

ADELAIDE DUARTE E JOÃO SOUSA ANDRADE HISTERESE DA TAXA DE DESEMPREGO DE EQUILÍBRIO

JOÃO REBELO E VICTOR MENDES O USO DO FACTOR TRABALHO NO SECTOR BANCÁRIO PORTUGUÊS

MARTA SIMÕES A UTILIZAÇÃO DE DADOS SECCIONAIS, CRONOLÓGICOS E MISTOS NO ESTUDO DA CONVERGÊNCIA REAL NA UE

CARLOS CARREIRA ECONOMIAS DE ESCALA NAS TELECOMUNICAÇÕES CELULARES PORTUGUESAS

NUNO VALÉRIO HISTÓRIA E INCERTEZA

JOAQUIM FEIO HAVERÁ UMA «MICROECONOMIA DA DROGA»?

O uso do factor trabalho no sector bancário português: uma análise de eficiência



João Rebelo Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro; Victor Mendes CEMPRE – Fac. de Economia da Universidade do Porto

resumo

résumé / abstract

O objectivo deste artigo é analisar o impacte das profundas alterações estruturais observadas no sector bancário em Portugal durante a última década sobre a eficiência no uso do factor trabalho. É adoptado um modelo fronteira estocástico translog, em que o consumo fronteira de trabalho é função de quatro produtos, do factor quase-fixo número de agências e da trend temporal. Simultaneamente, considera-se que o efeito ineficiência é influenciado por variáveis específicas de cada banco, pela trend temporal e pelo número de agências. A estimação do modelo é efectuada com um painel de 301 observações referentes ao período 1990-97. Os resultados da estimação são usados para calcular índices de ineficiência técnica no consumo de trabalho, elasticidades, alterações técnicas e alterações da ineficiência técnica.

L'objectif de cet article est d'analyser l'impact des profonds changements structurels en cours dans le secteur bancaire portugais, tout au long de la dernière décennie, sur l'efficience du facteur travail. A cet effet, nous utilisons un modèle stochastique frontière *translog*, dans lequel l'utilisation frontière du travail est fonction de quatre produits, du facteur quasi fixe nombre d'agences bancaires et d'une tendance temporelle. Simultanément, on considère que l'effet inefficience est influencé par des variables spécifiques à chaque banque, par la tendance temporelle et par le nombre d'agences bancaires. Le modèle est estimé à partir d'un panel de 301 observations portant sur la période de 1990 à 1997. Les résultats de l'estimation sont utilisés pour calculer soit des indices d'inefficience technique d'utilisation du facteur travail, soit d'élasticités, soit de changements techniques, soit de changements de l'inefficience technique

The purpose of this paper is to analyse the impact of the profound structural changes witnessed in the last ten years in the Portuguese banking system on labour efficiency. We use a stochastic translog frontier model, in which the frontier labour consumption is a function of four outputs, a quasi-fixed input (number of branches) and a time trend. We simultaneously consider that bank specific variables, the time trend and the number of branches influence inefficiency. We estimate our model with a panel of 301 observations for the period 1990-97. Estimation results are used to compute technical inefficiency indices, elasticities, technical change indices and technical inefficiency change indices.



1. Introdução¹

A exemplo do que sucedeu em muitos outros países desenvolvidos, nos últimos anos, o sector bancário português (SBP) foi objecto de profundas alterações estruturais, consequência de factores como a liberalização da actividade, as privatizações e a desregulamentação. Simultaneamente, a rápida e intensiva difusão de novas tecnologias de informação e comunicação influenciou a evolução da actividade, tanto ao nível da oferta de produtos e serviços bancários como da estrutura de custos.

Num quadro de eliminação de barreiras à competição e de crescente concorrência em espaços económicos cada vez mais alargados, a capacidade competitiva e rendibilidade dos bancos portugueses dependem, necessariamente, da adopção de estratégias e táticas susceptíveis de elevarem a produtividade dos recursos disponíveis, em especial do factor trabalho. A evolução recente dos indicadores activo líquido por trabalhador² (a preços constantes, aumentou de 194 milhares de contos em 1990 para 435 milhares de contos em 1997) e emprego por agência (14,7 em 1997 contra 29,7 em 1990) aponta para um crescimento da produtividade aparente do trabalho. No entanto, tal como outros indicadores que relacionam, simplesmente, um índice de *output* com um outro de *input*, estes índices não destacam a natureza multiproduto da actividade bancária. Também não permitem verificar se a evolução da produtividade resultou de melhorias de eficiência técnica ou de deslocações da fronteira produtiva devidas a modificações tecnológicas. Esta tarefa é possível de concretizar pelo recurso à estimação de funções fronteira.

Os métodos fronteira têm sido extensivamente utilizados na medição dos efeitos económicos de decisões estratégicas (como, por exemplo, fusões e aquisições, regulamentação sobre o nível e composição dos capitais próprios, remoção de restrições geográficas e de abertura de novas agências, liberalização das taxas de juro activas e passivas) sobre a *performance* das instituições financeiras³. A principal vantagem da estimação da fronteira eficiente sobre outros indicadores de *performance* está no facto de permitir uma quantificação objectiva da *performance* de uma instituição, removida dos efeitos dos preços de mercado e de outros elementos exógenos imponderáveis. Desse modo, os investigadores poderão concentrar a sua atenção nos efeitos de políticas reguladoras sobre os custos, uso de *input*, níveis de produção ou lucros.

Embora com algumas variantes, existem basicamente duas metodologias para cálculo dos índices de eficiência produtiva, o DEA (*data envelopment analysis*) e a SFA (*stochastic frontier approach*). A primeira, embora imponha menos restrições sobre a estrutura dos dados subjacentes à estimação da fronteira eficiente e respectivos índices de eficiência produtiva, não permite separar, no termo erro composto, a componente aleatória propriamente dita do termo ineficiência produtiva. Como consequência, os desvios em relação à fronteira estimada são totalmente interpretados como ineficiência. O método paramétrico SFA permite separar a ineficiência produtiva da componente erro aleatório, tendo como principal fraqueza a possibilidade de uma eventual má especificação da forma funcional se transmitir aos resultados obtidos.

