

Mendonça, Mário Jorge; Sachsida, Adolfo

Working Paper

Identificando a demanda e a oferta de crédito bancário no Brasil

Texto para Discussão, No. 1837

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Mendonça, Mário Jorge; Sachsida, Adolfo (2013) : Identificando a demanda e a oferta de crédito bancário no Brasil, Texto para Discussão, No. 1837, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91406>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1837

TEXTO PARA DISCUSSÃO

IDENTIFICANDO A DEMANDA E A OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL

Mário Jorge Mendonça
Adolfo Sachsida

IDENTIFICANDO A DEMANDA E A OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL

Mário Jorge Mendonça*
Adolfo Sachsida*

* Técnicos de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: mario.mendonca@ipea.gov.br. Adolfo Sachsida: sachsida@hotmail.com.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**
Renato Coelho Baumann das Neves

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**
Rogério Boueri Miranda

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2013

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: E31; E52; E62; C32.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 O CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO	9
3 PRINCIPAIS MUDANÇAS NO MERCADO DE CRÉDITO DESDE 2002	15
4 MODELO DE DEMANDA E OFERTA DE CRÉDITO	18
5 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO E RESULTADOS	21
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	27
REFERÊNCIAS	28
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR	32

SINOPSE

Este estudo tem como objetivo estimar o sistema de oferta e demanda de crédito bancário no Brasil. O entendimento de como se dá o equilíbrio neste mercado é fundamental, pois somente assim é possível avançar na discussão sobre a importância do canal de crédito. Com base no emprego de dados agregados, entre junho de 2000 e agosto de 2012, para os segmentos de crédito de pessoa física (PF) e pessoa jurídica (PJ) pode-se observar os seguintes resultados. Primeiro, a demanda por crédito é pró-cíclica, reagindo negativamente ao desemprego e positivamente ao PIB. Segundo, a elasticidade-preço da demanda para PJ é maior do que a obtida para PF, corroborando o fato de que as empresas podem dispor de outras fontes de financiamento. Em terceiro lugar, não foi possível determinar a curva de oferta de crédito para PF. Este fato parece indicar que não existe causalidade reversa, no sentido de que nesta categoria a demanda não exerce impacto sobre a taxa de empréstimo. Em quarto lugar, observam-se os sinais esperados para a inadimplência, a taxa de captação, e inflação nas funções de oferta de crédito em ambos os segmentos. Por fim, constata-se que a introdução do crédito consignado no segmento de PF fez cair o custo do empréstimo.

Palavras-chave: demanda e oferta de crédito; canal do crédito bancário; bolha de crédito; endogeneidade; método de variáveis instrumentais; método de três estágios.

ABSTRACTⁱ

This study aims to estimate the system of bank credit demand and supply in Brazil. Understanding how the balance is established in this market is the key to know the importance of the credit channel. Based on the aggregated data from June 2000 to August 2012 not only for firms but also for individuals we founded the following results. First, credit demand is pro-cyclical, reacting negatively to the unemployment and positively to GDP. Second, the price elasticity of demand for firms is higher for firms than for individuals, corroborating the fact that companies may have other sources of funding. Thirdly, it was not possible to determine the bank credit supply to individuals. This fact seems to indicate that there is no reverse causality in the personnel credit in the sense that, for this segment, the credit demand has no effect on the loan rate. Fourth,

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

we observe the expected signs into default, the cost of funding and inflation in credit supply function in both segments. Finally, it appears that the introduction of payroll loans on personnel credit brought down the cost of the loan.

Keywords: credit demand and supply; bank lending channel; balance sheet channel; endogeneity; method of instrumental variables; method of three stages.

1 INTRODUÇÃO

O debate acerca do efeito da política monetária parece suscitar pouca discordância entre os economistas, pelo menos se a ênfase recai na análise do que ocorre no curto prazo (Romer e Romer, 1990; Bernanke e Blinder, 1992; Christiano, Eichenbaum e Evans, 1999; *inter alia*). Entretanto, permanece controverso o mecanismo pelo qual o canal de transmissão da política monetária se efetua. Tal canal de transmissão não costuma ser definido de um único modo, retratando formas distintas pelas quais o efeito de um choque de política monetária é transmitido para o restante da economia (Taylor, 1995; Metzler, 1995). Conforme ressalta Mishkin (1995, 1996), os mecanismos tradicionais associados ao canal de transmissão da política monetária não são suficientes para explicar o modo como as variáveis macroeconômicas reagem a alterações da política monetária. Sendo assim, é necessário identificar outros mecanismos subjacentes ao canal de transmissão desta política.

