

O CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO DA POLÍTICA MONETÁRIA EM PORTUGAL*

*Luísa Farinha***

*Carlos Robalo Marques***

1. INTRODUÇÃO

O mecanismo através do qual a política monetária é transmitida à economia real continua a ser um tópico central de debate na macroeconomia. A investigação mais recente tem vindo a examinar o papel desempenhado pelos bancos na transmissão da política monetária, com o objectivo de investigar a existência de um canal de crédito e avaliar a importância relativa dos canais da moeda e de crédito.

O canal taxa de juro da política monetária constitui o mecanismo de transmissão básico nos modelos macro convencionais: dado o grau considerável de rigidez dos preços, um aumento das taxas de juro nominais, por exemplo, traduz-se num aumento da taxa de juro real e do custo de utilização do capital. Estas alterações, por sua vez, conduzem a um adiamento das decisões do consumo e de investimento. Mas, tal como referem Bernanke e Gertler (1995), a resposta às alterações das taxas de juro induzidas pelas decisões de política monetária é consideravelmente mais ampla do que a implícita nas estimativas convencionais da elasticidade de taxa de juro do consumo e do investimento.

Esta observação sugere que outros mecanismos para além do canal taxa de juro podem também estar presentes na transmissão da política monetária.

Um mecanismo alternativo é o chamado canal de crédito. Dado que os bancos precisam de captar depósitos como fonte importante de fundos, a política monetária restritiva, ao reduzir o volume agregado das reservas bancárias, reduzirá a disponibilidade dos empréstimos bancários. E dado que uma parcela significativa de empresas e particulares se financia fortemente no sistema bancário, uma redução da oferta de empréstimos implicará uma diminuição da despesa agregada. Este mecanismo adicional é conhecido na literatura como o canal de crédito da política monetária.

Distinguir a importância relativa dos canais monetário e de crédito é útil por vários motivos. Primeiro, compreender quais os agregados financeiros que sofrem o impacto da política monetária contribuirá para uma melhor compreensão da ligação entre os sectores financeiros e reais da economia. Segundo, uma melhor compreensão do mecanismo de transmissão ajudará as autoridades monetárias e os analistas a interpretar os movimentos dos agregados financeiros. Finalmente, informação adicional sobre o mecanismo de transmissão poderá conduzir a uma escolha mais acertada dos objectivos intermédios. Em particular, se o canal de crédito constituir uma parte importante do mecanismo de transmissão, as rubricas dos activos dos bancos deverão ser alvo de mais atenção.

A importância do canal de crédito varia em função da forma como os bancos dependem dos

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

** Departamento de Estudos Económicos.

O presente artigo constitui uma versão substancialmente abreviada de Farinha e Marques (2001). Agradecemos em especial, sem os implicar, a Ignazio Angeloni, Anil Kashyap, Michael Ehrmann, Vítor Gaspar, Leo de Haan, Ferreira Machado, Maximiano Pinheiro e Nuno Ribeiro, pelos comentários preciosos. Agradecemos ainda as sugestões úteis dos membros do Monetary Transmission Network (MTN). Aplica-se a cláusula de desresponsabilização usual.

depósitos para se financiarem e da forma como ajustam a sua oferta de empréstimos na sequência de uma alteração das reservas. O objectivo deste artigo consiste em demonstrar que a oferta de empréstimos bancários depende dos depósitos bancários e, portanto, a política monetária, ao afectar os depósitos bancários, poderá fazer deslocar a função oferta de empréstimos bancários.

Uma vez que o canal de crédito se manifesta através de deslocações da função oferta de empréstimos, identificar o canal de crédito implica distinguir as deslocações da função oferta de empréstimos das deslocações da função procura de empréstimos provocadas pelos choques da política monetária.

A nível empírico, a maior parte da literatura mais relevante tentou identificar o canal de crédito através da estimação de uma forma reduzida para o mercado do crédito, utilizando variáveis em primeiras diferenças (ou seja, variáveis estacionarizadas). No presente artigo defende-se que a abordagem de forma reduzida requer fortes restrições de identificação e não permite a estimação dos parâmetros relevantes. Em alternativa, sugerimos uma “abordagem estrutural” que consiste em estimar directamente a função oferta de empréstimos bancários, utilizando variáveis em níveis. Para esse efeito, recorreremos a técnicas muito recentes da co-integração com dados de painel.⁽¹⁾

A principal conclusão do presente artigo é que há evidência de um canal de crédito na transmissão da política monetária na economia portuguesa. Além disso os resultados sugerem que a importância deste canal é maior para os bancos menos capitalizados. Por outro lado, a dimensão e a liquidez não parecem ser características bancárias relevantes na determinação da importância do canal de crédito.

A parte restante do artigo está organizada do seguinte modo: a Secção 2 faz uma breve caracterização das principais alterações verificadas no sector bancário português durante as décadas de oitenta e de noventa; a Secção 3 descreve a abordagem seguida, que tem como objectivo a identificação e o cálculo do canal de crédito; a Secção 4 apresenta as conclusões empíricas para Portugal e a Secção 5 sintetiza as principais conclusões.