Neste trabalho usamos o método SFA para avaliação do impacte das mudanças estruturais ocorridas na *performance* do SBP no uso do factor trabalho durante a década de noventa. Nestes termos, estimam-se os parâmetros de um modelo em que o consumo de trabalho é função de um conjunto de variáveis exógenas, do elemento aleatório tradicional e do termo ineficiência técnica. Este último, por sua vez e em simultâneo, está analiticamente relacionado

1 Os autores agradecem os comentários e sugestões de um *referee* anónimo.

2 Não inclui o Sistema Integrado de Crédito Agrícola Mútuo, que devido à sua especificidade não foi considerado neste estudo.

3 Berger e Humphrey (1997) contém uma boa revisão dos estudos de eficiência de instituições financeiras de 21 países, dos quais cerca de 90% foram escritos ou publicados durante 1992-1997.

com um conjunto específico de outras variáveis exógenas. Comparativamente aos tradicionais modelos SFA, ao introduzir de forma endógena⁴ aquelas variáveis no modelo, este método permite avaliar de forma directa e consistente os efeitos na ineficiência resultantes de variáveis relacionadas com a estrutura e o comportamento das unidades produtivas observadas.

O trabalho está dividido em quatro secções. A segunda contém os dados e o modelo. Na terceira discutem-se os resultados. Por último, são apresentadas algumas notas finais.

2. Dados e modelo

A empresa financeira pode ser perspectivada como uma unidade transformadora de *inputs* não financeiros em produtos e serviços financeiros, incluindo-se nestes últimos rubricas do activo e do passivo⁵ e mesmo de resultados.

Neste trabalho, assumimos a empresa bancária como unidade multiproduto⁶ em que a utilização do factor trabalho, além de variar ao longo do tempo, está relacionada com o nível e composição da produção e ainda com o número de agências⁷.

Quanto ao nível da ineficiência, considerou-se que ele poderá ser influenciado pelo número de agências, por uma *trend* temporal e por um conjunto de variáveis de carácter qualitativo, nomeadamente a estrutura de propriedade (banco público ou privado), a mudança de propriedade (isto é, se no período em análise o banco foi objecto de privatização), a "idade" do banco (se entrou no mercado antes ou depois de 1990), a nacionalidade (filial de banco estrangeiro ou não) e a integração em grupo bancário nacional.

Os dados de base foram recolhidos nos Relatórios e Contas anuais de cada banco, publicados durante o período 1990-97, nomeadamente nos balanços e demonstrações de resultados não consolidados, e ainda nos Boletins Informativos da Associação Portuguesa de Bancos. Anualmente foram excluídos os bancos que não funcionaram durante todo o ano ou seja que entraram ou saíram do mercado nesse ano. No seu conjunto, tem-se um painel de 301 observações, o correspondente à quase totalidade dos bancos que operaram em Portugal nestas condições e neste período.

No Quadro 1 incluímos informação estatística sobre as variáveis quantitativas a utilizar na estimação do modelo SFA⁸ adiante descrito. As medidas de estatística descritiva indicam, claramente, estarmos na presença de uma grande diversidade de situações.

4 Nos estudos citados por Berger e Humphrey (1997) apenas 20% utilizaram o método SFA e em nenhum deles se procurou explicar as variações dos efeitos ineficiência com função de um conjunto de variáveis introduzidas no modelo de forma endógena (Battese *et al.*, 1999).

5 Na literatura económica sobre banca, a questão de rubricas do passivo (nomeadamente depósitos) serem consideradas simultaneamente como *output* e *input* tem sido objecto de profunda discussão (Fixler e Zieschang, 1998). No caso dos depósitos, eles podem ser assumidos como *input* porque são a matéria-prima de base subjacente à concessão de empréstimos e podem ser tratados como *output* devido aos serviços (*recordkeeping and safekeeping*) que envolvem.

6 Os produtos considerados são: créditos sobre clientes, créditos sobre instituições de crédito, aplicações em títulos e comissões. Não foram considerados como produtos os débitos para com clientes (*i.e.*, depósitos) e os débitos para com instituições de crédito. Por um lado, assumimos uma perspectiva de intermediação; por outro lado, os coeficientes de correlação de Pearson entre as variáveis (na forma logarítmica) depósitos e créditos a clientes e débitos e créditos a instituições de crédito, respectivamente de 0,86 e 0,81, indiciam fortes problemas de multicolinearidade.

7 O número de agências reflecte, de algum modo, as características do banco. Por exemplo, os bancos universais têm um elevado número de agências, sendo, naturalmente, maiores utilizadores de trabalho que os bancos especializados. Tecnologicamente, as agências bancárias actuam como a «caixa negra» onde ocorre a transformação de factores em produtos.

8 Dado que o logaritmo natural de zero não é definido e nem todos os bancos produzem a totalidade dos produtos, para podermos estimar os parâmetros do modelo, os valores zero foram substituídos pela



**Quadro 1 – Síntese estatística das variáveis quantitativas do modelo, 1990-1997**

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	C.V. (%)
Número de trabalhadores	1 608	12	10 227	140,5
Crédito a clientes*	178 728	206	1 781 190	150,0
Crédito a instituições de crédito*	118 108	0	1 273 509	180,8
Aplicações em títulos*	104 420	0	1 051 345	152,9
Comissões*	3 835	0	31 779	152,9
Número de agências	84	1	535	139,8
Ano de observação	4,8	1	8	46,8

