

Capítulo IV

Aplicações empíricas

Introdução

Neste capítulo, vai proceder-se à estimação das economias de escala e de gama, à análise da eficiência (recorrendo a modelos de fronteira estocástica) e à análise da concentração na banca portuguesa, com base em dados não consolidados, de 1995 a 2001, para um conjunto de 22 bancos.

Para a averiguação da existência de economias de escala vão ser comparados os resultados obtidos por uma especificação da função custo bancária do tipo Cobb-Douglas, Translog e Fourier. Na especificação Cobb-Douglas, far-se-á a segmentação dos custos totais em custos operacionais e custos financeiros, no sentido de, a partir desta abordagem mais fina, conseguir imputar a eventual existência de economias de escala a uma das partes dos custos totais. Para o estudo das economias de gama, recorre-se a uma função tipo Translog e uma tipo Fourier, considerando três tipos de produtos (Créditos sobre Instituições de Crédito, Créditos sobre Clientes e Aplicações em Títulos). Todos estes estudos baseiam-se em dados em painel. Adicionalmente, no sentido de permitir a comparação dos resultados obtidos com os dados em painel, relevando os efeitos individuais (e, uma vez que os resultados — no respeitante às economias de escala — se apresentaram contraditórios consoante a especificação adoptada), avançou-se para a estimação de equações simultâneas, recorrendo ao método da máxima verosimilhança.

Na análise da eficiência (ineficiência-X agregada), são comparados os resultados obtidos pelas três especificações (Cobb-Douglas, Translog e Fourier), através de modelos estocásticos, tendo por base dados em painel.

Finalmente, vai analisar-se em que medida o progresso tecnológico, aproximado pela variável “canais electrónicos”, tem efeitos sobre os custos bancários, com dados em painel.

IV.1. Metodologia e estimações: comparação das especificações

Cobb-Douglas , Translog e Fourier

Com base nos dados não consolidados da banca portuguesa, de 31 de Dezembro dos anos de 1995 a 2001, vão ser estimadas as economias de escala e de gama, a ineficiência, a concentração e o papel do progresso tecnológico nos custos, através de três especificações da função custo largamente utilizadas na literatura de economia bancária: a função Cobb-Douglas, a função Translog e, mais recentemente, a função Fourier. No sentido de se conseguir uma apresentação sistemática dos modelos, das variáveis e dos resultados, a apresentação foi segmentada nos seguintes pontos: em primeiro lugar, referem-se as especificações ou modelos de base e as definições dos inputs e dos outputs (IV.1.1.); seguidamente, caracterizam-se a amostra e os métodos de estimação (IV.1.2.).

Após estes desenvolvimentos, seriam-se e analisam-se (no ponto IV.2.) os resultados da estimação em quatro direcções — economias de escala e de gama, eficiência-X, concentração e progresso tecnológico— passando, dentro de cada item, à abordagem segundo a forma funcional.

IV.1.1. As especificações e a definição dos inputs e dos outputs

IV.1.1.1. Os modelos

No capítulo I, explicitou-se a formulação da função custo tipo Cobb-Douglas; na sua forma generalizada para um processo produtivo incluindo n factores produtivos, pode ser apresentada, na sua forma logarítmica como

$$\ln CT = \ln A + \frac{1}{\mu} \ln Q + \sum_{i=1}^n \frac{\alpha_i}{\mu} \ln W_i$$

onde, w_i representa o preço do input i , α_i a elasticidade da produção em relação ao input i , $\mu = \sum_{i=1}^n \alpha_i$ o grau de homogeneidade da função e Q o output. O termo de perturbação ε assume as hipóteses clássicas habituais.

Na formulação Cobb-Douglas supõe-se a produção de um único bem homogéneo Q — que se designa, adiante, por QCOBB — pressuposto aplicável a todo o sector bancário (o que não traduz o carácter multiproducto da empresa bancária) inviabilizando o cômputo de economias de gama.

O custo médio será dado por:

$$CM_e = \frac{CT}{Q} = A Q^{\frac{1}{\mu}-1} \prod_{i=1}^n W_i^{\frac{\alpha_i}{\mu}}$$

formulação por via da qual se vê que o custo médio decresce com Q se e só se μ for superior a um. Ou seja, a existência de economias de escala pode ser detectada pelo grau de homogeneidade da função Cobb-Douglas. A estimação do parâmetro μ (ou de $\frac{1}{\mu}$) é uma medida da intensidade de economias ou deseconomias de escala.

A função custo Translog apresenta-se na forma logarítmica, como foi apresentado na Parte I, como:

$$\ln CT = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln Q_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln W_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln Q_i \ln Q_j$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln W_i \ln W_j + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \rho_{ij} \ln Q_i \ln W_j$$

e estando sujeita às condições de simetria e de homogeneidade da função custo em relação ao preço dos factores de produção.

Simultaneamente à estimação da função custo são estimadas as equações dos “shares” do custo total

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

No caso específico do tratamento dos dados em painel, omitiu-se o cálculo das equações simultâneas. Este procedimento é corrente, na prática, no processo de estimação, dada a complexidade inultrapassável que a introdução das equações dos “shares” promoveriam¹.

Já foi referido anteriormente que, na prática, a estimação das economias de escala globais (que traduzem o comportamento dos custos, quando se faz variar na mesma proporção a quantidade de todos os produtos) se faz através de

$$EEG = \left(\sum_{i=1}^m \alpha_i \right)^{-1}$$

¹ Cfr, por exemplo, Altunbas, Y., Gardener, E.P.M., Molyneux, P. e Moore, B. (2001), *Efficiency in Europe banking*, European Economic Review 45, 1931-1955.

Conforme o valor assumido por EEG for maior que um, menor que um ou igual a um, estar-se-á perante economias de escala, deseconomias de escala ou economias de escala constantes, respectivamente.

O grau de economias de escala específicas do produto i (quando o custo total varia, é alterada a produção do produto i , mantendo-se invariáveis as outras produções) é dado localmente pelo inverso da elasticidade-custo, isto é:

$$EEE_i = \frac{CMeI_i}{CM_i}$$

Consoante EEE_i seja maior, inferior ou igual à unidade, haverá economias, deseconomias ou constância à escala associadas à produção do produto i .

A especificação Translog, ao incorporar o carácter multiproduto da empresa bancária, permite o cômputo de economias de gama através de:

$$EG^* = \delta_{ij} + \alpha_i \alpha_j$$

Se EG^{*2} for inferior, superior ou igual a zero, estaremos perante economias de gama, deseconomias de gama ou economias de gama constantes.

A forma funcional Fourier é, como já foi apresentada anteriormente, uma forma mista ou semi-não paramétrica construída a partir de uma função do tipo Translog, recorrendo a um número limitado de termos trigonométricos, possibilitando um melhor ajustamento da função custo. No nosso caso, incorporamos somente aos cosenos e senos de primeira ordem para o ajustamento da função Translog original:

² O * serve apenas para chamar a atenção para a não total correcção da igualdade. Conferir I.2.2.2.

$$\ln CT = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \ln Q_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln W_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln Q_i \ln Q_j +$$

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

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 $[0; 2\pi]$. 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 $\mu = \frac{0,9 \times 2\pi - 0,1 \times 2\pi}{b - a}$.

IV.1.1.2. As definições dos inputs e do output

Aquando da definição de empresa bancária, adoptou-se a abordagem pela intermediação considerando a totalidade dos custos como variável explicada pelo modelo. Ou seja, além dos custos operacionais são incluídos os custos financeiros.

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 anteriores³. A totalidade dos depósitos pode ser segmentada em depósitos à ordem, a prazo e de poupança e

³ Por exemplo, Mendes, Victor, 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.

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. Alguns estudos macroeconómicos sobre séries temporais⁴ avançam para a definição do preço unitário do capital físico, w_{cf} , como sendo

$$w_{cf} = fr(i - \Pi + \delta)$$

onde f representa um índice de fiscalidade, r o preço dos bens de capital, i a taxa de juro nominal, Π a taxa de inflação antecipada e δ a taxa de amortização.

Já nos estudos de índole microeconómico, diversos indicadores são adiantados para o cômputo do preço unitário do capital físico. Entre eles, podemos destacar a taxa de juro aparente (encargos financeiros em relação aos débitos de médio e longo prazo), um indicador da taxa de lucro (por exemplo dado pelo rácio dos lucros após impostos em relação ao stock de capital físico) ou o excedente bruto de exploração em relação ao stock do capital⁵.

Estudos sobre a banca⁶ sugerem para a definição do custo unitário do capital físico a relação entre o custo do input (amortizações e outros custos) e o activo total. Outros autores vão no sentido de aproximar o custo unitário do capital físico, através da soma da taxa de depreciação do imobilizado e do custo de oportunidade do seu

⁴ Bernard, A. (1977), *Le coût du capital productif: une ou plusieurs mesures?* Annales de l'INSEE, 28

⁵ Referidos por Sassenou, Mohamed (1992), *Économies des coûts dans les banques et les caisses d'épargne, impact de la taille et de la variété de produits*, Revue Économique, vol.43, numéro 2

⁶ Para o caso português conferir Mendes, V. (1990,1991,1994), obras citadas.

financiamento (dada pela taxa média no Mercado Monetário Interbancário), ou seja, socorrendo-se de medidas extra-contabilísticas⁷.