(1) Para pormenores técnicos, o leitor interessado poderá consultar Farinha e Marques (2001).

2. EVOLUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E DO SECTOR BANCÁRIO EM PORTUGAL DURANTE A DÉCADA DE NOVENTA

Desde o início da década de oitenta o sistema financeiro português passou por um processo de liberalização fundamental iniciado com a abertura do sector bancário à iniciativa privada em 1983.⁽²⁾ Neste período, foram também dados os primeiros passos para a eliminação dos controlos administrativos das taxas de juro e do crescimento do crédito. Além disso, as restrições explícitas à composição dos activos dos bancos foram retiradas e a segmentação das actividades bancárias imposta por lei foi gradualmente eliminada, culminando no estabelecimento da banca universal em 1992.

Num enquadramento substancialmente mais competitivo, o número de bancos aumentou de 14 em 1984 para 27 em 1989 e 58 em 1997.⁽³⁾ Tal como nos restantes países europeus, a competição internacional provocou várias ondas de aquisições, em especial após 1994. No entanto, o número de bancos continuou a aumentar, sendo a entrada de novos bancos fortemente dominada por instituições estrangeiras.

Outro passo importante na liberalização do sistema bancário português consistiu no processo de reprivatização iniciado em 1989, que transferiu gradualmente para a gestão privada a maior parte da actividade bancária. Desde 1993, as principais medidas relacionaram-se com a harmonização de procedimentos e regulamentos dentro da UE, nomeadamente as regras de adequação de capital.

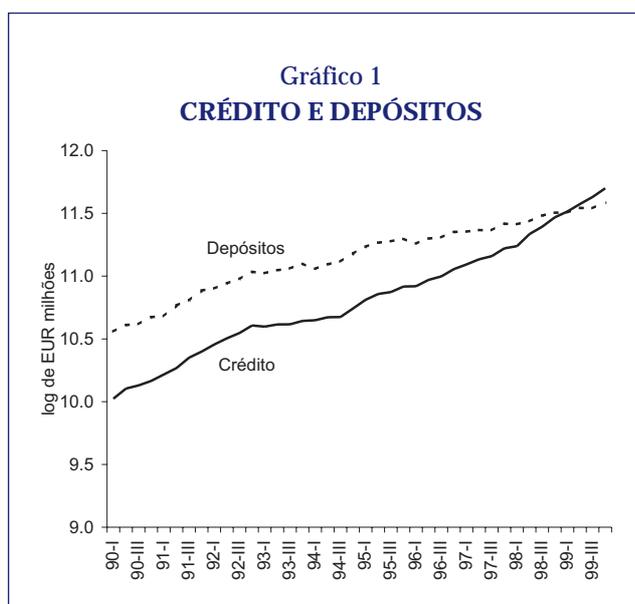
No âmbito da política monetária e cambial, após ter abandonado o regime de câmbios deslizando em Outubro de 1990, o escudo aderiu ao mecanismo de taxa de câmbio (MTC) europeu em Abril de 1992. Em Dezembro do mesmo ano, foram retiradas as restantes restrições aos fluxos de capitais internacionais.

A descida contínua da inflação desde o início da década de noventa e a estabilidade da taxa de câmbio após 1993 permitiram a redução sustentada das taxas de juro. O processo de convergência

(2) O estabelecimento de empresas de investimento privado, posteriormente transformadas em bancos de investimento, foi autorizado em 1979.

(3) Excluindo instituições cooperativas, cujo número é relativamente grande (160 em 1998), mas representam apenas perto de 3 por cento do total de activos das instituições de crédito.

Gráfico 1
CRÉDITO E DEPÓSITOS

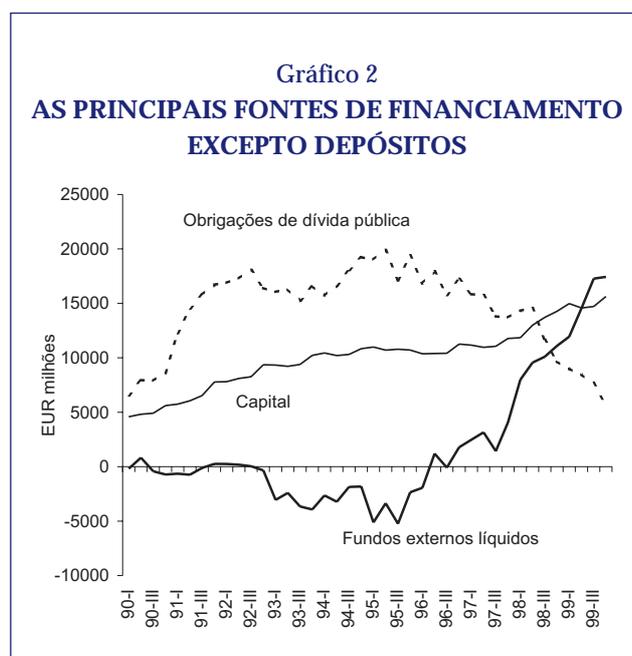


nominal aumentou as perspectivas de participação na UEM, o que, por sua vez, facilitou a estabilidade e a convergência das taxas de câmbio. Esta evolução reflectiu-se numa descida substancial do prémio de risco cambial do escudo desde meados de 1995.