* Em milhares de contos a preços de 1990

Para o cálculo de indicadores relacionados com ineficiência técnica, elasticidades, alterações tecnológicas e alterações de ineficiência técnica foi adoptado o modelo SFA proposto por Battese *et al.* (1999), com a seguinte forma funcional⁹:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^6 \beta_j X_{jit} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^6 \beta_{jk} X_{jit} X_{kit} V_{it} U_{it} \quad (1)$$

em que: i e t são o índice do banco e do ano de observação, respectivamente; Y representa o número de trabalhadores; X_1 é o logaritmo do crédito concedido a clientes, líquido de provisões; X_2 é o logaritmo do crédito sobre instituições de crédito; X_3 é o logaritmo das aplicações em títulos; X_4 é o logaritmo das comissões líquidas (comissões recebidas + resultado líquido de outras operações financeiras); X_5 é o logaritmo do número de agências; X_6 é o ano de observação, com $X_6 = 1, 2, \dots, 8$; V_{it} são variáveis aleatórias associadas a condicionantes não especificadas pelas variáveis explicativas do modelo (por exemplo falhas de mercado), sendo assumidas como independentes e identicamente distribuídas (iid) sob a forma de distribuição $N(0, s_v^2)$ e independentes dos U_{it} ; U_{it} são variáveis aleatórias não negativas associadas à ineficiência na utilização de trabalho pelos bancos, dados os níveis de *outputs* e do factor quase-fixo número de agências. U_{it} é obtido por truncamento (em zero) da distribuição $N(m_{it}, s^2)$, sendo a variância desconhecida e a média função linear de factores exógenos, cujos coeficientes são desconhecidos, isto é:

$$\mu_{it} = \delta_0 + \sum_{j=1}^5 \delta_{0j} D_{jit} + \sum_{j=1}^3 \delta_j Z_{jit} \quad (2)$$

Em (2) os D_j são variáveis binárias que assumem o valor um se a observação se refere a banco privado (D_1), se foi privatizado (D_2), se entrou no mercado após 1990 (D_3), se é filial de banco estrangeiro (D_4), se está integrado em grupo bancário nacional (D_5) e zero em caso contrário;

aproximação 1. Foram tratadas deste modo duas observações de créditos a clientes, quatro de créditos a instituições de crédito e uma de comissões. Kim (1987) e Rebelo (1993) adoptam o mesmo critério. 9 Comparativamente à forma funcional Cobb-Douglas, a função translogarítmica permite acomodar maior flexibilidade na tecnologia de produção, ainda que à custa de perda de graus de liberdade e de eventual multicolinearidade. Como a primeira é um caso específico da segunda (parâmetros de segunda ordem iguais a zero), em trabalhos empíricos deve testar-se sempre a hipótese de a forma Cobb-Douglas poder ser uma representação válida da tecnologia de produção. Em estudos recentes sobre a eficiência produtiva no sector bancário, além destas duas, tem também vindo a ser adoptada a forma funcional de Fourier (DeYoung *et al.*, 1997; Mitchell e Onvural, 1996).

os Z_j são definidos por: Z_1 é o logaritmo do número de agências (*i.e.*, $Z_1 = X_5$); Z_2 é o ano de observação (*i.e.*, $Z_2 = X_6$); e $Z_3 = Z_1^2 / 2$.

Estamos perante um modelo fronteira uma vez que a inclusão da variável aleatória não negativa na equação (1), U_{it} , implica que o consumo observado do factor se localiza acima ou sobre o fronteira estocástica, estando-se neste último caso perante uma utilização eficiente do trabalho. Este modelo mais não é que um refinamento do modelo de Aigner *et al.* (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977), incluindo, além da componente aleatória propriamente dita, os efeitos não negativos da ineficiência técnica.

A equação (2) especifica a possibilidade dos efeitos ineficiência variarem entre os vários tipos de bancos, de serem influenciados pelo número de agências de cada banco e ainda de variarem, de forma não linear, ao longo do tempo. A especificação adoptada para o modelo permite a estimação de índices de ineficiência técnica, de elasticidades consumo de trabalho e, ainda, da taxa de variação no uso de trabalho, bem como a respectiva decomposição em alteração técnica e alteração da ineficiência técnica.

Os parâmetros do modelo definido pelas equações (1) e (2) são simultaneamente estimados pelo método da máxima verosimilhança¹⁰. Para a definição da função de verosimilhança os termos ligados à variância são expressos por¹¹:

$$\gamma \equiv \sigma / (\sigma_v^2 + \sigma^2) \quad (3)$$

assumindo o parâmetro γ valores entre zero e um.

Após a estimação dos parâmetros do modelo, os índices individuais de ineficiência técnica são calculados pelo método de Jondrow *et al.* (1982).

3. Resultados

3.1. Estimativas e testes sobre restrições estruturais

As estimativas dos parâmetros das equações (1), (2) e (3) encontram-se no Quadro 2¹².

Para verificarmos a possível existência de um modelo mais simples e capaz de representar adequadamente a tecnologia de produção subjacente ao uso do factor trabalho no SBP testaram-se as quatro restrições incluídas no Quadro 3.

A primeira restrição especifica a hipótese de todos os coeficientes de segunda ordem da função translog serem todos iguais a zero, o que a ser correcto se traduziria na aceitação da função Cobb-Douglas.

A segunda restrição considera que os todos os coeficientes associados a variáveis que se interligam com o ano de observação são zero, o que a acontecer implica a ocorrência de alterações tecnológicas neutrais no uso de trabalho em relação aos *outputs* e ao factor quase-fixo número de agências bancárias¹³.

¹⁰ O *software* FRONTIER 4.1 foi especificamente elaborado por Coelli (1996) para a estimação deste tipo de modelos.

¹¹ Para Battese e Corra (1977) esta forma de parametrização proporciona vantagens computacionais na fase de estimação.

¹² Nas estimações efectuadas não é, no essencial, considerada a estrutura em painel (não balanceado) da base de dados. É, portanto, assumido que os termos de perturbação de qualquer banco em qualquer momento do tempo são iid. Outro tipo de modelização (*v.g.* modelos de efeitos fixos, modelos de efeitos aleatórios) poderia eventualmente ser usado. Contudo, a literatura empírica sobre eficiência na banca não tem em geral seguido este caminho. No contexto da abordagem dos efeitos aleatórios, a pertinência da omissão dos efeitos individuais pode ser avaliada através de um teste de *score*.

¹³ A hipótese de não haver alterações tecnológicas, $H_0: \beta_j = \beta_{j6} = 0, j = 1, 2, \dots, 6$, também é rejeitada.