No referente à banca, o produto bancário⁸ é utilizado para remunerar o conjunto dos factores de produção: o capital físico, o capital financeiro e a mão-de-obra. Daí que alguns autores⁹ 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 capital amortizado e das operações de leasing e similares). É esta a solução que se propõe no presente trabalho.

Quanto ao produto bancário já ficaram expressas as implicações da adopção da abordagem intermediação. Já foi discutida, também, a impossibilidade de comportar na especificação Cobb-Douglas o carácter multiproducto da empresa bancária. Grande parte dos estudos¹⁰ 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.

⁷ Pinho, Paulo (1994), *Essays on Banking*, Doctoral Dissertation, City University Business School

⁸ 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)

⁹ Sassenou, Mohamed (1992), obra citada, pág.281

¹⁰ Cfr, entre outros, Victor Mendes (1994), Kolari e Zardhoohi (1987)

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 que alguns autores incorporem na função custo, além das variáveis tradicionais (produto, custos unitários dos factores de produção), variáveis de *homogeneidade*. Sassenou (1992) sugere a adopção da 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.

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

CT \equiv 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 \equiv Output, composto pelo conjunto de Créditos sobre Instituições de Crédito, Créditos sobre Clientes e Aplicações em Títulos

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

W2 \equiv 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 \equiv preço unitário do capital físico, definido como a relação entre Amortizações do Exercício e Imobilizações Brutas

W_4 ≡ 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”¹¹)

COTADV ≡ cota dos Depósitos à Vista no Activo Total

Na especificação Translog, 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

¹¹ Molyneux, P., Altunbas, Y e Gardener, E. (1996), obra citada, pág.206

2. Capital financeiro

$X_2 \equiv$ Saldo das contas de depósitos e débitos representados por títulos

$W_2 \equiv$ Preço de X_2 dado pelo quociente entre juros e custos equiparados e os depósitos totais e débitos representados por títulos

3. Capital físico

$X_3 \equiv$ Saldo das imobilizações líquidas e dos stocks de capital amortizado

$W_3 \equiv$ Preço de X_3 dado pelo quociente entre as amortizações do exercício do factor e as imobilizações brutas.

4. Outros inputs

$X_4 \equiv$ Activo Líquido

$W_4 \equiv$ preço unitário de outros inputs, definido como a soma de Prejuízos de Operações Financeiras, Comissões e Outros Custos de Exploração ponderada pelo Activo Líquido

$BALC \equiv$ Número de balcões (total doméstico)

Além destas variáveis vão ser considerados os “shares” para cada um dos inputs (apenas quando se recorre ao método convencional de estimação dos mínimos quadrados ordinário).

Na especificação Fourier, consideram-se as mesmas variáveis do caso Translog, a que se acrescentam 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* — e análise do efeito do progresso tecnológico sobre os custos — variável *canais electrónicos*. Ao longo do ponto IV.2.2., especificaremos, detalhadamente, estes prolongamentos dos modelos base.

IV.1.2. O processo de estimação

IV.1.2.1. Amostra. Dados

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, 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 (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 Fonsecas & 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 87,6% da totalidade do Activo Líquido e 81,1% da totalidade das

Aplicações Creditícias das instituições de crédito que operavam em Portugal, em 31 de Dezembro de 2001¹².

No quadro seguinte, apresentam-se algumas medidas de estatística descritiva caracterizadoras das variáveis relevadas nos diferentes modelos:

Quadro 12– Caracterização das variáveis utilizadas nos modelos

Variável	Descrição	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
CT	Custos Totais (*)	217247	3613820	3661	460135
CO	Custos Operacionais (*)	31018	205977	452	34402
CF	Custos Financeiros (*)	182118	3504558	886	437911
QCOBB	Output total (*)	1735727	10472045	15760	2052034
CC	Crédito sobre Clientes (*)	929727	7714761	1433	1314861
CIC	Crédito sobre Instituições de Crédito(*)	519513	2090628	7909	564593
APT	Aplicações em Títulos (*)	286488	1598332	1	392177
X₁	Número de Trabalhadores (*)	2783	10882	85	2631
X₂	Saldo de Depósitos e Débitos Representados por Títulos (*)	89002	1541631	0	205746
X₃	Saldo das Imobilizações Líquidas e dos Stocks de Capital Amortizado (*)	65426	321681	1076	74958
X₄	Activo Líquido (*)	2182748	22915563	24210	3095968
W₁	Preço do Trabalho (*)	6,796	11,580	1,113	1
W₂	Preço do Capital Financeiro	0,056	0,228	0,020	0
W₃	Preço do Capital Físico	0,064	0,124	0,020	0
W₄	Preço de Outros Inputs	0,032	0,484	0,002	0
BALC	Número de Balcões	214	1221	1	203
ATN	Número de ATM adicionado de ligações à Net (por mil habitantes)	6583	10370	4758	1798

(*) em 10⁶ escudos

A franja mais importante dos custos totais corresponde aos custos financeiros que, em média e para o período de 1995 a 2001, eram associados a mais de 84% da totalidade dos custos. O produto é repartido, em média e para o período amostral, entre Créditos sobre Clientes (quase 53,6%), Créditos sobre Instituições de Crédito (29,9%) e Aplicações em Títulos (16,5%). O desvio-padrão apresenta-se muito elevado ao nível das produções, do Activo Total e dos próprios custos, evidenciando que a amostra comporta instituições de dimensão muito díspar.

¹² Cálculo com base nos dados consolidados do Boletim Informativo da Associação Portuguesa de

De igual forma, se forem construídos alguns indicadores de eficiência, estrutura e produtividade (quadro seguinte), baseados nas variáveis anteriores, obtêm-se dispersões muito altas, dada a heterogeneidade da amostra.

Quadro 13– Indicadores económico-financeiros do conjunto das instituições da amostra

	Indicadores	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Eficiência	Custos de Estrutura/Activo Líquido (em %)	2,202	13,563	0,195	1,790
	Custos Operacionais/Activo Líquido (em %)	1,962	12,695	0,153	1,658
Estrutura	Débitos à vista/(Débitos a Clientes+ Débitos a Outras Instituições de Crédito+ Débitos Representados por Títulos) (em %)	22,624	78,695	2,734	10,875
	Créditos sobre Clientes/Débitos a Clientes (em %)	93,156	221,249	24,259	42,093
Produtividade	Custos com Pessoal/Número de Trabalhadores	6,796	11,580	1,113	1,479
	Activo Líquido/Número de Trabalhadores	983,176	7930,598	70,320	1339,539
	Número de Trabalhadores/Balcão	16,690	92	2,603	14,062
	QCobb / Número de Trabalhadores	862,396	7641,598	44,449	1262,915

IV.1.2.2. Estimação de dados em painel e da fronteira estocástica

O processo de estimação vai basear-se, em grande parte, em modelos econométricos que interpretam a estrutura de dados em painel identificando o efeito de grupo (banco).

Nestes modelos, considera-se um conjunto de 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 — 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 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_i ; e o termo de perturbação relativo aos erros não observáveis ε_{it} .

Assim, o modelo econométrico é o seguinte:

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

Sendo, ainda :

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

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

$t = 1, 2, \dots, 7$; 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 o conjunto de factores individuais característicos de cada banco. 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), Johnston (1997) e Arellano (2003)¹³.

Modelo de efeitos fixos (*Fixed Effects Model*)

Considere-se o seguinte modelo:

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

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

¹³ Arellano, Manuel (2003), *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
Greene (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 5th edition
Johnston, J., DiNardo, J. (1997), *Econometric Methods*, Mc Graw Hill, 4th edition
Greene (1995), LIMDEP version 7- user's manual- Econometric Software, Inc.

Para a estimação do modelo, usam-se estimadores (presentes no software LIMDEP, versão 7) que são consistentes, conforme Greene (1995), Greene (2003), Johnston (1997), Arellano (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 cêntricos), 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 :

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

Assume-se que o factor específico seccional u_i não é correlacionado com as variáveis explicativas observáveis presentes no termo $\beta' X_{it}$.

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 $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ 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 – versão 7) conforme Greene (1995), Greene (2003), Johnston (1997), Arellano (2003). A orientação, neste caso, é dar conta da heterogeneidade individual, 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 :

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

$$u_i = |U_i|; U_i \approx N(0, \sigma_u^2); v_{it} \approx N(0, \sigma_v^2); [Var(u) = (1 - \frac{2}{\pi})\sigma_u^2]$$

O termo de perturbação é dado por $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$, sendo 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.

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

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

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

IV.2. Resultados de estimação

Os resultados de estimação¹⁴ são apresentados em quatro secções: a análise das economias de escala e de gama, a análise da eficiência, a análise da concentração e as consequências do progresso tecnológico sobre os custos bancários. Para tornar a exposição tão clara quanto possível, subdividiu-se cada uma destas secções, sempre que tal se apresentou pertinente, de acordo com cada uma das formas funcionais das funções custo.

¹⁴ Todas as variáveis apresentadas no texto (ainda que tal não seja reexplicitado) estão logaritmizadas.

IV.2.1. Análise das economias de escala e de gama

IV.2.1.1. A especificação Cobb-Douglas

Começou por proceder-se à estimação da função custo Cobb-Douglas, através de dados em painel com efeitos fixos.