A redução sustentada e significativa das taxas de juro nominais a curto e a longo prazo, sentida como permanente, reduziu as restrições de liquidez dos agentes económicos, contribuindo assim para o forte crescimento da procura de crédito observada neste período.

O Gráfico 1 mostra os valores trimestrais agregados da evolução dos empréstimos bancários concedidos aos sectores não financeiros privados da economia, assim como a evolução dos depósitos agregados detidos nos bancos pelos sectores privados não financeiros.⁽⁴⁾ Após a desaceleração observada no período de recessão entre 1992 e 1994, no período de 1995-1997 o crédito retomou a tendência ascendente do início da década de noventa (taxa de crescimento anual média em termos reais de 14 por cento neste período, em comparação com 16 por cento em 1991) e acelerou fortemente em 1998 e 1999 (taxa de crescimento anual

Gráfico 2
AS PRINCIPAIS FONTES DE FINANCIAMENTO EXCEPTO DEPÓSITOS



em termos reais de 24 por cento). Até 1994 os depósitos evoluíram em paralelo com o crédito, mas a partir de 1995/1996 apresentaram claramente uma taxa de crescimento bastante menor (5.2 por cento em termos reais durante o período 1995-1997 e 6 por cento em 1998/1999).

Esta evolução divergente entre o crédito e os depósitos resultou, por um lado, da eliminação dos controlos sobre os fluxos de capitais internacionais e, por outro, de uma redução significativa do risco cambial do escudo, o que possibilitou uma maior integração entre o mercado monetário português e o internacional.

O Gráfico 2 apresenta a evolução das principais fontes de financiamento dos bancos alternativas aos depósitos. É notória a coincidência entre o aumento da taxa de crescimento dos empréstimos e, por um lado, a descida das obrigações de dívida pública na carteira dos bancos e, por outro, o aumento dos fundos (líquidos) obtidos nos mercados monetários internacionais. Os bancos substituíram parcialmente o seu investimento em títulos de dívida pública por crédito concedido aos sectores privados não financeiros. Todo este processo ter-se-á iniciado em 1995 e acelerado em 1998. De facto, o peso dos títulos de dívida pública nos balanços dos bancos diminuiu significativamente de 19.5 por cento dos activos totais em 1992 para 5.7 por cento em 1998 (13.4 por cento em 1995).

(4) Os valores analisados nesta secção foram calculados a partir de dados não consolidados da amostra de 18 conglomerados bancários, para os quais podem ser obtidas séries consistentes ao longo do período 1990-1998. Em Dezembro de 1998, o crédito e os depósitos nestes 18 bancos atingiram 96 por cento e 98 por cento do total do crédito e dos depósitos, respectivamente. Esta é ainda a amostra dos bancos utilizada nos cálculos econométricos a seguir apresentados.

3. IDENTIFICAÇÃO DO CANAL DE CRÉDITO — UMA ABORDAGEM ALTERNATIVA

A nível empírico, na maior parte da literatura mais relevante tenta-se identificar o canal de crédito através da estimação da forma reduzida de um modelo para o mercado do crédito bancário, utilizando variáveis em diferenças (ver, por exemplo, Kashyap e Stein (1995), Favero *et al.* (1999)). A equação estimada é geralmente uma versão dinâmica (em diferenças) do modelo estático:

$$\ln(C/P)_t = \theta_0 + \theta_1 \ln y_t + \theta_2 \ln y_t z_{it} + \theta_3 r_t + \theta_4 r_t z_{it} + \theta_5 \pi_t + \theta_6 \pi_t z_{it} + \theta_7 z_{it} \quad [1]$$

em que $(C/P)_t$ representa os empréstimos bancários (em termos reais), y_t uma variável de escala (normalmente o PIB), π_t a taxa de inflação, r_t a taxa de juro da política monetária e z_{it} uma característica específica dos bancos (dimensão, liquidez ou capitalização).

Nesta abordagem, que designaremos de “abordagem da forma reduzida”, o facto de θ_3 estimado ser (significativamente) negativo e θ_4 estimado ser (significativamente) positivo é considerado evidência da existência do canal de crédito. A ideia é que se o efeito da política monetária sobre o crédito bancário é maior para os bancos mais pequenos, menos líquidos ou menos capitalizados, existe evidência do canal de crédito.