A terceira restrição assume a não presença de efeitos ineficiência no uso de trabalho, o que a ser aceite implicaria total eficiência por parte dos bancos.

A última restrição estipula a possibilidade de todos os coeficientes associados às variáveis explicativas da ineficiência serem iguais a zero. Nessa situação o comportamento ineficiência técnica no uso de trabalho pelos bancos que operam em Portugal não seria explicado por aquele conjunto de variáveis.

Quadro 2 – Estimativas dos parâmetros do modelo fronteira

Variável	Parâmetro	Estimativas	Rácio t
Consumo de trabalho			
Constante	β_0	-142,58	-9,926
X_1	β_1	1,227	6,417
X_2	β_2	0,320	1,114
X_3	β_3	-0,051	-0,220
X_4	β_4	0,600	2,042
X_5	β_5	-0,357	-1,285
X_6	β_6	0,142	1,113
$X_1 X_1$	β_{11}	-0,107	-2,260
$X_1 X_2$	β_{12}	-0,053	-1,536
$X_1 X_3$	β_{13}	0,002	0,081
$X_1 X_4$	β_{14}	-0,084	-2,297
$X_1 X_5$	β_{15}	0,177	4,967
$X_1 X_6$	β_{16}	-0,044	-2,637
$X_2 X_2$	β_{22}	0,034	1,810
$X_2 X_3$	β_{23}	-0,017	-1,185
$X_2 X_4$	β_{24}	0,010	0,432
$X_2 X_5$	β_{25}	0,012	0,542
$X_2 X_6$	β_{26}	0,011	1,128
$X_3 X_3$	β_{33}	0,003	0,212
$X_3 X_4$	β_{34}	0,023	1,033
$X_3 X_5$	β_{35}	0,032	1,413
$X_3 X_6$	β_{36}	-0,004	-0,331
$X_4 X_4$	β_{44}	0,053	2,296
$X_4 X_5$	β_{45}	-0,055	-2,470
$X_4 X_6$	β_{46}	-0,022	-1,877
$X_5 X_5$	β_{55}	-0,357	-7,040
$X_5 X_6$	β_{56}	0,072	5,079
$X_6 X_6$	β_{66}	0,010	0,929
Efeitos ineficiência			
Constante	δ_0	4,098	9,463
D_1	δ_{01}	-1,655	-7,622
D_2	δ_{02}	1,253	4,511
D_3	δ_{03}	-0,068	0,052
D_4	δ_{04}	-0,478	-3,721
D_5	δ_{05}	-0,121	-0,762
Z_1	δ_1	0,202	1,858
Z_2	δ_2	-1,207	-13,144
Z_3	δ_3	0,001	0,040
Parâmetros da variância			
	$(\sigma_v^2 + \sigma^2)$	0,249	9,768
		0,842	26,252

Qualquer uma das quatro especificações restritivas é decisivamente rejeitada a um nível de significância de 5%, não constituindo nenhuma delas uma representação válida da tecnologia de produção e respectivo comportamento da ineficiência técnica no uso de trabalho pelo SBP. Assim, o modelo expresso pelas equações (1) e (2) pode ser assumido como ajustado aos dados e capaz de traduzir o comportamento do SBP na década de noventa.



Quadro 3 – Testes do rácio de verosimilhança¹⁴ sobre as restrições estruturais

Hipótese nula	Estatística λ	Valor crítico de λ (0,05)
$H_0: \beta_{jk} = 0, j \leq k = 1, 2, \dots, 6$	46,26	32,67
$H_0: \beta_{j6} = 0, j = 1, 2, \dots, 5$	32,32	11,07
$H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_3 = \delta_{01} = \dots = \delta_{05} = 0$	177,78	17,67*
$H_0: \delta_1 = \dots = \delta_3 = \delta_{01} = \dots = \delta_{05} = 0$	145,61	15,50

* Valor crítico retirado do Quadro 1 de Kodde e Palm (1986)¹⁵

A estimativa de 0,842 para o parâmetro g (com rácio t igual a 26,252, Quadro 2) significa que a variância dos efeitos ineficiência é uma componente significativa da variância total dos erros¹⁶.

3.2. Ineficiência técnica na utilização do factor trabalho

A eficiência técnica no consumo de trabalho para cada banco i no ano t é definida pela razão entre a fronteira estocástica consumo de trabalho e o valor efectivamente observado para o referido consumo. A fronteira estocástica representa o valor referente ao trabalho consumido numa situação em que a ineficiência técnica, U_{it} , é nula (*i.e.*, o banco é totalmente eficiente na utilização deste factor). Dada a especificação da função (1), o índice de ineficiência técnica do consumo de trabalho (ITE_{it}) é definido por:

$$ITE_{it} = \exp(U_{it}) \quad (4)$$

O índice ITE_{it} é não inferior à unidade e a diferença ($ITE_{it} - 1$) indica a proporção em que o consumo observado de trabalho excede o correspondente consumo na fronteira, dados os níveis de *output* e o número de agências.

No Anexo 1 constam os índices de ineficiência técnica no consumo de trabalho calculados para cada uma das 301 observações. Estes índices variam entre um mínimo de 0,0% e um máximo de 26,0%. No primeiro caso o banco é completamente eficiente na utilização de trabalho, enquanto no segundo, devido a falhas de organização e gestão, ocorre um excesso de 26% no

¹⁴ A estatística do teste do rácio de verosimilhança é dada por $\lambda = -2(\ln L_r - \ln L_u)$, em que $\ln L_r$ e $\ln L_u$ são os valores da função logarítmica de verosimilhança associados ao modelo restringido e não restringido, respectivamente. Esta estatística segue uma distribuição assintótica do χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições (Greene, 1993).

¹⁵ Neste caso, $\gamma = 0$ traduz-se na localização sobre a fronteira do espaço de parâmetros, tendo o rácio de verosimilhança generalizado, λ , uma distribuição assintótica χ^2 mista com 10 (número de restrições) graus de liberdade.