Quadro 14 — Modelo 1 — Economias de Escala — Resultados de estimação para a especificação Cobb-Douglas (Dados em Painel — Efeitos Fixos)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,843	0,061	13,771	0,000
LnW1	0,060	0,053	1,139	0,257
LnW2	0,514	0,049	10,541	0,000
LnW3	0,094	0,059	1,595	0,113
LnW4	0,332	0,022	15,174	0,000
LnBALC	0,044	0,078	0,559	0,577
LnCOTADV	-0,050	0,050	-1,013	0,313

$F(27,99) = 451,57$ (p -value=0.000)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	2,973	0,713	4,172
2	2,543	0,646	3,936
3	2,674	0,690	3,875
4	2,486	0,688	3,611
5	2,008	0,463	4,337
6	2,552	0,645	3,959
7	2,564	0,620	4,132
8	2,704	0,685	3,949
9	2,386	0,625	3,820
10	2,464	0,672	3,667
11	2,504	0,633	3,957
12	2,356	0,591	3,986
13	2,526	0,606	4,166
14	2,342	0,545	4,294
15	2,528	0,638	3,960
16	2,736	0,682	4,012
17	2,582	0,634	4,073
18	2,513	0,644	3,901
19	2,461	0,621	3,965
20	2,503	0,723	3,464
21	2,271	0,587	3,867
22	2,375	0,599	3,965

Teste LR	Qui-quadrado = 65,238	g.l.= 21	p -value = 0,00000
-----------------	-----------------------	----------	----------------------

Os efeitos fixos revelaram-se significativos, uma vez que o teste de significância estatística (individual) sobre cada coeficiente das variáveis indicatrizes de cada um dos bancos considerados (22 bancos) revela que todas as unidades bancárias têm efeitos individuais estatisticamente significativos (ao nível de significância de 5 %).

O teste conjunto aos efeitos individuais permite concluir, também (agora ao nível global, através do teste do Rácio de Verosimilhança, teste LR, acima apresentado), a existência estatisticamente significativa (ao nível de significância de 5%, ou mesmo de 1%) de efeitos fixos, uma vez que se rejeita a possibilidade do conjunto dos coeficientes adicionados (aos 7 coeficientes das variáveis explicativas da função custo) relativos aos efeitos fixos serem simultaneamente nulos [Modelo 1].

Quando se pretende analisar a existência de economias de escala na banca, vimos anteriormente que essa informação era dada pela estimação do parâmetro μ (ou $\frac{1}{\mu}$), ou seja, o parâmetro que afecta a produção QCOBB. No nosso caso, a estimativa do parâmetro μ é de, aproximadamente, 1,186, ou seja, estamos perante economias de escala.

Se testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, rejeita-se a hipótese nula com um nível de significância de 5% (estatística de Wald de 4,656). Ou seja, no caso da banca portuguesa, parecem existir economias de escala (com a especificação Cobb-Douglas e com base em dados em painel, efeitos fixos).

Consideremos, agora, a hipótese de efeitos aleatórios [Modelo 2].

**Quadro 15 — Modelo 2 — Economias de Escala — Resultados de
estimação para a especificação Cobb-Douglas (Dados em Painel — Efeitos
Aleatórios)**

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/desvio-padrão	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,971	0,025	39,392	0,000
LnW1	0,072	0,080	0,895	0,371
LnW2	0,582	0,049	11,873	0,000
LnW3	0,110	0,057	1,930	0,054
LnW4	0,340	0,019	18,016	0,000
LnBALC	0,026	0,024	1,121	0,262
LnCOTADV	-0,022	0,043	-0,503	0,615
Constante	1,140	0,256	4,445	0,000

Teste LM	Qui-quadrado = 12,71	g.l.= 1	<i>p-value</i> = 0,00036
-----------------	----------------------	---------	--------------------------

De referir que os efeitos individuais (bancos) se revelam estatisticamente significativos (nível de significância de 5%, ou mesmo 1%), através do teste LM - Multiplicador de Lagrange, acima apresentado.

Situando-nos neste segundo modelo, a estimativa para o parâmetro μ é de, aproximadamente, 1,03, ou seja, sugere-se, ainda, a existência de economias de escala.

Se testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, não se rejeita a hipótese nula com um nível de significância de 5% (estatística de Wald de 1,272). Ou seja, no caso da banca portuguesa, conclui-se que não existem economias de escala, quando se recorre à especificação Cobb-Douglas, com dados em painel e efeitos aleatórios.

A especificação Cobb-Douglas, assumindo como variável dependente os Custos Totais, não é conclusiva quanto à existência de economias de escala (resultados contraditórios, consoante se recorre a efeitos fixos ou a efeitos aleatórios).

IV.2.1.2. A especificação Cobb-Douglas — Segmentação dos Custos Totais em Custos Operacionais e Custos Financeiros

Vai avançar-se, primeiramente, com a análise da existência, ou não, de economias de escala com base em dados em painel, considerando efeitos fixos — Modelos 1-a) e 1-b).

Se se assumirem os custos operacionais como variável dependente (em vez dos custos totais) obtêm-se as seguintes estimativas:

Quadro 16 — Modelo 1-a) — Economias de Escala — Resultados de estimação para a especificação Cobb-Douglas — Custos Operacionais (Dados em Painel — Efeitos Fixos)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-Ratio	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,456	0,060	7,589	0,000
LnW1	0,734	0,052	14,121	0,000
LnW2	0,203	0,048	4,248	0,000
LnW3	0,143	0,058	2,474	0,015
LnW4	-0,080	0,021	-3,740	0,000
LnBALC	0,218	0,077	2,824	0,006
LnCOTADV	0,180	0,049	3,690	0,000

$F(27,99) = 406,47$ ($p\text{-value} = 0.000$)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	2,667	0,700	3,811
2	2,345	0,634	3,696
3	2,447	0,678	3,611
4	2,315	0,676	3,425
5	2,029	0,455	4,462
6	2,413	0,633	3,812
7	2,536	0,609	4,162
8	2,455	0,673	3,651
9	1,539	0,613	2,510
10	2,216	0,660	3,358
11	2,230	0,621	3,590
12	2,052	0,581	3,535
13	1,873	0,595	3,145
14	1,672	0,536	3,123
15	2,233	0,627	3,563
16	2,610	0,670	3,898
17	2,390	0,623	3,839
18	2,025	0,632	3,202
19	2,135	0,610	3,502
20	0,891	0,710	1,256
21	1,846	0,577	3,202
22	1,173	0,588	1,993

A estimativa do parâmetro μ é de, aproximadamente, 1,19, ou seja, existem economias de escala.

Se, adicionalmente, testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, rejeita-se a hipótese nula (estatística de Wald de 17,023), ou seja, confirma-se a existência de economias de escala, considerando os Custos Operacionais como variável a explicar (dados em painel, com efeitos fixos).

Se se assumirem os custos financeiros como variável dependente (em vez dos custos totais) obtêm-se as seguintes estimativas para dados em painel, efeitos fixos:

Quadro 17 — Modelo 1-b) — Economias de Escala — Resultados de estimação para a especificação Cobb-Douglas — Custos Financeiros (Dados em Painel — Efeitos Fixos)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-Ratio	$P(T > t)$
Ln QCOBB	1,123	0,069	16,330	0,000
LnW1	-0,239	0,059	-4,016	0,001
LnW2	0,771	0,055	14,086	0,000
LnW3	0,043	0,066	0,646	0,519
LnW4	0,425	0,025	17,284	0,000
LnBALC	-0,157	0,088	-1,776	0,078
LnCOTADV	-0,092	0,056	-1,653	0,101

F(27,99)=443,60 (p -value=0.000)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	1,115	0,800	1,393
2	0,818	0,726	1,127
3	0,926	0,775	1,194
4	0,672	0,773	0,869
5	0,066	0,520	0,127
6	0,850	0,724	1,174
7	0,818	0,697	1,174
8	0,885	0,769	1,151
9	0,817	0,701	1,165
10	0,711	0,755	0,942
11	0,775	0,711	1,091
12	0,734	0,664	1,105
13	0,952	0,681	1,397
14	0,840	0,613	1,372
15	0,826	0,717	1,151
16	1,048	0,766	1,368
17	0,816	0,712	1,146
18	0,708	0,723	0,979
19	0,799	0,697	1,146
20	0,280	0,812	0,344
21	0,699	0,660	1,060
22	0,741	0,673	1,101

A estimativa do parâmetro μ é de, aproximadamente, -0,11 ou seja, existem deseconomias à escala.

Se, adicionalmente, testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, rejeita-se a hipótese nula (estatística de Wald de 4,048), ou seja, confirma-se a existência de deseconomias à escala, considerando os Custos Financeiros como variável a explicar (dados em painel, com efeitos fixos).

Considerando, agora, os efeitos aleatórios para os dados em painel, vão ser sugeridos dois modelos para a especificação Cobb-Douglas: o primeiro supondo como variável a explicar os custos operacionais — Modelo 2-a) — e o segundo assumindo como variável dependente os custos financeiros — Modelo 2-b).

Quadro 18 — Modelo 2-a) — Economias de Escala — Resultados de estimação para a especificação Cobb-Douglas — Custos Operacionais (Dados em Painel — Efeitos Aleatórios)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/desvio-padrão	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,440	0,027	16,024	0,000
LnW1	0,585	0,048	12,206	0,000
LnW2	0,176	0,031	5,703	0,000
LnW3	0,077	0,038	2,004	0,045
LnW4	-0,083	0,012	-6,821	0,000
LnBALC	0,403	0,029	13,732	0,000
LnCOTADV	0,191	0,028	6,879	0,000
Constante	1,449	0,286	5,070	0,000

Se se calcular a estimativa do parâmetro μ ela é de, aproximadamente, 1,27 ou seja, existem economias à escala.