Neste artigo apresenta-se uma abordagem econométrica alternativa, partindo de um modelo IS/LM simples incluindo os mercados monetário e de crédito, tal como em Bernanke e Blinder (1988). Este modelo, em nossa opinião, permite uma melhor compreensão das restrições de identificação que estão subjacentes à equação da forma reduzida [1]. O modelo é composto por quatro equações: funções procura de moeda, oferta de moeda, procura de empréstimos e oferta de empréstimos. Por uma questão de espaço, ignoramos os pormenores do modelo e discutimos apenas a função oferta de empréstimos, que consiste no seguinte (abaixo de cada coeficiente está o sinal esperado correspondente, de acordo com a teoria económica):

$$\ln(C/P)_{it}^s = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln(D/P)_{it} + \alpha_{2i} \ln(D/P)_{it} z_{it} + \alpha_{3i} I_t + \alpha_{4i} \dot{I}_t + \alpha_{5i} \pi_t \quad [2]$$

A equação [2] considera que a oferta de empréstimos bancários, em termos reais, (C/P) , depende do nível do total de depósitos, em termos reais, detidos pelo sector privado nos bancos, (D/P) , da taxa de inflação, π_t , como uma medida de incerteza na economia, assim como das taxas de juro dos empréstimos, I_t , e das obrigações, \dot{I}_t .⁽⁵⁾ Os activos detidos pelos bancos sob a forma de obrigações são considerados substitutos dos empréstimos, detidos sobretudo por motivos de liquidez.

A hipótese nula $\alpha_1 \neq 0$ em [2] capta a ideia de que as carteiras de crédito dos bancos não estão imunes às alterações da política monetária, ou seja, às alterações dos depósitos provocadas pela política monetária. Esta hipótese desempenha um papel primordial na análise, dado constituir uma condição-chave para a existência do canal de crédito. Se os bancos pudessem substituir sem custos a perda de depósitos por outras fontes de fundos, tais como a emissão de certificados de depósitos ou de títulos de participação, ou ainda através da venda de títulos, esperaríamos que α_1 não fosse significativamente diferente de zero.

O termo $\alpha_2 \ln(D/P)_{it} z_{it}$ pretende captar a ideia de que as deslocações da curva da oferta provocadas pelas alterações da política monetária dependem de algumas características específicas dos bancos (dimensão, liquidez, capitalização, etc.) medidas por z_{it} . Em princípio, espera-se que $\alpha_2 < 0$ para que a amplitude das deslocações da oferta de empréstimos seja maior para bancos pequenos, menos líquidos ou menos capitalizados.

Para observarmos o modo como o canal de crédito funciona no modelo, suponhamos, por exemplo, que o banco central aumenta a taxa de desconto. Tal reduzirá a quantidade de equilíbrio de moeda na economia, ou seja, os depósitos no nosso modelo, através da interacção entre a oferta e a procura de moeda. Por sua vez, a queda dos depósitos detidos pelo sector privado nos bancos faz deslocar a função oferta de empréstimos para a esquerda, se $\alpha_1 > 0$ em [2]. Este mecanismo de transmissão adicional — a deslocação para a esquerda da oferta de empréstimos — é conhecido na literatura como o canal de crédito.

(5) Tal como será explicado mais à frente, esta função oferta pode ser justificada, em termos teóricos, no contexto de um banco que maximiza os lucros, no qual o montante de depósitos está fora do controlo do banco, sendo determinado pela política monetária do banco central.

O coeficiente α_3 também é importante, na medida em que determina a inclinação da curva da oferta. É óbvio que, para que a deslocação para a esquerda ocorra, a curva da oferta não pode ser horizontal. Por outras palavras, precisamos do pressuposto adicional de que α_3 em [2] é finito. Assim, para testar a existência do canal de crédito e avaliar a sua importância necessitamos estimar α_1 e α_3 na equação [2]. Quanto maior for α_1 (ou seja, quanto mais os bancos dependerem dos depósitos para se financiarem) e menor for α_3 mais importante será o canal de crédito.

Resolvendo o modelo para as quatro variáveis endógenas, obtém-se uma forma reduzida para o crédito bancário, muito parecida com a equação [1]. A partir dessa equação, é possível discutir as restrições que é necessário impor aos coeficientes das funções procura e oferta de moeda e de empréstimos necessárias para garantir que se podem tirar conclusões sobre a existência do canal de crédito a partir de uma forma reduzida como a equação [1].⁽⁶⁾

Na nossa opinião, algumas destas condições são muito restritivas. Por este motivo, seguiremos uma abordagem diferente que consiste em estimar directamente a curva da oferta [2]. Esta abordagem alternativa tem a vantagem de permitir a obtenção de estimativas directas dos coeficientes relevantes, o que não é o caso da abordagem de “forma reduzida”.