¹⁶ No entanto, tal como realçam Battese *et al.* (1999: 14) deve notar-se que “ γ is not correctly interpreted as the ratio of the variance of the inefficiency effect, U_{it} , to the sum of the variances of U_{it} and V_{it} , because σ^2 is the variance of the normal distributions *before truncation* (at zero) to obtain the distributions of the U_{it} s”. Por outro lado, a hipótese de γ ser igual a 1 é rejeitada (estatística t igual a 4,91), permitindo inferir que o modelo adoptado difere significativamente de um modelo fronteira determinístico.



consumo de trabalho, para os níveis observados de *outputs* e de factor quase fixo. A média aritmética simples dos 301 índices de ineficiência técnica (46 bancos) é de 5,7%¹⁷. Este valor é muito semelhante ao da ineficiência custo estimada noutros trabalhos (Mendes e Rebelo, 1999) pelo método SFA tradicional.

Por banco, a ineficiência técnica média situa-se entre 0,0% e 17,9%. Das nove instituições que se encontram em situação de plena eficiência, exceptuando o banco nº 19 de que apenas se dispõe de uma observação, todos eles iniciaram a sua actividade desde 1992, são pequenos bancos privados, nacionais e estrangeiros, e especializados. Dos bancos que iniciaram a actividade naquele período apenas dois deles não conseguiram ser plenamente eficientes, os bancos nº 17 e nº 40. O pior *score* (17,9%) é detido pelo banco nº 2, seguido a uma larga distância pelos bancos nº 15 e nº 16 (com 13,8% e 12,7%, respectivamente). Não há regularidade no comportamento destas quatro piores instituições. Por um lado, o banco nº 2 parece que foi positivamente afectado pela alteração da taxa de reservas de caixa ocorrida em finais de 1994. O banco nº 16 foi afectado negativamente por aquela alteração, tendo recuperado ligeiramente nos últimos anos. Por outro lado, o banco nº 15 tem vindo sempre a melhorar o seu nível de eficiência.

Anualmente, a ineficiência técnica atinge o máximo valor em 1990 (7,2%), decrescendo até 1994 (4,9%), ano a partir do qual ocorre um ligeiro crescimento, atingindo-se o valor de 5,4% em 1997. Ou seja, ao longo dos primeiros anos da década de noventa assistiu-se a um esforço na racionalização no consumo do factor trabalho, que se consubstanciou no decréscimo dos níveis de ineficiência, cujos valores estabilizaram nos anos mais recentes. Para este comportamento parece não ser alheia a libertação em 1994 de reservas de caixa para afectação, essencialmente, em créditos sobre instituições de crédito (X_2) e aplicações em títulos (X_3), produtos bancários que ao serem pouco consumidores de trabalho permitem, em termos relativos, aumentar o índice de eficiência técnica deste factor produtivo.

Por tipo de banco (Quadro 4), comparativamente aos públicos, verificamos que os bancos privados conseguem gerir de forma mais eficaz os recursos humanos ao seu dispor, atingindo maiores níveis de eficiência.

Quadro 4 – Ineficiência técnica no uso de trabalho por tipo de banco

Tipo de banco	Nº de observações	Ineficiência técnica média (%)
Banco privado, $D_1 = 1$	245	5,30
Banco público, $D_1 = 0$	56	7,80
Banco privatizado, $D_2 = 1$	47	7,90
Banco não privatizado, $D_2 = 0$	254	5,40
Banco novo, $D_3 = 1$	67	3,80
Banco no sector antes de 1990, $D_3 = 0$	234	6,30
Filial de banco estrangeiro, $D_4 = 1$	102	3,80
Banco nacional, $D_4 = 0$ (199)	199	6,80
Banco integrado em grupo bancário, $D_5 = 1$	111	6,90
Banco não integrado em grupo bancário, $D_5 = 0$	190	5,10
Classificação por número de agências		
1	37	4,40
2 – 5	68	5,90
6 – 50	78	5,80
51 – 200	73	5,80
201 – 535	45	6,50

¹⁷ Se os índices de ineficiência técnica forem ponderados pelo número de trabalhadores, tem-se um valor médio de 6,7%.



Os bancos que no período em análise mudaram de estrutura de propriedade na sequência de processos de privatização continuam a ser tecnicamente menos eficientes no uso do factor trabalho. Para esta situação contribuem certamente, por um lado, a situação de partida (é reconhecido que a maioria dos bancos públicos tinha excesso de recursos humanos) e, por outro lado, o pouco tempo decorrido desde a conclusão dessas privatizações, sendo presumível que os inerentes processos de reestruturação destas instituições encetados após as privatizações conduzam a ganhos de eficiência num futuro próximo.

Os bancos que entraram no mercado após 1990 conseguem aproveitar o factor trabalho de forma tecnicamente mais eficiente, em princípio, devido à maior flexibilidade na admissão dos recursos humanos indispensáveis ao desempenho da sua missão.

Os bancos estrangeiros atingem níveis superiores de eficiência na utilização do factor trabalho. Para esta atitude contribui, certamente, o facto da maioria deles exercer a actividade apenas nos centros populacionais de maior dimensão, com reduzido número de agências e praticando operações bancárias segmentadas, do tipo *wholesale banking*.

A integração em grupo bancário não tem conduzido a um melhor aproveitamento técnico dos recursos humanos. Resta saber se a opção por fusão conduziria a melhores resultados¹⁸.

A ordenação ascendente dos bancos por classes segundo o número de agências indica que os bancos de maior dimensão, isto é, o bancos universais com elevada rede de balcões, são os que apresentam menor capacidade de aproveitamento dos recursos humanos disponíveis. No entanto, a abertura de novas agências não é, só por si, fonte de acréscimo da ineficiência no uso de trabalho, pois existe uma relação linear positiva entre o número de agências abertas por uma instituição bancária num determinado ano e o «número equivalente de trabalhadores excedentários» desse banco no ano anterior¹⁹.