Se, adicionalmente, testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, rejeita-se a hipótese nula (estatística de Wald de 80,380), ou seja, confirma-se a existência de economias à escala, considerando os Custos Operacionais como variável a explicar (dados em painel, com efeitos aleatórios).

Quadro 19 — Modelo 2-b) — Economias de Escala — Resultados de estimação para a especificação Cobb-Douglas — Custos Financeiros (Dados em Painel — Efeitos Aleatórios)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/desvio-padrão	$P(T > t)$
Ln QCOBB	1,215	0,029	41,926	0,000
LnW1	-0,279	0,099	-2,816	0,005
LnW2	0,746	0,060	12,359	0,000
LnW3	-0,012	0,069	-0,174	0,862
LnW4	0,388	0,023	16,941	0,000
LnBALC	-0,145	0,028	-5,238	0,000
LnCOTADV	0,042	0,052	0,798	0,425
Constante	-0,598	0,299	-1,997	0,046

Calculando a estimativa do parâmetro μ obtém-se o valor aproximado de -0,177, ou seja, existem deseconomias à escala.

Se, complementarmente, testarmos a hipótese da existência de economias constantes à escala $H_0 : \mu = 1$, contra a hipótese alternativa de $H_1 : \mu \neq 1$, rejeita-se

a hipótese nula (estatística de Wald de 81,061), ou seja, confirma-se a existência de deseconomias à escala, considerando os Custos Financeiros como variável a explicar (dados em painel, com efeitos aleatórios).

Ou seja, fazendo a análise por segmentos dos Custos Totais, conclui-se que existem economias de escala para os Custos Operacionais e deseconomias à escala para Custos Financeiros; e isto tanto considerando efeitos fixos como aleatórios. Os resultados contraditórios encontrados na análise não desagregada dos Custos Totais (com economias de escala para efeitos fixos e deseconomias à escala para efeitos aleatórios) são explicados com a análise desagregada — a existência de economias de escala prende-se, exclusivamente, aos Custos Operacionais, enquanto que a de deseconomias à escala está associada, tão-somente, aos Custos Financeiros.

IV.2.1.3. A especificação Translog¹⁵

Admitindo, agora, a especificação Translog, a consideração de efeitos (fixos) individuais revela-se estatisticamente significativa, quer ao nível individual e para todos os bancos, quer ao nível global (considerando o teste LR apresentado). [Modelo 3].

¹⁵ Os modelos de efeitos aleatórios não convergem, no caso da especificação Translog, para uma solução aceitável, e daí que no presente ponto apenas apresentemos os resultados considerando efeitos fixos.

Quadro 20 – Modelo 3 — Economias de Escala e Economias de Gama — Resultados de estimação para a especificação Translog (Dados em painel — Efeitos Fixos)

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	t-ratio	$P(T > t)$
LN2APT	0,042	0,007	5,836	0,000
LN2CC	0,252	0,043	5,892	0,000
LN2CIC	0,088	0,015	5,944	0,000
LNAPT	0,294	0,227	1,292	0,201
LNCC	0,966	0,490	1,971	0,053
LNCCAPT	-0,047	0,019	-2,471	0,016
LNCCCIC	-0,149	0,026	-5,850	0,000
LNCIC	-0,176	0,249	-0,707	0,482
LNCICAPT	-0,005	0,012	-0,370	0,712
LN2W1	-0,075	0,116	-0,646	0,521
LN2W2	0,062	0,085	0,731	0,467
LN2W3	-0,260	0,105	-2,480	0,015
LN2W4	0,202	0,010	20,102	0,000
LNW1	0,530	1,223	0,433	0,666
LNW1W2	-0,038	0,079	-0,477	0,635
LNW1W3	0,185	0,101	1,832	0,071
LNW1W4	-0,073	0,034	-2,121	0,037
LNW2	1,704	0,895	1,903	0,061
LNW2W3	0,090	0,062	1,447	0,152
LNW2W4	-0,114	0,032	-3,547	0,001
LNW3	1,314	-1,153	-1,140	0,258
LNW3W4	-0,015	0,044	-0,340	0,735
LNW4	0,081	0,374	0,216	0,830
LNAPTW1	0,033	0,032	1,020	0,311
LNAPTW2	0,015	0,018	0,861	0,392
LNAPTW3	-0,058	0,030	-1,961	0,054
LNAPTW4	0,010	0,015	0,679	0,499
LNCCW1	-0,051	0,067	-0,769	0,444
LNCCW2	0,010	0,034	0,277	0,783
LNCCW3	0,031	0,060	0,508	0,613
LNCCW4	0,011	0,021	0,513	0,610
LNCICW1	0,024	0,036	0,067	0,947
LNCICW2	-0,016	0,027	-0,604	0,548
LNCICW3	0,001	0,030	0,020	0,984
LNCICW4	0,013	0,012	1,074	0,286
LN2BALC	0,034	0,018	1,858	0,067
LNBALC	-0,153	0,294	-0,523	0,603
LNBALCAP	0,034	0,014	2,362	0,021
LNBALCCC	-0,065	0,017	-3,907	0,000
LNBALCCI	0,032	0,016	1,936	0,057
LNBALCW1	0,027	0,029	0,934	0,353
LNBALCW2	-0,012	0,030	-0,390	0,698
LNBALCW3	0,013	0,031	0,429	0,669
LNBALCW4	-0,029	0,013	-2,200	0,031
LN2ATN	0,667	0,368	1,815	0,074
LNATN	-5,773	2,841	-2,032	0,046
LNATNAPT	-0,033	0,039	-0,831	0,410
LNATNBAL	-0,003	0,030	-0,092	0,927
LNATNCC	-0,102	0,573	-1,772	0,081
LNATNCIC	0,134	0,039	3,420	0,001
LNATNW1	0,005	0,177	0,029	0,977
LNATNW2	-0,136	0,112	-1,215	0,228
LNATNW3	0,804	0,177	0,453	0,652
LNATNW4	0,050	0,052	0,970	0,335

$F(63,63)=3133,11$ (p -value= 0,000)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-ratio
1	26,646	11,246	2,369
2	26,445	11,250	2,351
3	26,578	11,249	2,363
4	26,510	11,249	2,347
5	25,805	11,320	2,280
6	26,516	11,248	2,357
7	26,453	11,255	2,350
8	26,542	11,254	2,358
9	26,260	11,241	2,336
10	26,471	11,249	2,353
11	26,409	11,241	2,349
12	26,315	11,251	2,339
13	26,333	11,250	2,341
14	26,216	11,274	2,325
15	26,399	11,254	2,346
16	26,526	11,256	2,357
17	26,379	11,256	2,343
18	26,384	11,250	2,345
19	26,319	11,232	2,343
20	26,418	11,242	2,350
21	26,310	11,265	2,336
22	25,844	11,249	2,297

Teste LR	Qui-quadrado = 107,181	g.l.= 21	<i>p-value</i> = 0,00000
-----------------	------------------------	----------	--------------------------

A estimação da função Translog, recorrendo a efeitos fixos para dados em painel, permite concluir, que existem deseconomias de escala globais — o grau de economias de escala globais é de 0,923 (menor do que um).

Considerando a hipótese nula da existência de economias à escala constantes

$$H_0 : \frac{1}{c(4) + c(5) + c(8)} = 1 \text{ contra a hipótese alternativa } H_1 : \frac{1}{c(4) + c(5) + c(8)} \neq 1,$$

não se rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 0,049). Conclui-se que não existem economias de escala globais.

Se considerarmos apenas as variáveis cujos coeficientes têm o sinal “esperado” (positivo), ou seja, as Aplicações em Títulos (APT) e os Créditos a

Clientes (CC), o grau de economias de escala específicas é de 3,4 para as Aplicações em Títulos e de 1,036 para os Créditos a Clientes.

Se testarmos a hipótese de economias de escala constantes para o produto

APT — $H_0 : \frac{1}{c(4)} = 1$ — contra a hipótese alternativa de serem diferentes, não se

rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 0,833). Conclui-se que não existem

economias de escala específicas em relação a APT.

Se testarmos a hipótese de economias de escala constantes para o produto

CC — $H_0 : \frac{1}{c(5)} = 1$ — contra a hipótese alternativa de serem diferentes, não se

rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 0,005). Conclui-se que não existem

economias de escala específicas para CC.

No respeitante à existência de economias de gama (EG), considerando as produções duas a duas, obtém-se:

Quadro 21 — Economias de gama na especificação Translog (Modelo 3)

Produções	APT ↔ CC	APT ↔ CIC	CC ↔ CIC
EG	0,237	-0,056	-0,320
Estatística de Wald	1,318	0,437	1,217

Observando-se as estimativas parece poder concluir-se pela existência de economias de gama para a produção conjunta de Créditos sobre Clientes e de Créditos sobre Instituições de Crédito ($C_7 + C_5 * C_8 = -0,320 < 0$) e para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Instituições de Crédito ($C_9 + C_4 * C_8 = -0,056 < 0$); da produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Clientes parecem decorrer deseconomias de gama para as instituições de crédito portuguesas ($C_6 + C_4 * C_5 = 0,237 > 0$).

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Créditos sobre Clientes e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0), não se rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 1,217), concluindo-se que não existem economias de gama.

