aleatórios), em particular nos grupos CGD, BPI e BANIF. Já recorrendo à especificação Fourier as estimativas não sugerem quaisquer efeitos

significativos do processo de fusões e aquisições sobre os custos (quer globalmente, quer repartindo os possíveis efeitos entre o próprio ano da concentração e os três anos subsequentes). Esta contradição dos resultados, consoante a especificação adoptada, pode estar relacionada com a própria amostra: o número muito reduzido de observações após concentração (em particular no período de dois e de três anos após a concentração).

BIBLIOGRAFIA

AIGNER, DENNIS; LOVELL, KNOX C.A. E SCHMIDT, PETER (1977), “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, Journal of Econometrics, 6, pp. 21-37

ALTUNBAS, Y., GARDENER, E.P.M., MOLYNEUX, P. E MOORE, B. (2001), “Efficiency in European banking”, European Economic Review, 45, pp. 1931-1955

ALTUNBAS, YENER, LIU, MING-HAU, MOLYNEUX, PHILIP E SETH, RAMA (2000), “Efficiency and risk in Japanese Banking”, Journal of Banking & Finance, 24, 1605-1628

ARELLANO, MANUEL(2003), Panel Data Econometrics, Oxford University Press

BARROS, PEDRO PITA (1996), “Approval rules for sequential horizontal mergers”, Working Paper nº 287, Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa

BERGER, A.N. (1995), “The profit-structure relationship in banking — tests of market-power and efficient-structure hypothesis”, Journal of Money, Credit and Banking, 27(2), pp. 404-431

BERGER, A., W.C. HUNTER E S.G. TIMME (1993), “The efficiency of financial institutions: a review and preview of research past, present and future”, Journal of Banking and Finance, 17 (2-3), pp. 221-50

BERGER, A.N., HUMPHREY, D.B.(1992), “Megamergers in banking and the use of cost efficiency as an antitrust defence”, Antitrust Bulletins, 37, pp. 541-600

BERGER, ALLEN N., DEMSETZ, REBECA E STRAHAN, PHILIP E. (1999), “The consolidation of financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future”, Journal of Banking & Finance, vol. 23, pp. 135-194

BERGER, ALLEN N., LEUSNER, JOHN H. E MINGO, JOHN J. (1997), “The efficiency of bank branches”, Journal of Monetary Economics, 40, pp. 141-162

CUESTA, RAFAEL A. E OREA, LUÍS (2002), “Mergers and technical efficiency in Spanish saving banks: A stochastic distance function approach”, Journal of Banking & Finance, 26, pp. 2231-2247

FOCARELLI, D., PANETTA, F., SALLEO, C. (1998), “Why do banks merge: Some empirical evidence from Italy”, Journal of Money, Credit, and Banking, In Press

GALLANT, A.R.(1981), “On the bias in flexible functional forms and essentially unbiased form: The Fourier flexible form”, Journal of Econometrics, 15, pp. 211-245

GALLANT, A.R.(1982), “Unbiased determination of production technologies”, Journal of Econometrics, 20, pp. 285-324

GREENE, W.M. (1990), “A gamma-distributed stochastic frontier model”, Journal of Econometrics, 46, pp. 141-163