3.3. Elasticidades consumo de trabalho

Os resultados da estimação de (1) e (2) permitem calcular elasticidades consumo médio de trabalho em relação aos quatro produtos considerados, bem como o indicador de rendimentos técnicos à escala (RTS)²⁰. Pode também calcular-se a elasticidade consumo de trabalho em relação ao número de agências. Como esta variável exógena está, simultaneamente, incluída nas funções fronteira (1) e efeitos ineficiência (2), a respectiva elasticidade (Battese *et al.*, 1999) é dada por²¹:

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial Z_1} = \frac{\partial X\beta}{\partial Z_1} + C_{it} \frac{\partial \mu_{it}}{\partial Z_1} \quad (5)$$

$$\text{em que: } C_{it} = \left\{ 1 + \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma} + \sigma\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma} + \sigma\right)} - \frac{\phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\mu_{it}}{\sigma}\right)} \right] \right\} \quad (6)$$

$\phi(\cdot)$ é a função densidade de probabilidade normal reduzida e $\Phi(\cdot)$ a função distribuição de probabilidade normal reduzida.

As elasticidades consumo de trabalho foram calculadas para cada uma das observações da

18 A primeira fusão (BFE, BFB, BBI e Universo, de que resultou o Banco BPI) ocorreu apenas em meados de 1998.

19 Entre as variáveis variação anual do número de agências de cada banco e número equivalente de trabalhadores excedentários do ano anterior (diferença entre o emprego observado e o valor de fronteira) verifica-se um coeficiente de correlação de Pearson (0,39) positivo e significativo.

20 Que mais não é que o recíproco da soma das quatro elasticidades.

21 Battese e Broca (1997) contém a dedução analítica das expressões (5) e (6) para a função de produção.



amostra. No Quadro 5 constam as médias aritméticas simples destas elasticidades, tanto por ano como por tipo de banco.

De entre os produtos, a maior elasticidade no consumo de trabalho ocorre no *output* empréstimos a clientes, seguido das comissões, decrescendo, no entanto, em ambos os casos, ao longo dos anos. Pelo contrário, o crédito a instituições de crédito apresenta uma elasticidade crescente ao longo do período, elevando-se de 2,7% em 1990 para 12,5% em 1997, ano cujo valor ultrapassa o da elasticidade dos restantes três *outputs*. Esta evolução indica que a responsabilidade na variação relativa do consumo de trabalho dos *outputs* empréstimos a clientes e comissões tem diminuído em detrimento da incidente sobre empréstimos a instituições de crédito, revelando a importância crescente do mercado interbancário no negócio financeiro. A elasticidade referente a aplicações em títulos é a menos relevante, tendo sofrido uma quebra em 1994 e seguintes, porventura na sequência das modificações na estrutura de *outputs* resultantes da descida naquele ano da taxa de reservas obrigatórias.

Quadro 5 – Elasticidades (Elast.), rendimentos técnicos à escala (RTS), alteração técnica (TC) e alteração da ineficiência técnica (IC)

	Elast. X ₁	Elast. X ₂	Elast. X ₃	Elast. X ₄	RTS	Elast. X ₅	Tech (TC)	Inef. (IC)
Média anual								
1990	0,440	0,027	0,091	0,179	1,540	0,171	-0,203	0,087
1991	0,399	0,023	0,096	0,169	1,534	0,232	-0,201	0,090
1992	0,339	0,047	0,091	0,130	1,838	0,281	-0,185	0,092
1993	0,281	0,067	0,094	0,110	2,128	0,317	-0,166	0,091
1994	0,225	0,087	0,053	0,112	2,691	0,390	-0,166	0,117
1995	0,225	0,112	0,053	0,080	2,626	0,419	-0,141	0,112
1996	0,137	0,127	0,062	0,091	3,060	0,445	-0,146	0,116
1997	0,108	0,125	0,060	0,058	3,455	0,540	-0,140	0,118
Por tipo de bancos								
D1 = 1	0,238	0,091	0,055	0,121	2,532	0,421	-0,173	0,115
D1 = 0	0,329	0,045	0,150	0,068	2,069	0,116	-0,134	0,059
D2 = 1	0,159	0,104	0,149	-0,002	2,843	0,352	-0,084	0,035
D2 = 0	0,272	0,078	0,058	0,132	2,372	0,367	-0,180	0,118
D3 = 1	0,215	0,105	0,002	0,161	2,838	0,424	-0,207	0,173
D3 = 0	0,266	0,076	0,093	0,097	2,333	0,347	-0,154	0,085
D4 = 1	0,268	0,096	0,006	0,194	2,425	0,440	-0,207	0,151
D4 = 0	0,248	0,075	0,106	0,068	2,456	0,326	-0,144	0,081
D5 = 1	0,137	0,086	0,119	0,058	2,960	0,377	-0,143	0,073
D5 = 0	0,323	0,080	0,045	0,142	2,145	0,357	-0,178	0,123
Por número de agências								
1	0,166	0,121	-0,047	0,291	2,611	0,355	-0,257	0,132
2 – 5	0,134	0,083	-0,010	0,219	3,051	0,391	-0,260	0,121
6 – 50	0,364	0,071	0,069	0,083	2,098	0,385	-0,153	0,094
51 – 200	0,352	0,078	0,143	0,018	1,968	0,373	-0,091	0,088
201 – 535	0,162	0,077	0,185	0,001	2,771	0,284	-0,091	0,105
Total dos bancos								
– Média	0,255	0,082	0,072	0,111	2,446	0,365	-0,165	0,105
– Desvio-padrão	0,244	0,063	0,087	0,154	1,463	0,269	0,092	0,088



O resultado anterior indica que há capacidade produtiva instalada não plenamente usada, embora tenha havido uma crescente racionalização no uso de alguns recursos, como se pode constatar pela diminuição do número de trabalhadores por agência. Esta diminuição reflectiu-se no valor da elasticidade consumo de trabalho/número de agências, que tem crescido todos os anos (passando de 0,171 em 1990 para 0,540 em 1997, atingiu o valor médio de 0,365 ao longo do período, em qualquer dos casos bastante inferior à unidade).