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0) não se rejeita a hipótese nula a 5% (estatística de Wald de 0,437), ou seja, conclui-se que não existem economias de gama (ao contrário do que as estimativas pareciam conduzir).

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre clientes, não se rejeita a hipótese nula a 5% (estatística de Wald de 1,318); ou seja, conclui-se que não existem economias de gama.

O modelo trabalhado não apresenta o conjunto das restrições de “shares”, caracterizadoras da especificação Translog, dada a impossibilidade do processo de estimação, recorrendo a dados em painel, efeitos fixos, incluir estas restrições. No sentido de assumir uma alternativa que confirme, ou infirme, os resultados do modelo 3 (dados em painel, efeitos fixos) reestimaram-se os parâmetros através do método da máxima verosimilhança (com as observações em “pool”), recorrendo a um sistema SURE (Seemingly Unrelated Regressions) de quatro equações que inclui as três equações de “shares” (Modelo 3-a). O programa usado foi o EVIEWS — versão 4.

Quadro 22 – Modelo 3 - a) — Economias de Escala e Economias de Gama — Resultados de estimação para a especificação Translog (Método da Máxima Verosimilhança)

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	Estatística z	$P(T > t)$
Constante	54,756	23,851	2,296	0,022
LNCC	0,509	0,720	0,706	0,480
LNCIC	-0,012	0,620	-0,019	0,985
LNAPT	0,667	0,553	1,207	0,227
LNW1	0,447	0,315	1,419	0,156
LNW2	0,142	0,431	0,330	0,741
LNW3	0,155	0,077	2,023	0,043
LNW4	0,256	—	—	—
LNCC*LNCC	0,186	0,096	1,941	0,052
LNCC*LNCIC	-0,135	0,037	3,586	0,000
LNCC*LNAPT	-0,025	0,035	-0,705	0,481
LNCIC*LNCIC	0,117	0,048	2,467	0,014
LNCIC*LNAPT	-0,009	0,033	-0,260	0,795
LNAPT*LNAPT	0,033	0,013	2,549	0,011
LNW1*LNW1	0,083	0,020	4,167	0,000
LNW1*LNW2	-0,091	0,018	-5,048	0,000
LNW1*LNW3	0,005	0,006	0,790	0,430
LNW1*LNW4	0,003	—	—	—
LNW2*LNW2	0,174	0,026	6,734	0,000
LNW2*LNW3	-0,025	0,005	-4,825	0,000
LNW2*LNW4	-0,058	—	—	—
LNW3*LNW3	0,017	0,006	2,808	0,005
LNW3*LNW4	0,003	—	—	—
LNW4*LNW4	0,052	—	—	—
LNCC*LNW1	-0,033	0,012	-2,644	0,008
LNCC*LNW2	0,057	0,023	2,526	0,012
LNCC*LNW3	-0,004	0,004	-1,035	0,301
LNCC*LNW4	-0,020	—	—	—
LNCIC*LNW1	-0,010	0,009	-1,128	0,259
LNCIC*LNW2	-0,018	0,017	-1,052	0,293
LNCIC*LNW3	-0,003	0,004	-0,706	0,480
LNCIC*LNW4	0,031	—	—	—
LNAPT*LNW1	-0,013	0,006	-2,105	0,035
LNAPT*LNW2	0,014	0,011	1,269	0,205
LNAPT*LNW3	-0,001	0,001	-1,026	0,305
LNAPT*LNW4	0,001	—	—	—
LNBALC	-0,059	0,175	-0,337	0,736
LNBALC*LNCC	0,004	0,034	0,115	0,908
LNBALC*LNCIC	-0,004	0,031	-0,125	0,901
LNBALC*LNAPT	0,000	—	—	—
LNBALC*LNW1	0,039	0,010	3,842	0,000
LNBALC*LNW2	-0,062	0,020	-3,124	0,002
LNBALC*LNW3	0,005	0,004	1,134	0,257
LNBALC*LNW4	0,018	—	—	—
LNBALC*LNBALC	0,006	0,021	0,262	0,794
LNATN	-12,240	5,358	-2,284	0,022
LNATN*LNCC	-0,050	0,099	-0,509	0,611
LNATN*LNCIC	0,099	0,070	1,413	0,158
LNATN*LNAPT	-0,049	—	—	—
LNATN*LNW1	-0,021	0,044	-0,476	0,634
LNATN*LNW2	0,046	0,053	0,879	0,379
LNATN*LNW3	-0,008	0,010	-0,775	0,438
LNATN*LNW4	-0,017	—	—	—
LNATN*LNATN	1,370	0,610	2,247	0,025

A estimação da função Translog, recorrendo ao método da máxima verosimilhança, incluindo as equações dos “shares”, permite concluir, que existem

deseconomias de escala globais — o grau de economias de escala globais é de 0,859 (menor do que um).

Considerando a hipótese nula da existência de economias à escala constantes

$$H_0 : \frac{1}{c(2) + c(3) + c(4)} = 1 \text{ contra a hipótese alternativa } H_1 : \frac{1}{c(2) + c(3) + c(4)} \neq 1,$$

não se rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 0,239). Conclui-se que não existem economias de escala globais.

No respeitante à existência de economias de gama (EG), considerando as produções duas a duas, obtém-se:

**Quadro 23 — Economias de gama na especificação Translog
(Modelo 3-a)**

Produções	APT ↔ CC	APT ↔ CIC	CC ↔ CIC
EG	0,009	-0,016	-0,141
Estatística de Wald	0,579	0,002	0,193

Observando-se as estimativas, parece poder concluir-se que existem economias de gama para a produção conjunta de Créditos sobre Clientes e de Créditos sobre Instituições de Crédito ($C_{10} + C_2 * C_3 = -0,141 < 0$) e para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Instituições de Crédito ($C_{13} + C_3 * C_4 = -0,016 < 0$); da produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Clientes parecem decorrer deseconomias de gama para as instituições de crédito portuguesas ($C_{11} + C_2 * C_4 = 0,009 > 0$).

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Créditos sobre Clientes e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0), não se rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 0,193), concluindo-se pela inexistência de economias de gama.

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0) não se rejeita a hipótese nula a 5% (estatística de Wald de 0,002), ou seja, conclui-se pela inexistência de economias de gama (ao contrário do que as estimativas pareciam conduzir).

Testando a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Clientes, não se rejeita a hipótese nula a 5% estatística de Wald de 0,579); ou seja, conclui-se pela inexistência de economias de gama.

Se se compararem as conclusões resultantes do estudo da existência de economias de escala globais com as da existência de economias de gama, dos modelos 3 e 3-a) verifica-se que são idênticas, quer quanto à orientação das estimativas quer no referente aos resultados dos testes. Assim, conclui-se que a omissão das condições dos “shares”, no modelo 3 (dados em painel, efeitos fixos), não falseia o conjunto das conclusões.

IV.2.1.3. A especificação Fourier¹⁶

Recorrendo à especificação Fourier — que é, simplesmente, a função Translog acrescentada de variáveis seno e cosseno que possibilitam um melhor ajustamento da função custo — conclui-se que os efeitos fixos¹⁷ se revelam

¹⁶ No caso da função custo Fourier tentou-se a estimação recorrendo ao método da máxima verosimilhança (Eviews), com inclusão das condições dos “shares”, mas a função de verosimilhança não se apresentou convergente (após 500 iterações).

¹⁷ Os modelos de efeitos aleatórios, no caso da especificação Fourier, não convergem para uma solução aceitável, daí os terem sido omitido.

estatisticamente significativos para os 22 bancos, quer ao nível individual (estatísticas T), quer conjuntamente considerados (teste do rácio de verosimilhança).

Quadro 24 — Modelo 4 — Economias de Escala e Economias de Gama — Resultados de estimação da especificação Fourier (Dados em Painel — Efeitos Fixos)

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	t-ratio	P[T >t]
LN2APT	0,119	0,042	2,796	0,007
LN2CC	0,357	0,010	3,578	0,001
LN2CIC	0,119	0,076	1,566	0,122
LNAPT	-0,057	0,329	-0,175	0,862
LNCC	-0,044	1,046	-0,042	0,966
LNCCAPT	-0,092	0,034	-2,695	0,009
LNCCCIC	-0,118	0,033	-3,608	0,001
LNCIC	-0,572	0,842	-0,679	0,499
LNCICAPT	-0,010	0,015	-0,657	0,513
LN2W1	-0,050	0,124	-0,400	0,690
LN2W2	0,065	0,096	0,677	0,501
LN2W3	-0,181	0,123	-1,466	0,147
LN2W4	0,189	0,012	15,452	0,000
LNW1	1,472	1,347	1,093	0,279
LNW1W2	0,002	0,094	0,025	0,980
LNW1W3	0,117	0,123	0,948	0,346
LNW1W4	-0,070	0,037	-1,856	0,068
LNW2	1,472	1,087	1,354	0,180
LNW2W3	0,058	0,067	0,860	0,393
LNW2W4	-0,125	0,037	-3,366	0,001
LNW3	-2,051	1,503	-1,365	0,177
LNW3W4	0,006	0,048	0,125	0,901
LNW4	0,107	0,466	0,230	0,819
LNAPTW1	0,030	0,046	0,659	0,512
LNAPTW2	-0,005	0,023	-0,201	0,842
LNAPTW3	-0,038	0,040	-0,947	0,347
LNAPTW4	0,012	0,017	0,728	0,469
LNCCW1	-0,060	0,076	-0,783	0,436
LNCCW2	0,029	0,043	0,672	0,504
LNCCW3	-0,001	0,065	-0,015	0,988
LNCCW4	0,032	0,031	1,040	0,302
LNCICW1	-0,004	0,042	-0,103	0,919
LNCICW2	-0,011	0,028	-0,396	0,693
LNCICW3	0,006	0,036	0,162	0,872
LNCICW4	0,010	0,015	0,663	0,509
LN2BALC	0,038	0,020	1,894	0,063
LNBALC	-0,299	0,337	-0,888	0,378
LNBALCAP	0,057	0,023	2,423	0,018
LNBALCCC	-0,068	0,019	-3,632	0,001
LNBALCCI	0,012	0,021	0,564	0,575
LNBALCW1	0,051	0,033	1,549	0,126
LNBALCW2	-0,018	0,035	-0,506	0,614
LNBALCW3	0,017	0,034	0,492	0,624
LNBALCW4	-0,050	0,020	-2,453	0,017
LN2ATN	0,804	0,385	2,090	0,040
Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	t-ratio	P[T >t]
LNATN	-6,419	2,961	-2,168	0,034
LNATNAPT	0,013	0,063	0,199	0,843
LNATNBAL	-0,008	0,033	-0,024	0,981
LNATNCC	-0,122	0,067	-1,829	0,072
LNATNCIC	0,110	0,044	2,513	0,014