Parte-se do pressuposto que os depósitos, assim como a taxa de juro das obrigações, são exógenos a nível do banco, para podermos utilizar um “modelo estrutural” consistindo apenas numa equação para a procura de empréstimos e numa equação da oferta de empréstimos. O pressuposto da exogeneidade dos depósitos constitui provavelmente a principal limitação da nossa abordagem, mas esta é uma questão que precisa de ser mais investigada também a nível teórico.

Claro que este modelo também levanta uma questão de identificação e de estimação. Dado ser composto por apenas duas equações “estruturais” com variáveis I(1) o problema de identificação consiste em garantir que podemos distinguir a equação da oferta da equação da procura. Podemos discutir as restrições de identificação recor-

rendo à abordagem de cointegração. No âmbito da cointegração podemos considerar que o modelo de duas equações corresponde às relações de equilíbrio de longo prazo de um modelo VAR que cointegra duas equações com regressores exógenos. Neste contexto, é necessário pressupor que existem dois vectores simples de cointegração (um para a equação oferta e outro para a equação da procura) e que os regressores exógenos são eles mesmos não cointegrados (ver, por exemplo, Johansen (1995) e Pesaran e Shin (1998)). Neste caso, a condição de identificação requer a imposição de uma restrição em cada vector de cointegração (para além da condição de normalização). Esta restrição pode, evidentemente, ser uma restrição de nulidade do coeficiente, que consiste em excluir um regressor exógeno de cada equação. Por outras palavras, a ideia básica é que a curva da oferta de crédito está identificada, desde que a curva da procura inclua pelo menos uma variável explicativa que não conste da equação da oferta. Partindo do pressuposto de que os depósitos e a taxa de juro das obrigações são exógenos a nível do banco, verificamos que a curva da oferta [2] é identificada desde que partamos do pressuposto de que a curva da procura inclui uma variável de escala (PIB, por exemplo) como regressor adicional (por sua vez, a curva da procura será identificada porque a curva da oferta inclui $\ln(D/P)$ como regressor adicional exógeno).⁽⁷⁾

Consideremos agora a questão da estimação. Até ao momento, na literatura, os modelos empíricos que utilizam dados de painel foram estimados com variáveis em primeiras diferenças para contornar o problema potencial de não estacionaridade decorrente da dimensão temporal dos dados. No entanto, é sabido que na maioria dos casos esta abordagem não resolve o problema da inconsistência, em especial se o modelo estimado incluir efeitos específicos e variáveis endógenas desfasadas.⁽⁸⁾

Por outro lado, esta abordagem negligencia desde o início a possibilidade de uma relação entre os níveis das variáveis relevantes. Por outras pala-

(6) Para uma discussão mais aprofundada das restrições “de identificação” ver Farinha e Marques (2001).

(7) De notar que estas também seriam restrições de identificação se abordássemos a questão de identificação no contexto convencional com variáveis estacionárias (Ver Intrilligator *et al.* (1996) e Zha (1997)).

(8) Ver Alvarez e Arellano (1998) para uma resenha das propriedades assintóticas dos vários estimadores, em painéis dinâmicos, com regressores estacionários.

Quadro 1

RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO[3] (MÉTODO PFMOLS)

Regressores	(1)	(2)	Dimensão		Liquidez		Capitalização	
			(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(D/P)_t \ln$	0.615 (24.83)	0.721 (28.99)	0.676 (14.61)	0.49 (10.86)	0.633 (18.38)	0.717 (21.34)	0.409 (14.97)	0.713 (26.26)
$\ln(D/P)_t \cdot z_{it}$			0.156 (8.16)	0.049 (2.80)	-0.051 (-0.75)	0.027 (0.54)	-3.947 (-16.23)	-0.747 (-6.97)
$\ln(K/P)_t$	0.156 (3.00)		-0.525 (-10.11)		0.13 (2.74)		0.47 (7.89)	
$\ln(K/P)_t \cdot z_{it}$			-0.101 (-3.03)		0.022 (0.13)		6.462 (12.14)	
I_t	19.318 (15.00)	16.734 (12.96)	17.953 (16.14)	22.262 (18.91)	14.787 (12.1)	12.839 (10.34)	22.187 (18.01)	16.617 (12.4)
$I_t z_{it}$			0.523 (0.81)		101.926 (8.40)	111.513 (9.30)	24.639 (1.79)	
s_t	-15.905 (-11.85)	-14.442 (-10.77)	-11.767 (-10.22)	-16.11 (-13.24)	-11.835 (-9.55)	-10.801 (-8.59)	-17.096 (-13.63)	-13.595 (-10.08)
$s_t z_{it}$			-1.41 (-2.26)		-72.969 (-6.38)	-79.466 (-7.10)	13.953 (1.04)	
π_t	-2.504 (-2.24)	-1.114 (-1.02)	-7.538 (-7.66)	-6.476 (-6.45)	-0.47 (-0.45)	0.635 (0.61)	-5.114 (-4.70)	-3.069 (-2.76)
z_{it}			0.411 (5.04)	0.214 (3.55)	-8.213 (-13.27)	-9.005 (-14.26)	-6.589 (-5.15)	-0.444 (-1.32)
Restrição diferencial . .	(4.3)	(2.98)	—	(8.79)	—	—	—	(3.81)

Legenda:

Estatística t em parêntesis.