O indicador RTS, além de crescer é, em todos os anos, superior à unidade, indicando que estamos claramente perante uma situação de rendimentos crescentes à escala. Por exemplo, em média, o valor de 2,446 permite concluir que um acréscimo proporcional de 1% nos quatro *outputs* obriga apenas a uma variação 0,41% no consumo de trabalho.

Idêntica leitura dos vários valores das elasticidades pode ser feita para o tipo e classes de bancos. Das situações consideradas, apenas os bancos privatizados ($D_2=1$), no produto comissões (X_4) e o bancos de menor dimensão (com um número de agências não superior a 5) em relação às aplicações em títulos (X_3) apresentam elasticidades consumo de trabalho negativas. De salientar ainda que à medida que o número de agências por banco aumenta as elasticidades de X_2 (crédito a instituições de crédito) e X_4 decrescem, enquanto a referente a X_3 aumenta.

3.4. Alteração técnica e a alteração da ineficiência

A alteração técnica (TC) e a alteração da ineficiência técnica (IC) são duas componentes da alteração da taxa anual no consumo médio de trabalho. Analiticamente, pode escrever-se:

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial t} = \frac{\partial X\beta}{\partial t} + C_{ii} \frac{\partial \mu_{ii}}{\partial t} \quad (7)$$

em que $\frac{\partial X\beta}{\partial t}$ representa a alteração técnica e $C_{ii} \frac{\partial \mu_{ii}}{\partial t}$ a alteração da ineficiência, sendo C_{ii} dado por (6).

O Quadro 5 supra inclui os valores de TC e IC verificados ao longo do tempo, por tipo e classe de bancos. TC apresenta sempre taxas negativas mas decrescentes ao longo do tempo e, em valor absoluto, superiores às de IC, que são sempre positivas e crescentes. Isto é, no período em análise verificou-se uma situação de significativo progresso técnico no consumo «fronteira» de trabalho (14% em 1997), cujo efeito foi, no entanto, amortecido pela evolução crescente da ineficiência técnica (11,8% em 1997). Da conjugação destes dois efeitos resultou que a variação da taxa anual no consumo de trabalho tendesse para a exaustão, passando de -11,6% em 1990 para -2,2% em 1997, com uma evolução média anual de -6,0%. Isto é, perante um mercado cada vez mais competitivo, os bancos portugueses adoptaram estratégias indutoras de variações positivas na fronteira consumo de trabalho (progresso técnico), mas a generalidade deles foi incapaz de se aproximar fronteira (crescente ineficiência técnica). Perante esta situação, levantam-se as questões de saber até quando conseguirá o SBP manter a evolução positiva da «produtividade do trabalho» e quanto tempo demorarão as instituições menos eficientes a aproximar-se da melhor prática.

Entre tipos de bancos, os novos e os estrangeiros foram aqueles que conseguiram introduzir no processo produtivo maiores índices de progresso tecnológico, que na prática não conseguiram efectivamente aproveitar, pois são os que apresentam piores índices de variação da eficiência técnica.

Da soma de TC com IC resultam variações relativas médias no consumo de trabalho muito idênticas para todos os tipos de bancos, variando, em valor absoluto, entre o mínimo de -3,4% (pior situação) para os bancos novos e o máximo -7,5% (melhor situação) para os bancos públicos.

Em relação à dimensão, por um lado, à medida que aumenta o número de agências por banco decresce o índice de progresso técnico. Por outro lado, a evolução do índice de ineficiência



técnica tende para a forma de U. Da combinação destes dois efeitos resulta, em valores absolutos, uma evolução decrescente da taxa de consumo de trabalho à medida que aumenta a dimensão do banco, chegando a atingir o valor médio positivo de 1,4% para a classe de maior número de agências.

4. Notas finais

Para avaliarmos a *performance* do sector bancário português no uso do factor trabalho ao longo do período 1990–97, adoptámos um modelo fronteira estocástico. Nele, o consumo de trabalho além do termo aleatório, depende do nível e gama da produção, do factor produtivo quase-fixo número de agências bancárias e ainda da *trend* temporal. Adicionalmente considerou-se que o efeito ineficiência técnica no consumo de trabalho pode variar no tempo, com o número de agências e ser influenciado por elementos estruturais inerentes a cada banco. Entre estes contam-se o tipo (público ou privado) e mudança de propriedade (foi ou não privatizado), a nacionalidade (filial ou não de banco estrangeiro) a data de entrada na indústria (antes ou depois de 1990) e integração ou não em grupo bancário nacional.

A estimação permitiu concluir que os bancos portugueses, em média, tiveram um excesso de consumo de trabalho de cerca de 5,7% pelo facto de nem todos os bancos adoptarem práticas de organização e gestão que lhes permitissem ser totalmente eficientes, face à tecnologia disponível, aos níveis observados de produtos e do factor quase fixo. Anualmente, a eficiência no uso de trabalho foi aumentando até 1994, diminuindo ligeiramente a partir deste ano. Perante as restrições de natureza laboral existentes no mercado de trabalho e detectada a ineficiência no uso deste factor, a estratégia de abertura de novas agências e reafecção dos seus efectivos permitiu, pelo menos em parte, aos bancos esbater a ineficiência técnica no consumo de trabalho.

As elasticidades consumo de trabalho apresentam um padrão sistemático de comportamento, cujo valor, além de ser sempre inferior à unidade, é decrescente para o caso dos produtos bancários crédito a clientes, aplicações em títulos e comissões e crescente para o crédito a instituições de crédito. Da conjugação do comportamento destes indicadores resulta uma situação, para todos os bancos e anos, de rendimentos crescentes à escala. Isto é, perante os recursos e tecnologia disponível, os bancos portugueses não têm conseguido localizar-se na dimensão óptima ao nível do consumo de trabalho.

Globalmente, o sector bancário português auferiu de uma situação de progresso tecnológico, cujo efeito foi, no entanto, esbatido pela evolução menos conseguida da ineficiência técnica do trabalho, permitindo inferir que nem todos os gestores bancários conseguiram adoptar estratégias capazes de captarem os efeitos positivos das alterações provocadas pela disponibilidade de novas tecnologias de informação e comunicação.