LNATNW1	-0,103	0,193	-0,536	0,594
LNATNW2	-0,138	0,143	-0,963	0,339
LNATNW3	0,215	0,233	0,921	0,361
LNATNW4	0,026	0,064	0,409	0,684
CSZAPT	-1,145	0,670	-1,710	0,092
CSZCC	-0,171	0,265	-0,643	0,522
CSZCIC	-0,057	0,128	-0,443	0,659
SIZAPT	-0,445	0,276	-1,614	0,111
SIZCC	-0,347	0,269	-1,287	0,202
SIZCIC	-0,011	0,082	-0,135	0,893

F(69,57) = 2825,43 (*p-value* = 0,000)

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	35,899	14,086	2,548
2	35,695	14,068	2,537
3	35,830	14,067	2,547
4	35,738	14,067	2,541
5	37,390	14,365	2,603
6	35,753	14,064	2,542
7	35,688	14,067	2,537
8	35,778	14,082	2,541
9	35,482	14,077	2,520
10	35,715	14,067	2,539
11	35,599	14,063	2,531
12	35,507	14,076	2,523
13	35,523	14,067	2,525
14	35,446	14,110	2,512
15	35,642	14,068	2,534
16	35,806	14,076	2,544
17	35,612	14,069	2,531
18	35,645	14,073	2,532
19	35,518	14,063	2,526
20	35,616	14,079	2,530
21	35,484	14,088	2,519
22	35,168	14,105	2,493

Teste LR	Qui-quadrado = 73,892	g.l.= 21	<i>p-value</i> = 0,00000
-----------------	-----------------------	----------	--------------------------

Pode concluir-se que não existem economias de escala. Com efeito, se se calcular o grau de economias de escala globais, recorrendo à forma simplificada

$EEG = \left(\sum_{i=1}^m \alpha_i \right)^{-1}$, em que os α_i correspondem aos coeficientes das produções

(logaritmizadas) obtém-se o valor de -1,485 (menor que 1)¹⁸. Se se testar a hipótese da existência de economias constantes à escala, esta hipótese é conservada a 5%

¹⁸ De notar que todos os coeficientes estimados para as produções têm um valor negativo, o que não seria de esperar.

(estatística de Wald de 0,646), concluindo-se que existem economias constantes à escala.

Se se estudar a existência de economias de gama, com base na especificação Fourier, vemos, pelo quadro seguinte, que parecem existir economias na produção conjunta de Créditos sobre Clientes e Créditos sobre Instituições de Crédito (resultado que confirma os resultados da especificação Translog) — $C_7 + C_5 * C_8 = -0,093 < 0$ — e na produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Clientes (resultado contrário ao obtido recorrendo à especificação Translog) — $C_6 + C_4 * C_5 = -0,090 < 0$; em relação à produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Instituições de Crédito a estimação com base na especificação Fourier leva a concluir que existem deseconomias de escala (resultado contrário ao obtido com base na Translog) — $C_9 + C_4 * C_8 = 0,023 > 0$.

Quadro 25 — Economias de gama na especificação Fourier (Modelo 4)

Produções	APT ↔ CC	APT ↔ CIC	CC ↔ CIC
EG	-0,090	0,023	-0,093
Estatística de Wald	2,500	0,015	0,023

Se se testar a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Créditos sobre Clientes e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0), não se rejeita H_0 a 5% (estatística de Wald de 1,139), concluindo-se que não existem economias de gama.

Se se testar a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Instituições de Crédito (H_0), não se rejeita a hipótese nula a 5% (estatística de Wald de 0,015), ou seja, conclui-se que não existem economias de gama.

Finalmente, se se testar a hipótese da inexistência de economias de gama para a produção conjunta de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Clientes, não se rejeita a hipótese nula a 5% (estatística de Wald de 2,501); ou seja, conclui-se que não existem economias de gama.

Conclui-se que não existem economias de gama na produção conjunta das instituições de crédito portuguesas, quer recorrendo à especificação Translog, quer à Fourier (dados em painel, efeitos fixos).

IV.2.2. Análise da ineficiência — modelos de fronteira estocástica

IV.2.2.1. A especificação Cobb-Douglas

Recorrendo ao conceito de fronteira estocástica da função custo Cobb-Douglas, estimado com dados em painel e efeitos aleatórios¹⁹, 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.

¹⁹ Os modelos de efeitos fixos não são convergentes

Quadro 26 — Modelo 5 — Resultados da estimação da fronteira estocástica para a especificação Cobb-Douglas

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/Desvio-Padrão	$P(T > t)$
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 (49,837), é muito superior à variância dos erros totais.

Quadro 27 — Medidas estatísticas descritivas da ineficiência — especificação Cobb-Douglas (Modelo 5)

	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, para a especificação Cobb-Douglas:

Quadro 28— Ineficiência por banco (média do período) — especificação Cobb-Douglas (Modelo 5)

Banco	Taxa de Ineficiência (média)	Banco	Taxa de Ineficiência (média)
CGD	42,34	CPP	10,89
BNU	12,89	BSP	5,22
BPC	10,63	BANIF	14,06
BPA	4,19	BCA	8,34
BEXA	11,74	BFB	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

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).

IV.2.2.2 A especificação Translog

A estimação do modelo Translog, com fronteira estocástica, fornece os resultados abaixo indicados.

Quadro 29 — Modelo 6 — Resultados de estimação da fronteira estocástica para a especificação Translog

Variáveis	Coefficientes	Desvio-padrão	b/Desvio-padrão	P[T >t]
Constante	7,362	2,884	2,553	0,107
LN2APT	0,030	0,006	5,000	0,000
LN2CC	0,151	0,031	4,920	0,000
LN2CIC	0,105	0,025	4,154	0,000
LNAPT	0,202	0,115	1,750	0,080
LNCC	0,596	0,264	2,259	0,024
LNCCAPT	-0,035	0,018	-1,997	0,046
LNCCCIC	-0,105	0,018	-5,773	0,000
LNCIC	-0,153	0,217	-0,708	0,479
LNCICAPT	0,006	0,016	0,347	0,729
LN2W1	-0,263	0,330	-0,798	0,425
LN2W2	0,350	0,165	2,124	0,034
LN2W3	-0,287	0,170	-1,693	0,091
LN2W4	0,210	0,015	13,938	0,000
LNW1	-1,282	0,840	-1,527	0,127
LNW1W2	-0,096	0,217	-0,445	0,657
LNW1W3	-0,122	0,250	-0,489	0,625
LNW1W4	0,031	0,077	-0,405	0,685
LNW2	1,959	0,797	2,459	0,014
LNW2W3	0,167	0,106	1,579	0,114
LNW2W4	-0,133	0,060	-2,205	0,028
LNW3	-0,833	0,867	-0,961	0,337
LNW3W4	-0,007	0,066	-0,103	0,918
LNW4	0,951	0,276	3,443	0,001
LNAPTW1	-0,042	0,038	-1,103	0,270
LNAPTW2	0,052	0,044	1,186	0,236
LNAPTW3	-0,049	0,031	-1,581	0,114
LNAPTW4	-0,017	0,012	-1,407	0,160
LNCCW1	0,041	0,072	0,564	0,572
LNCCW2	0,016	0,047	0,331	0,741
LNCCW3	0,125	0,071	1,758	0,079
LNCCW4	0,000	0,019	0,021	0,983
LNCICW1	0,069	0,077	0,896	0,370
LNCICW2	-0,085	0,046	-1,853	0,064
LNCICW3	-0,025	0,049	-0,510	0,610
LNCICW4	0,001	0,020	0,066	0,947

$\sigma_u^2 = 0,00266$ $\sigma_v^2 = 0,00257$	$Var(u) = 0,000967$ $\frac{Var(u)}{\sigma_v^2} = 0,376$	$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} = 0,0723$ $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} = 0,952$
--	--	---

A importância da ineficiência no total dos erros é relativamente reduzida (a proporção é de apenas 0,376).