Uma linha de pesquisa que tem recebido considerável atenção se concentra em estudar os canais de transmissão do crédito bancário. Para Bernanke e Gertler (1995), o canal do crédito bancário não deve ser entendido como um canal diferenciado, mas como um conjunto de fatores que amplificam e propagam uma alteração na taxa de juros. A preocupação com o canal do crédito bancário ganhou força com a recente crise americana. Alguns analistas atribuem a origem da crise à expansão exagerada do crédito bancário, decorrente da manutenção da taxa básica de juros num patamar baixo por um período de tempo prolongado. Isto aliado ao direcionamento do crédito para o setor imobiliário teria gerado a bolha imobiliária, comumente associada ao segmento *subprime*.¹

No Brasil, o mercado de crédito ganhou grande impulso com a estabilização da economia decorrente do Plano Real. Com o controle da inflação foi possível estabelecer um mercado de crédito para investimentos com perfil de financiamento de prazos mais longos. Importantes mudanças institucionais, a partir do ano de 2000, criaram

1. Existe a ideia disseminada de que os títulos *subprime* foram os responsáveis pela crise no mercado imobiliário americano de 2008. Ignora-se o fato de que 51% dos títulos inadimplentes pertenciam ao segmento *prime* sendo que a variação da inadimplência neste mercado foi de 488% enquanto no segmento *subprime* foi de 200%. Isso não significa dizer que historicamente o nível de inadimplência no mercado *subprime* fosse maior, o que em condições normais é o que prevalece. Deve-se ter em mente, que o grau de inadimplência era até então muito baixo no segmento *prime*. Ressalta-se ainda que o aumento na inadimplência aconteceu de modo muito rápido. A escalada se iniciou no terceiro semestre de 2006 alcançando o pico ao final de 2007 (Leibwitz, 2008, p. 19).

condições mais seguras para o florescimento de tais atividades, como foi o caso do setor imobiliário, assim como permitiu maior acesso ao crédito para pessoas físicas (PFs). Isso em conjunto com a redução da taxa básica de juros possibilitou mudanças significativas no perfil do crédito bancário no Brasil. Mudanças essas ligadas não apenas a uma significativa queda do *spread* bancário como também ao crescimento sem precedentes do volume negociado de crédito no Brasil.²

No Brasil, semelhante ao que aconteceu nos Estados Unidos, ocorreu uma rápida expansão do crédito imobiliário – que é uma das mais importantes vertentes do crédito direcionado da economia brasileira. Tal expansão foi desencadeada pela conjunção de dois fatores. Primeiro, a intensificação de medidas de incentivo para aquisição da casa própria, sobretudo para os setores de renda baixa e média. Segundo, a queda da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) num patamar sem precedentes mesmo quando o processo inflacionário se acelera. Para alguns economistas isso pode estar contribuindo para a formação de uma bolha especulativa no mercado imobiliário (Mendonça e Sachsida, 2012). Naturalmente, não com as graves consequências verificadas na economia americana, tendo em vista que a participação do crédito imobiliário em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) no Brasil não é tão expressiva quanto era nos Estados Unidos.³

Um ponto que merece destaque diz respeito ao entendimento do equilíbrio no mercado de crédito no Brasil. Equilíbrio de mercado refere-se à determinação das funções de oferta e demanda. Assim sendo, quando se faz referência ao volume total de crédito e à taxa média negociada, está-se falando da quantidade e do preço de equilíbrio desse mercado. Como assinalam Bernanke e Gertler (1995), com exceção de certas circunstâncias, o crédito não se configura como uma força exógena.⁴ A condição creditícia deve ser considerada como um fator endógeno, influenciando na resposta dinâmica de uma mudança na política monetária. Diferentemente dos agregados monetários que são pró-cíclicos, existe certa evidência de que os agregados de créditos seguem um movimento contrário ao ciclo de negócios, o que pode estar relacionado a um desejo de suavização das trajetórias de consumo e produção por parte das famílias e das firmas, que usariam o crédito para amenizar o efeito adverso do ciclo econômico sobre a renda.

2. Isso considerando tanto o segmento de recursos livres como o crédito direcionado.

3. Nos Estados Unidos esta relação é de 72,7% enquanto no Brasil ela atinge o patamar de 5,1% do PIB.

4. Da tradução de *primitive driving force*.

Este estudo tem por objetivo estimar a demanda de crédito no Brasil. Para a economia brasileira, Coelho *et al.* (2012) tentam identificar a demanda e a oferta de crédito resolvendo o problema da simultaneidade por meio da identificação por heterocedasticidade (Rigobon, 2003). Estes autores mostram que a demanda por crédito por parte das empresas para capital produtivo é elástica, enquanto a demanda por crédito para consumo é razoavelmente inelástica. Neste trabalho chegou-se a conclusão semelhante, ao se verificar que de fato a elasticidade-preço da demanda para pessoa jurídica (PJ) é maior que aquela obtida para PF. Pode-se constatar que a demanda por crédito é pró-cíclica, reagindo negativamente ao desemprego e positivamente ao PIB. Chama a atenção ainda que não se conseguiu determinar a curva de oferta de crédito para pessoa física. Este fato parece indicar que não existe causalidade reversa no sentido de que nesta categoria a demanda não tem efeito sobre a taxa de empréstimo.