- GREENE, W. H. (1993), *Econometric, Second Edition, Analysis*, MacMillan, New York, (cap.16)
- GREENE, W.M. (1993), “The econometric approach to efficiency analysis”, in H.O.Fried, C.A.Lovell e P. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press
- GREENE, W.M. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 5th edit.
- GREENE, W.M. (1995), *LIMDEP — version 7 — User’s Manual*, Econometric Software, Inc.
- HAYNES, MICHELLE E THOMPSON, STEVE (1999), “The productivity effects of bank mergers: Evidence from the UK building societies”, *Journal of Banking & Finance*, 23, pp. 825-846
- HIRSHLEIFER, DAVID (1993), *Takeovers*, in P. Newman, M. Milgate e J. Eatwell (eds), *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, New York, Stockton Press
- HUMPHREY, DAVID B. E VALE, BENT (2003), “Scale economies, bank mergers, and electronic payments: A spline function approach”, *Journal of Banking & Finance* (article in press)
- JOHNSTON, J., DINARDO, J. (1997), *Econometric Methods*, McGraw Hill, 4th Edition
- JONDROW, J., C.A. LOVELL, I.S. MATEROV, SCHMIDT (1982), “On estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production model”, *Journal of Econometrics*, 19, pp.233-38
- KOLARY, J., ZARDKOOHI, A. (1987), *Bank Cost, Structure and Performance*, Lexington Books
- KUMBHAKAR, SUBAL C., LOVELL, C. A. KNOX (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press
- LEIBENSTEIN, H. (1966), “Allocative efficiency vs X-efficiency”, *American Economic Review*, 56, pp. 392-15
- MENDES, VICTOR (1994), “Eficiência produtiva no sector bancário: uma aplicação do método DEA aos anos 1990-92”, *Trabalhos em Curso*, 42, Faculdade de Economia da Universidade do Porto
- MENDES, VICTOR E REBELO, JOÃO (2001), “The effect of bank M&AS on efficiency: the Portuguese experience”, in *What Financial System for the Year 2000?*, Margarida Abreu e Victor Mendes (org.), Ed. BVLP — Soc. Gestora de Mercados Regulamentados, S.A., pp.277-294
- MENDES, VICTOR E REBELO, JOÃO (1997), “Relações custo-produção e eficiência produtiva no sistema integrado de crédito agrícola mútuo no período 1990-1995”, *Estudos de Economia*, Vol. XVI-XVII, nº2, pp.117-35
- MENDES, VICTOR E REBELO, JOÃO (1999), “Productive efficiency, technological change and productivity in Portuguese banking”, *Applied Financial Economics*, 9, pp. 513-521
- MOLYNEUX, P., ALTUNBAS, Y. E GARDENER, E. (1996), *Efficiency in European banking*, Ed. John Willey & Sons, Lda, England
- MOLYNEUX, PHILIP (2001), “Does Size matter? Financial Restructuring under EMU”, in *What Financial System for the Year 2000?*, Margarida Abreu e Victor Mendes (org.), Ed. BVLP — Soc. Gestora de Mercados Regulamentados, S.A., pp.229-250
- PERISTIANI, S. (1997), “Do mergers improve the X-efficiency and scale efficiency of U.S. banks? Evidence from the 1980s”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.29 (3), pp. 326-337

RESTI, ANDREA (1997), “Evaluating the cost-efficiency of the Italian banking system: what can be learned from the joint application of parametric and non-parametric techniques”, Journal of Banking & Finance, 21, pp. 221-50

RESTI, ANDREA (1998), “Regulation can foster mergers, can mergers foster efficiency? The Italian case”, Journal of Economics and Business, 50, pp. 157-169

RESTI, ANDREA (2000), “Efficiency measurement for multi-product industries: A comparison of classic and recent techniques based on simulated data”, European Journal of Operational Research, 121, pp. 559-578

RIBEIRO, M.C.P. (2006), “Economias de Escala e de Gama e os efeitos da concentração na eficiência bancária”, Tese doutoramento, Universidade do Minho

SASSENOU, MOHAMED (1992), “Economies des coûts dans les banques et les caisses d'épargne, impact de la taille et de la variété de produits”, Revue Économique, vol.43, n°2, pp. 277-50

SRINIVASAN, A., Wall, L.D. (1992), “Cost saving associated with bank mergers”, Working Paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta

TOLSTOV, G.P. (1962), Fourier Séries, Prentice-Hall, London

Outras Publicações:

ASSOCIAÇÃO PORTUGUESA DE BANCOS, Boletim Informativo (vários números)

BANCO CENTRAL EUROPEU (2000), “Fusões e Aquisições envolvendo o sector bancário da União Europeia — Factos e implicações”, Frankfurt, 20 de Dezembro

RELATÓRIOS E CONTAS DE INSTITUIÇÕES DE CRÉDITO (1995-2001)