Referências Bibliográficas

- Aigner, D.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, P. (1977) Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Battese, G. E.; Corra, G. S. (1977) Estimation of Production Frontier Model With Application to the Pastoral Zone of Eastern of Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, 169-179.
- Battese, G. E.; Broca, S. S. (1997) Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan, *Journal of Productivity Analysis*, 8, 395-414.
- Battese, G. E.; Heshmati, A.; Hjalmarsson, L. (1999) Efficiency of Labour Use in the Swedish Banking Industry: A Stochastic Frontier Approach, *CEPA Working Paper*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Berger, A. N.; Humphrey, D. B. (1997) Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research, *European Journal of Operational Research*, 98, 175-212.
- Coelli, T. J. (1996) A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Frontier Production Function Estimation, *CEPA Working Paper 96/07*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- DeYoung, R.; Hasan, I.; Kirchoff, B. (1997) Out-of-State Entry and the Cost Efficiency of Local Commercial Banks, *Economics Working Paper 97-7*, Office of the Comptroller of the Currency.
- Fixler, J.D.; Zieschang, K. D. (1998) The Productivity of the Banking Sector: Integrating Financial and Production Approaches to Measuring Financial Services Output, *BLS Working Paper 307*, U.S. Department Labor.
- Greene, W. H. (1993) *Econometric Analysis*. Englewood Cliffs, N.J., Prentice Hall.
- Jondrow, J.; Lovell, C. A. K.; Materov, L.S.; Schmidt, P. (1982) On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model, *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- Kim, H. Youn (1987) Economies of Scale in Multi-product Firms: An Empirical Analysis, *Economica*, 54, 185-206.
- Kodde, David; Palm, Franz C. (1986) Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions, *Econometrica*, 54, 1243-1248.
- Meeusen, W.; van den Broeck, J. (1977) Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error, *International Economic Review*, 18, 435-444.
- Mendes V.; Rebelo, J. (1999) Productive Efficiency, Technological Change and Productivity in Portuguese Banking, *Applied Financial Economics*, 9: 513-521.
- Mitchell, K.; Onvural, N. M. (1996), Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from the Fourier Flexible Functional Form, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 178-199.
- Rebelo, João (1993) Economias de Escala e de Gama nas Adegas Cooperativas da Região Demarcada do Douro, *Estudos de Economia*, Vol. XIII (4), 363-385.


Anexo 1
Índices de ineficiência técnica no consumo de trabalho por Banco

Banco nº	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	Média
1	0,000	0,040	0,037	0,032	0,023	0,000	0,000	0,000	0,017
2	0,241	0,260	0,220	0,189	0,103	0,117	0,145	0,153	0,179
3	0,041	0,057	0,089	0,127	0,129	0,096	0,076	0,076	0,086
4	0,112	0,029	0,059	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,025
5	0,000	0,048	0,000	0,051	0,053	0,051	0,051	0,057	0,039
6	0,065	0,084	0,117	0,075	0,093	0,087	0,091	0,079	0,086
7	0,025	0,034	0,040	0,042	0,046	0,057	0,066	0,065	0,047
8	0,110	0,068	0,067	0,061	0,064	0,071	0,066	0,064	0,071
9		0,124	0,066	0,082	0,078	0,159			0,102
10	0,113	0,077	0,073	0,056	0,060	0,059	0,062	0,055	0,069
11	0,050	0,050	0,058	0,062	0,064	0,063	0,068	0,072	0,061
12					0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
13	0,031	0,040	0,050	0,081	0,094	0,088	0,075	0,071	0,066
14	0,052	0,073	0,064	0,051	0,059	0,072	0,079	0,103	0,069
15	0,260	0,197	0,207	0,139	0,105	0,072	0,064	0,062	0,138
16	0,064	0,082	0,074	0,105	0,144	0,203	0,183	0,161	0,127
17					0,145	0,091	0,066	0,052	0,089
18			0,031	0,046	0,053	0,102	0,163	0,225	0,103
19					0,000				0,000
20	0,036	0,035	0,028	0,044	0,042	0,037	0,000	0,000	0,028
21	0,049	0,048	0,061	0,064	0,066	0,067	0,068	0,067	0,061
22	0,067	0,067	0,090	0,099	0,085	0,081	0,104	0,111	0,088
23	0,028	0,000	0,000	0,023	0,000	0,000	0,023	0,000	0,009
24				0,000	0,000	0,000	0,058	0,080	0,028
25	0,054	0,054	0,052	0,047	0,036	0,049	0,052	0,055	0,050
26					0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
27	0,076	0,081	0,107	0,104	0,098	0,096	0,095	0,092	0,094
28		0,038	0,048	0,038	0,027	0,000	0,000	0,000	0,022
29	0,208	0,194	0,144	0,035	0,029	0,031	0,033	0,028	0,088
30	0,070	0,063	0,061	0,058	0,070	0,054	0,052	0,049	0,060
31	0,025	0,000	0,000						0,008
32					0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
33	0,039	0,040	0,038	0,037	0,032	0,000	0,000	0,000	0,023
34	0,059	0,051	0,049	0,053	0,000	0,046	0,053	0,049	0,045
35	0,093	0,083	0,076	0,066	0,023	0,086	0,080	0,076	0,073
36						0,000	0,000	0,000	0,000
37		0,043	0,027	0,028	0,000	0,022	0,000	0,022	0,020
38						0,000	0,000	0,000	0,000
39					0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
40					0,000	0,045	0,079	0,063	0,047
41	0,000	0,000	0,030	0,025	0,000	0,000	0,000	0,000	0,007
42						0,000	0,000	0,000	0,000
43		0,000	0,000	0,031	0,049	0,200	0,098	0,200	0,083
44	0,059	0,047	0,048	0,053	0,066	0,068	0,066	0,061	0,059
45	0,057	0,064	0,063	0,054	0,059	0,064	0,063	0,063	0,061
46						0,000	0,000	0,000	0,000
Média	0,072	0,066	0,064	0,061	0,049	0,053	0,051	0,054	0,057