$\ln(D/P) = \log$ natural do total de depósitos deflacionado pelo índice de preços no consumidor.

$\ln(K/P) = \log$ natural do capital total deflacionado pelo índice de preços no consumidor.

I_t = taxa de juro dos empréstimos a longo prazo em decimais (empréstimos a 5 anos).

s_t = taxa de juro de curto prazo do mercado monetário português em decimais.

π_t = taxa de inflação em decimais (quartas diferenças do log IPC).

z_{it} = medida das características específicas dos bancos (dimensão, liquidez ou capitalização).

pequena, a correlação dos resíduos, assim como a endogeneidade de alguns dos regressores, poderá explicar estas diferenças.⁽¹³⁾ Por este motivo, apresentam-se e comentam-se apenas os resultados obtidos com o estimador PFMOLS.

As equações estimadas são apresentadas no Quadro 1. Por baixo de cada coeficiente está a estatística t que tem uma distribuição assintótica normal. Para cada equação foram efectuados vários testes de cointegração. A hipótese nula de existência de uma raiz unitária nos resíduos foi sempre rejeitada, de forma que todas equações apresentadas no Quadro 1 são relações de cointegração válidas.

A coluna 1 apresenta os resultados da especificação básica [3]. É óbvio que todos os coeficientes são estatisticamente significativos e exibem o sinal esperado para uma função de oferta de empréstimos. Apesar de os coeficientes estimados de I_t e s_t

s_t não parecerem muito diferentes em termos absolutos, a hipótese nula de que são iguais em magnitude é estatisticamente rejeitada. Na verdade, as estatísticas t para esta restrição são sempre maiores do que dois (ver última linha do Quadro 1).

Dado que o coeficiente de $\ln(D/P)$, α_1 , é significativamente positivo e o coeficiente de I_t , α_3 , finito, concluímos haver evidência de que existe um canal de crédito na transmissão da política monetária em Portugal.

(13) As propriedades específicas do estimador FMOLS explicam provavelmente as diferenças dos resultados. Por exemplo, é sabido que o estimador POLS é consistente, mas não superconsistente, se os regressores estiverem relacionados com os resíduos e pode apresentar enviesamentos substanciais em amostras finitas. Os resultados de simulação mostram ainda que o estimador PCOLS não melhora significativamente relativamente ao POLS simples (ver, por exemplo, Baltagi e Kao (2000)). Pelo contrário, o PFMOLS é superconsistente, mesmo quando os regressores estão relacionados com os resíduos.

Comparando os resultados das colunas (1) e (2), vemos ainda que a conclusão sobre a existência do canal de crédito não depende da regressão calculada incluir ou não o capital dos bancos como regressor adicional.

Os restantes resultados de regressão apresentados no Quadro 1 resultam da inclusão de termos interactivos na regressão. Estes termos combinam as variáveis explicativas da equação básica com três características específicas dos bancos, normalmente vistas como importantes fontes potenciais da heterogeneidade dos bancos: dimensão, liquidez e capitalização. Estas três variáveis são indicadas por z_{it} no Quadro 1. No caso da dimensão e da capitalização a variável z_{it} é medida pelas diferenças face à média em cada período temporal, ou seja,

$$z_{it} = x_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} = x_{it} - \bar{x}_t \quad [4]$$

em que x_{it} representa a *log* dos activos totais, como medida da dimensão, e o rácio de capital, como indicador de capitalização. Ao definir dimensão e capitalização deste modo asseguramos que a variável z_{it} capta os efeitos diferenciais puros. No caso da liquidez, a variável z_{it} é medida pela diferença face à média de cada banco, ou seja,

$$z_{it} = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} = x_{it} - \bar{x}_i \quad [5]$$

em que x_{it} representa o rácio de liquidez como medida da liquidez do banco.⁽¹⁴⁾ Esta definição permite-nos ter em conta a existência de períodos de liquidez excedentária geral (positiva ou negativa) para o conjunto do sector bancário, o que deverá ter sido o caso do sistema bancário português durante a maior parte do período amostral.

Consideremos agora o modelo da coluna (3) do Quadro 1. O facto de o coeficiente em $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ ser positivo significa que o coeficiente dos depósitos é menor para os bancos pequenos e, portanto, no caso português a oferta de empréstimos dos bancos pequenos depende menos dos depósitos do que a dos grandes bancos. Por outras palavras, tudo o resto constante, poderíamos concluir que o canal de crédito é menos importante para os bancos pequenos. No entanto, na Secção 3

(14) Uma discussão da equação [5] é apresentada em Farinha e Marques (2001).

verificámos que para avaliar a importância relativa do canal de crédito bancário necessitamos não só de observar o coeficiente dos depósitos, mas também o coeficiente da taxa de juro dos empréstimos. Assim, nos resultados do Quadro 1, para avaliar a magnitude relativa do canal de crédito para dois bancos diferentes, devemos observar quer o coeficiente de $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ quer o coeficiente de $l_t z_{it}$, dado que o efeito de uma descida do coeficiente dos depósitos poderá ser compensado por um aumento do coeficiente da taxa de juro dos empréstimos e vice-versa.