Admitindo a fronteira estocástica com a especificação Translog, podemos concluir que a poupança de custos totais, a não haver ineficiência, poderia ser, em média, de 4,1% — ineficiência estimada, claramente inferior à que se obteve com a especificação Cobb-Douglas.

Quadro 30 — Medidas estatísticas descritivas da ineficiência — especificação Translog (Modelo 6)

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
Taxa de Ineficiência	4,1	10,8	1,3	1,7

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

Quadro 31 — Ineficiência por banco (média do período) — especificação Translog (Modelo 6)

Banco	Taxa de Ineficiência (média)	Banco	Taxa de Ineficiência (média)
CGD	4,34	CPP	3,90
BNU	3,85	BSP	3,65
BCP	6,06	BANIF	5,19
BPA	3,98	BCA	3,98
BEXA	4,43	BFB	3,36
BPSM	6,09	BPI	3,88
BMELLO	4,99	BBI	3,63
BES	3,60	DB	2,98
BIC	2,66	BFB	4,68
BTA	3,34	MG	3,35
BARC	4,26	BNP	3,64

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 1,758).

IV.2.2.3. A especificação Fourier

A especificação da função Fourier, para determinação da fronteira estocástica, revela que das seis variáveis acrescentadas em relação à função Translog, as variáveis que incorporam o crédito a clientes (CSZCC e SIZCC) são individualmente significativas (ao nível de significância de 10%), concluindo-se que existe diferença entre as duas especificações no ajustamento dos custos.

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

Quadro 32 — Modelo 7 — Resultados de estimação da fronteira estocástica para a especificação Fourier

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
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, mas muito próximo do valor obtido com a especificação Translog.

Quadro 33 — Medidas estatísticas descritivas da ineficiência — especificação Fourier (Modelo 7)

	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, para a especificação Fourier:

Quadro 34 — Ineficiência por banco (média do período) — especificação Fourier (Modelo 7)

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	BFB	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) não se aceita 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 três especificações, no quadro seguinte, notando-se alguma

permanência dos valores entre a especificação Translog e a especificação Fourier (o que não é de estranhar, dado que a segunda decorre da primeira), mas sendo evidente um grande afastamento em relação aos valores estimados pela aproximação Cobb-Douglas.

Quadro 35 — Taxas de ineficiência por função e por banco

obs	TXINEFCD	TXINEFTLOG	TXINEFFOURIER	obs	TXINEFCD	TXINEFTLOG	TXINEFFOURIER
1	4.31	3.17	4.43	66	6.86	3.80	4.73
2	103.47	4.45	5.29	67	5.30	3.28	4.51
3	115.34	5.22	5.12	68	5.65	5.99	7.92
4	4.38	2.88	3.24	69	4.94	2.45	2.26
5	26.79	4.52	5.77	70	5.75	2.23	2.23
6	19.85	4.21	4.81	71	6.67	3.80	4.14
7	22.22	5.95	3.93	72	3.48	3.08	2.90
8	14.11	5.01	5.25	73	4.75	4.74	6.18
9	9.64	3.89	3.29	74	12.21	3.74	6.40
10	7.75	3.47	2.53	75	18.68	4.71	4.81
11	8.14	2.94	2.13	76	16.27	4.51	4.16
12	14.18	3.43	3.11	77	13.74	4.12	3.48
13	23.50	4.34	3.75	78	18.72	5.65	5.09
14	19.37	10.76	12.0	79	12.37	5.66	5.25
15	13.46	10.60	13.4	80	6.40	7.91	6.55
16	18.19	9.47	13.2	81	6.75	1.86	2.19
17	6.19	3.37	5.50	82	12.97	4.60	5.62
18	4.05	2.46	3.53	83	10.13	4.29	3.69
19	7.65	2.80	2.96	84	7.98	3.95	5.89
20	5.48	2.94	2.53	85	7.96	5.06	6.32
21	4.66	4.05	4.07	86	4.25	4.12	3.68
22	4.90	6.14	5.75	87	12.47	3.72	4.14
23	4.99	4.85	3.48	88	4.45	3.04	3.28
24	2.82	2.52	2.10	89	4.88	3.31	3.22
25	3.57	2.34	1.95	90	83.76	5.29	5.89
26	3.60	4.28	3.72	91	16.50	2.48	2.55
27	2.53	2.43	3.31	92	5.57	2.84	3.07
28	29.43	2.85	3.77	93	13.39	4.89	3.38
29	9.97	4.03	4.13	94	9.35	2.46	2.44
30	13.16	8.56	3.19	95	4.84	2.33	1.86
31	3.96	5.77	6.55	96	23.03	6.09	5.90
32	10.47	7.82	7.61	97	16.80	3.88	5.12
33	8.81	6.14	5.11	98	4.90	2.09	1.94
34	9.02	4.57	3.47	99	19.42	2.98	2.14
35	7.82	6.14	6.53	100	14.33	3.99	3.84
36	14.59	3.57	3.28	101	9.44	6.23	4.89
37	19.26	4.50	5.50	102	6.85	6.39	3.96
38	27.05	8.10	8.61	103	4.35	5.38	4.48
39	23.39	3.77	4.12	104	2.81	3.12	2.60
40	8.51	4.09	5.25	105	3.48	4.24	4.77
41	4.66	4.31	4.53	106	3.64	3.41	4.19
42	6.68	4.01	3.79	107	8.94	6.64	8.83
43	27.42	2.79	2.45	108	8.17	2.88	2.88
44	27.12	4.13	3.94	109	35.92	2.86	2.54
45	20.17	2.56	2.63	110	12.05	2.44	3.50
46	29.56	3.30	3.44	111	8.81	3.21	2.18
47	4.34	1.63	1.52	112	3.64	3.48	3.75
48	15.56	3.99	4.29	113	34.77	1.95	1.77
49	7.12	3.44	3.25	114	2.71	5.24	6.57
50	2.92	2.48	2.33	115	7.07	5.30	4.56
51	2.21	2.32	2.31	116	13.01	4.58	3.47
52	1.58	1.98	2.48	117	5.86	4.21	4.56
53	3.34	2.77	3.97	118	3.65	2.59	2.37
54	3.88	3.63	3.39	119	2.06	3.21	3.02
55	3.68	3.00	2.40	120	1.53	4.71	6.17
56	0.98	1.31	1.01	121	10.49	2.99	2.21
obs	TXINEFCD	TXINEFTLOG	TXINEFFOURIER	obs	TXINEFCD	TXINEFTLOG	TXINEFFOURIER

57	5.75	3.38	2.36	122	4.70	2.73	2.36
58	4.45	3.32	2.70	123	5.40	3.88	4.79
59	4.32	3.89	5.71	124	9.58	3.47	4.36
60	4.08	4.84	7.44	125	2.98	2.10	1.75
61	13.56	4.22	3.38	126	4.00	2.82	2.76
62	16.33	5.18	3.72	127	11.06	7.52	9.43
63	12.27	4.53	4.05				
64	7.64	3.30	2.76				
65	8.68	2.39	2.12				

IV.2.3. A análise da concentração

IV.2.3.1. A especificação Cobb-Douglas

Considerando a função custo Cobb-Douglas e a estimação com dados em painel e efeitos fixos, a variável que indica 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 36 — Modelo 8 — Resultados da estimação da concentração — especificação Cobb-Douglas (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

$F(31,95) = 419,28$ ($p\text{-value} = 0,000$)

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
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 positivo (0,3%) e não é estatisticamente significativo. Uma explicação para este facto pode ser a inclusão dos efeitos fixos que captarão nos seus coeficientes específicos o efeito sobre os custos resultantes da fusão.

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 mantêm-se estatisticamente significativos quer ao nível individual quer ao nível global (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 — Modelo 1).

A utilização de um modelo idêntico, mas em que se admitem efeitos aleatórios (modelo 9), permite obter resultados semelhantes aos, agora, indicados.

Quadro 37 — Modelo 9 — Resultados da estimação da concentração — Especificação Cobb-Douglas (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. Resulta um modelo estimado em que os coeficientes estatisticamente significativos são os dos grupos CGD, BPI e BANIF, com custos estimados, superiores aos dos restantes bancos, de respectivamente 17,9%, 11% e 12%. — Modelo 10.

Quadro 38 — Modelo 10 — Resultados da estimação da concentração, por grupos — Especificação Cobb-Douglas (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

IV.2.3.2. A especificação Fourier²⁰

Considerando a função Fourier anteriormente apresentada — Modelo 4 — 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.

²⁰ Os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios com base na especificação Translog não convergem para soluções aceitáveis e daí a sua não inclusão no presente texto.

IV.2.4. A análise dos canais electrónicos

IV.2.4.1. A especificação Cobb-Douglas

Foi considerado um índice (variável “ATN”) relativo ao desenvolvimento de canais electrónicos para o conjunto da banca, definido como o número de caixas Multibanco, adicionado ao número de ligações de Internet do país por mil habitantes, que pretende captar (potencialmente) a diminuição de custos, por ano, possibilitada pelos canais de acesso digital.