Uma vez que os coeficientes dos termos de interacção $l_t z_{it}$ e $s_t z_{it}$ são ambos estatisticamente não diferentes de zero, podemos sem dúvida concluir que os bancos pequenos portugueses dependem menos dos depósitos do que os grandes bancos ou, por outras palavras, que o canal de crédito bancário parece ser menos importante para os bancos pequenos.⁽¹⁵⁾ Este resultado no entanto não surpreende no caso português. Portugal é um país pequeno com um número de bancos não muito grande, onde mesmo os bancos mais pequenos são suficientemente grandes para não serem discriminados no acesso aos mercados de financiamento.

As colunas (5) e (6) apresentam os modelos em que se considera a liquidez como a característica específica relevante. O primeiro ponto importante a assinalar é que o coeficiente de $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ e o de $\ln(K/P)_{it} z_{it}$ não são estatisticamente diferentes de zero. O facto de o coeficiente de $\ln(K/P)_{it} z_{it}$ ser zero significa que, no caso português, a dependência dos bancos face aos depósitos não varia com o rácio de liquidez dos bancos.⁽¹⁶⁾ Por outro lado, acontece que o coeficiente da taxa de juro dos empréstimos é menor para os bancos menos líquidos⁽¹⁷⁾ (dado que o coeficiente de $l_t z_{it}$ é positivo), o que significa que a curva da oferta é menos inclinada, reduzindo a importância do canal de crédito para os bancos menos líquidos. Este resultado contra-intuitivo não é, no entanto, surpreendente, porque os bancos portugueses apresentaram um rácio

(15) De notar que o coeficiente de $\ln(K/P)$ na coluna (3) tem o sinal errado, mas a conclusão acima apresentada mantém-se para o modelo na coluna (4), o qual foi estimado depois de excluir $\ln(K/P)_{it}$ e $\ln(K/P)_{it} z_{it}$ e depois de verificar que os coeficientes em $l_t z_{it}$ e $s_t z_{it}$ continuavam estatisticamente não diferentes de zero. No entanto, na coluna (4) o coeficiente estimado de $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ é muito mais pequeno e a estatística *t* não é muito elevada em termos relativos.

de liquidez elevado no início do período amostral devido à existência de limites de crédito e de rácios mínimos obrigatórios de detenção de dívida pública. Além disso, existe também alguma evidência de que o conjunto do sistema bancário terá funcionado em condições de liquidez excedentária global durante a maior parte do período amostral. Deste modo, os coeficientes de $l_t z_{it}$ e de $s_t z_{it}$ podem aparecer significativamente diferentes de zero por estarem a captar os efeitos de uma quebra de estrutura que teria ocorrido no período, como veremos mais adiante. Em geral, neste caso, poder-se-á concluir que a liquidez dos bancos portugueses não desempenhou o papel de um “escudo” contra os choques da política monetária durante a década de noventa.

As colunas (7) e (8) apresentam os dois modelos estimados com o rácio de capitalização como variável de interação. Neste caso temos o coeficiente de $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ negativo e os coeficientes de $l_t z_{it}$ e $s_t z_{it}$ iguais a zero, podendo concluir com segurança que o canal de crédito parece ser mais importante para os bancos menos capitalizados.

Evidentemente, estas conclusões são válidas apenas no pressuposto de que os modelos estimados no Quadro 1 são estáveis. Mas se observarmos de novo os Gráficos 1 e 2 conclui-se que durante 1996 e 1997 a taxa de crescimento de crédito ultrapassou largamente a taxa de crescimento dos depósitos ao mesmo tempo que os bancos procuraram financiar-se através de formas alternativas aos depósitos, em particular nos mercados monetários internacionais. Este facto levanta a questão de saber se as conclusões se mantêm quando se admite a existência de uma quebra estrutural nos últimos dois anos da amostra.

Para investigar esta questão “interagimos” as variáveis da especificação básica (3) com uma variável *dummy*, que é zero para os primeiros seis anos de dados (1990/1 a 1995/4) e igual a 1 para

os dois últimos anos da amostra (1996/1 a 1997/4).

Os resultados obtidos sugerem fortemente a existência de uma quebra estrutural que terá ocorrido nos últimos dois anos da amostra, dado que os coeficientes das variáveis interactivas (com a variável *dummy*) são em geral significativamente diferentes de zero. No entanto, saliente-se que todas as conclusões relevantes tiradas do Quadro 1 permanecem válidas. Em particular, conclui-se de qualquer forma que a dependência dos bancos face aos depósitos não varia com o rácio de liquidez do banco e que o canal de crédito é mais importante para os bancos menos capitalizados.⁽¹⁸⁾

5. CONCLUSÕES

No presente artigo investiga-se a existência de um canal de crédito utilizando dados trimestrais dos balanços dos bancos portugueses para o período de 1990-1997. Este canal de transmissão funciona através de deslocações da função oferta de empréstimos provocadas pela redução dos depósitos bancários na sequência de um choque da política monetária restritiva.

Ao contrário das abordagens anteriores, que recorriam basicamente a equações (dinâmicas) da forma reduzida para o crédito bancário, utilizando variáveis em diferenças, o presente artigo propõe uma abordagem alternativa, estimando directamente uma função oferta de empréstimos com as variáveis em níveis e explorando assim resultados recentes de cointegração para dados de painel não estacionários.

Concluimos que existe um canal de crédito na economia portuguesa e que a importância deste canal é maior para os bancos menos capitalizados. A dimensão, tal como a liquidez, não parecem ser características relevantes para determinar a importância do canal de crédito bancário.

(16) De notar que esta conclusão depende do facto de a variável liquidez ser definida como em [5]. Se preferirmos definir liquidez como em [4] o coeficiente de $\ln(D/P)_{it} z_{it}$ aparece significativamente diferente de zero e negativo. Este resultado mostra que o modo como o z_{it} é definido é importante para a análise empírica.

(17) De notar que um banco ilíquido é aquele para o qual o rácio de liquidez corrente está abaixo do rácio de liquidez média da amostra.

(18) Para uma discussão aprofundada dos resultados, ver Farinha e Marques (2001).

REFERÊNCIAS

- Alvarez, J. e Arellano, M, (1998), “The time series and cross-section asymptotics of dynamic panel data estimators”, *mimeo*;
- Baltagi, B.H. e C. Kao, (2000), “Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey”, em *Advances in Econometrics*, Vol. 15, “Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels”, editado por B.D. Baltagi;
- Banerjee, A., (1999), “Panel data unit roots and cointegration: an overview”, *Oxford Bulletin of economics and Statistics*, special issue, 607-629;
- Bernanke, B. S. e Blinder A. S, (1988) “Credit, money, and aggregate demand”, *The American Economic Review*, Vol.78, No.2, 435-439;
- Bernanke, B. S. and Gertler M., (1995) “Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, N.º 4, 27-48;
- Binder, M., C. Hsiao e M.H. Pesaran, (2000), “Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration”, *mimeo*;
- Chiang, M-H. e C. Kao, (2001), “Nonstationary panel time series using NPT 1.2 - A user guide”, Center for Policy Research, Syracuse University;
- Courakis, A. S., (1988), “Modelling portfolio selection”, *The Economic Journal*, 98, 619-642;
- Farinha, Luísa, Marques, Carlos R., (2001), “The bank lending channel of monetary policy: identification and estimation using Portuguese micro bank data”, *Documento de Trabalho do BCE* N.º 102;
- Favero, Carlo A., Giavazzi, F. e Flabi, L. (1999), “The transmission mechanism of monetary policy in Europe: evidence from banks’ balance sheets”, *Documento de Trabalho NBER* 7231;
- Intrilligator, M., Bodkin, R., Hsiao C., (1996), “Econometric models, techniques and applications”, Prentice-Hall International, Inc.;
- Johansen S., 1995, “Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration”, *Journal of Econometrics*, 69, 111-132;
- Kao, C. e M-H. Chiang, (2000), “On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data”, em *Advances in Econometrics*, Vol. 15, “Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels”, editado por B.D. Baltagi;
- Kashyap, A. K. e Stein, J. C., (1995), “The impact of monetary policy on bank balance sheets”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, 151-195;
- Pedroni, P., (1996), “Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity”, *Documento de Trabalho*, Department of Economics, Indiana University;
- Pesaran, M. H. e Y. Shin, (1995), “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 68, 79-113;
- Pesaran, M. H. e Ron P. Smith, (1998), “Structural analysis of cointegrating VARs”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 123, N.º 5, 471-505;
- Pesaran, M.H., Y. Shin e R.P. Smith, (1999), “Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, N.º 446, 621-634;
- Phillips, P.C.B. e H. R. Moon, (1999), “Linear regression limit theory for nonstationary panel data”, *Econometrica*, Vol. 67, N.º 5, 1057-1111;
- Phillips, P.C.B. e H. R. Moon, (2000), “Nonstationary panel data analysis: an overview of some recent developments”, *Econometric Reviews*, 19 (3), 263-286;
- Stein, J. C., (1998), “An adverse-selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 29, N.º 3, 466-486;
- Zha, T., (1997), “Identifying monetary policy: a primer”, *Economic Review*, Federal Bank of Atlanta, segundo trimestre;