Quadro 39 — Modelo 11 — Resultados da estimação da concentração — especificação Cobb-Douglas (dados em painel, efeitos fixos)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	t-Ratio	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,821	0,105	7,794	0,000
LnW1	0,068	0,068	0,998	0,320
LnW2	0,493	0,064	7,737	0,000
LnW3	0,105	0,062	1,696	0,093
LnW4	0,335	0,022	14,949	0,000
LnBALC	0,051	0,087	0,579	0,564
LnCOTADV	-0,056	0,053	-1,047	0,297
LnATN	-3,455	5,864	-0,589	0,557
Ln2ATN	0,392	0,654	0,600	0,5498

$$F(29, 97) = 414,54 \text{ (} p\text{-value}=0.000)$$

Efeitos fixos estimados

Grupo	Coefficiente	Desvio-padrão	t-ratio
1	18,422	25,705	0,717
2	17,973	25,739	0,698
3	18,117	25,721	0,704
4	17,933	25,720	0,697
5	17,362	25,931	0,670
6	17,982	25,726	0,699
7	17,983	25,746	0,699
8	18,147	25,736	0,705
9	17,805	25,750	0,691
10	17,900	25,730	0,696
11	17,928	25,744	0,696
12	17,759	25,751	0,690
13	17,939	25,759	0,696
14	17,734	25,800	0,687
15	17,954	25,739	0,698
16	18,168	25,745	0,706
17	18,008	25,743	0,700
18	17,940	25,727	0,697
19	17,877	25,749	0,694
20	17,944	25,709	0,698
21	17,677	25,768	0,686
22	17,777	25,747	0,690

Não foi possível confirmar (estatisticamente) que os parâmetros não eram nulos, no modelo com a especificação Cobb-Douglas e dados em painel, quer com efeitos fixos quer aleatórios — Modelo 11 e Modelo 12. Ou seja, de acordo com este modelo, os canais electrónicos não contribuem para a diminuição dos custos.

De facto, os efeitos dos canais electrónicos sobre os custos ²¹— efeitos fixos — são positivos ($-3,455 + 0,392 * \ln 6787 = 3,462$). No entanto, se nos situarmos apenas sobre os efeitos simples ou directos, dados pela estimativa associada a LnATN, o seu valor de, aproximadamente, -3,46 sugere que os custos totais diminuem por via do progresso tecnológico.

²¹ Abstraindo do facto de não serem estatisticamente significativos, aliás como acontece aos efeitos fixos individuais

Quadro 40 — Modelo 12 — Resultados da estimação da concentração — especificação Cobb-Douglas (dados em painel, efeitos aleatórios)

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	b/desvio-padrão	$P(T > t)$
Ln QCOBB	0,967	0,025	38,475	0,000
LnW1	0,113	0,084	1,351	0,177
LnW2	0,528	0,066	8,051	0,000
LnW3	0,107	0,057	1,877	0,061
LnW4	0,343	0,019	17,807	0,000
LnBALC	0,027	0,024	1,165	0,244
LnCOTADV	-0,017	0,044	-0,390	0,696
LnATN	-3,938	5,506	-0,715	0,475
Ln2ATN	0,431	0,620	0,696	0,487
Constante	18,911	24,399	0,775	0,438

Também, neste caso, os efeitos dos canais electrónicos sobre os custos²² — efeitos aleatórios — são positivos ($-3,938 + 2 * 0,431 * \ln 6787 = 3,667$). No entanto, se nos situarmos apenas sobre os efeitos simples ou directos, dados pela estimativa associada a LnATN, o seu valor de, aproximadamente, -3,94 sugere que os custos totais diminuam por via do progresso tecnológico.

IV.2.4.2. A especificação Translog

Admitindo a especificação Translog, a variável LnATN (simples e quadrática) revela-se estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. Contudo os novos canais (electrónicos) não permitem reduzir os custos dos bancos ($-5,773 + 2 * 0,667 * \ln 6787 = 5,997$) — Modelo 3. O efeito do aumento de 1% em ATN implica mesmo um aumento (de 6%) nos custos dos bancos em média. No entanto, se se considerarem apenas os efeitos directos ou simples da variável LnATN o coeficiente estimado é de $-5,773$, sugerindo que os custos diminuam com o

²² Abstraindo do facto de não serem estatisticamente significativos.

recurso aos novos canais electrónicos.

IV.2.4.3. A especificação Fourier

Analisando o modelo associado à especificação Fourier, anteriormente proposto — Modelo 4 — quanto à significância estatística das variáveis representativas da incorporação dos canais electrónicos — variáveis LNATN e LN2ATN — constata-se a importância destes meios electrónicos sobre os custos atendendo à significância estatística individual de ambas as variáveis.

A variável LnATN (simples e quadrática) revela-se estatisticamente significativa ao nível de significância de 5%. Mas os novos canais (electrónicos) não permitem reduzir os custos dos bancos ($-6,419 + 2 * 0,804 * \ln 6787 = 7,768$) — Modelo 4. No entanto, se se considerarem, apenas, os efeitos directos ou simples da variável Ln(ATN), o coeficiente estimado é de $-6,419$, sugerindo que os custos diminuem com o recurso aos novos canais electrónicos.

Conclusão

Neste capítulo, abordaram-se a existência de economias de escala e de economias de gama, o cálculo da ineficiência e a análise dos efeitos da concentração e do progresso tecnológico sobre os custos bancários portugueses.

Foram adoptadas três formas funcionais de funções custo bancária — a especificação Cobb-Douglas, a especificação Translog e a especificação Fourier — tendo por base dados em painel, para os anos de 1995 a 2001, comportando 22 instituições bancárias.

O modelo Cobb-Douglas apresentou resultados contraditórios quanto à existência de economias de escala. Com efeito, quando se recorreu a dados em painel, efeitos fixos, a estimação apontou para a existência clara de economias de escala (confirmado pelo teste estatístico do qui-quadrado); mas se o processo de estimação tiver por base dados em painel, com efeitos aleatórios, a estimação aponta apenas para débeis economias de escala (mas infirmado pelo teste estatístico do qui-quadrado). Procedeu-se, dado que os resultados foram algo contraditórios, à partição dos custos totais em custos operacionais e em custos financeiros. E os resultados, neste caso, são idênticos, quer a estimação seja feita por via dos dados em painel, efeitos fixos, ou com dados em painel, efeitos aleatórios: existem economias de escala para custos operacionais (é nesse sentido que as estimativas apontam, resultado suportado pelos testes estatísticos); não existem economias de escala (existem deseconomias à escala) para custos financeiros (é neste sentido que as estimativas indicam, bem como os testes estatísticos).

Os resultados da especificação Translog vão no sentido da existência de deseconomias de escala globais (estimações) — ou da não existência de economias à escala (teste do qui-quadrado) — quer recorrendo a dados em painel, efeitos fixos, quer recorrendo ao método da máxima verosimilhança, com equações simultâneas dos “shares”. Estes resultados têm de ser vistos com alguma cautela, dado que as estimativas dos coeficientes de uma das produções (Créditos a Instituições de Crédito) assumem um valor negativo.

De igual forma, a especificação Fourier produziu estimações que apontam para deseconomias de escala globais (embora, quando se faz apelo ao teste do qui-quadrado se conclua que existem economias constantes à escala). Esta forma da função custo bancária determinou que as estimativas de todos os coeficientes das

produções fossem negativas, o que levanta sérias reservas quanto às conclusões avançadas.

O cômputo de possíveis economias de gama sugere que elas existem entre as produções conjuntas de Aplicações em Títulos e Créditos sobre Instituições de Crédito, por um lado, e entre Créditos sobre Clientes e Créditos sobre Instituições de Crédito, por outro (tanto na especificação Translog recorrendo a dados em painel, efeitos fixos, como recorrendo a equações simultâneas e ao método da máxima verosimilhança)²³.

Os resultados da estimação de economias de gama recorrendo à especificação Fourier (dados em painel, efeitos fixos) é de molde a apresentar ganhos em termos da produção conjunta de Aplicações em Títulos e de Créditos sobre Clientes, por um lado, e na produção conjunta de Créditos sobre Clientes e Créditos sobre Instituições de Crédito, por outro²⁴. Este resultado contradiz o extraído com a especificação Translog. No entanto, convém relevar, mais uma vez, os valores não esperados para os coeficientes das produções (todos negativos) que a especificação Fourier produz.

A estimação da ineficiência, recorrendo à especificação Cobb-Douglas (dados em painel, efeitos aleatórios), gera o valor, elevado, de quase 12%, em média, para o período de 1995 a 2001. Este valor é claramente superior aos que se estimaram por via das especificações Translog (dados em painel, efeitos aleatórios) e Fourier (dados em painel, efeitos aleatórios) — taxas de ineficiência média, para o período amostral, de 4,1% e de 4,2%, respectivamente. De toda a forma, conclui-se ser

²³ Os resultados referem-se às estimativas, uma vez que se a análise se situar ao nível dos testes estatísticos, a conclusão é a da inexistência de economias de gama para qualquer combinação de produções.

²⁴ Ver, no entanto, nota de rodapé anterior.

possível as instituições portuguesas poderem reduzir 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 (em particular no período de dois e de três anos após a concentração).

Um último contributo deste capítulo para o estudo da banca portuguesa prende-se com a análise dos efeitos do progresso tecnológico — medido pelos canais electrónicos — sobre os custos bancários. Conclui-se que os canais electrónicos não reduziam os custos totais (a soma das estimativas dos efeitos directos e indirectos era positiva), qualquer que fosse a especificação adoptada. No entanto, se a análise se prender tão-somente sobre os efeitos directos (LnATN) — qualquer que seja o modelo — as estimativas são negativas, o que pode indicar que o progresso tecnológico diminui, directamente, o custo total.