Este estudo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 analisa os pormenores do canal de crédito bancário. A seção 3 identifica as principais mudanças ocorridas no mercado de crédito a partir de 2000. Na seção seguinte apresentam-se o modelo econométrico e a estratégia de identificação adotada para a determinação das funções de demanda e oferta de crédito no Brasil. Na seção 5, com base nos resultados obtidos, empregamos o modelo de mudança de regime para estimar a equação do *spread* bancário. As considerações finais são apresentadas na seção 6.

2 O CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO

De acordo com a visão tradicional, a maneira pela qual a política monetária afeta a atividade econômica deve-se ao fato de que uma alteração na taxa de juros de curto prazo afeta o custo do capital, alterando o custo dos bens duráveis tais como capital fixo, residencial, e estoques. O problema dessa teoria é que os estudos empíricos obtiveram pouca evidência de que isso aconteça de fato. Além da fraca evidência do efeito da política monetária sobre o custo do capital, observa-se que o impacto sobre a taxa de juros de longo prazo, que decorre de uma mudança na taxa de curto prazo, é pouco relevante, o que é intrigante, dado que é a taxa de juros de longo prazo que mais importa na decisão sobre investimento. Embora os modelos econométricos usados para análise de um choque de

política monetária identifiquem alguns dos fatos estilizados mais importantes,⁵ eles não são capazes de identificar os efeitos na cronologia, magnitude e composição.⁶

O desafio de explicar esses dois fenômenos criou espaço para que se imaginasse a existência de certas fricções, decorrentes de fatores relacionados à informação imperfeita ou ao custo de imposição de um contrato, que podem ter influência no *modus operandi* do mercado de crédito. Tais fricções alterariam o comportamento das instituições financeiras provocando efeito na transmissão da política monetária, o que explicaria grande parte do denominado prêmio de financiamento externo (PFE), definido como a diferença entre o custo de captação de terceiros e o custo de oportunidade de obter recursos internamente. Entretanto, como ressalta Graeve (2008), uma dificuldade inerente aos trabalhos empíricos que analisam o canal do crédito é que o PFE é uma variável não observável.

Bernanke e Gertler (1995) identificam dois mecanismos distintos pelo qual o canal de crédito interfere na propagação de um choque de política monetária. São eles: *i*) o canal de empréstimo; e *ii*) o canal dos balanços contábeis (ou canal de riqueza líquida). Esta explicação destaca o fato de que problemas de seleção adversa e risco moral deterioram o resultado dos balanços das empresas, reduzindo sua capacidade de obter financiamento externo. Esta redução no crédito implica redução de seus investimentos e, conseqüentemente, leva a uma diminuição da demanda agregada.

2.1 O canal (mecanismo) dos balanços contábeis

O canal, ou mecanismo, do balanço contábil tem como fundamento o fato de que o PFE depende da posição financeira do devedor. Assim, quanto maior sua riqueza líquida (definida como a soma dos ativos de maior liquidez e bens que podem ser usados como

5. De acordo com Bernanke e Gertler (1995) são quatro os fatos estilizados identificados no vetor autorregressivo (VAR) estrutural decorrentes de um choque contracionista de política monetária. Primeiro, o efeito na taxa de juros é transitório, seguido por uma queda sustentada do PIB real e do nível de preços. Segundo, a demanda final cai rapidamente devido ao choque sendo que a produção segue essa queda com certa defasagem. Isso implica que no curto prazo os estoques irão aumentar. Por fim, os estoques se ajustam levando a um desinvestimento que responde por grande parte da queda total do PIB. Terceiro, observa-se uma queda rápida e acentuada no investimento residencial com o dispêndio em bens de consumo (duráveis e não duráveis) acompanhando de perto. Em quarto lugar, o investimento em capital fixo declina em decorrência de um choque monetário com defasagem superior àquela observada no investimento residencial e de bens duráveis.

6. Entende-se aqui por composição o efeito sobre os diversos componentes do produto relacionados ao capital fixo.

colaterais) menor o PFE. Uma mudança na condição dos balanços contábeis deve afetar as decisões de dispêndio e investimento. Existe uma ampla literatura teórica e empírica que argumenta a existência de um movimento endogenamente pró-cíclico na condição dos balanços das empresas, e que isso ajuda a propagar o ciclo de negócios, fenômeno conhecido como acelerador financeiro (Bernanke, Gertler e Gilchrist, 1999). O canal do balanço contábil ocorre pelo fato de que um choque de política monetária é capaz de alterar a posição financeira das empresas de forma direta e indireta. No primeiro caso, isso acontece porque um choque monetário contracionista aumenta tanto as despesas de juros como a dívida de curto prazo das empresas. Além disso, o aumento dos juros reduz o valor dos ativos que podem ser tomados como colateral. Existe evidência de que a queda no valor das ações, em muitas economias industriais no final dos anos 1980, foi causada pelo aumento da taxa de juros. A redução no preço das ações teria diminuído a capacidade de obtenção de crédito e, por consequência, contribuído para o aprofundamento da recessão (Borio, Kennedy e Prowse, 1994).

Uma política monetária recessiva também pode, por uma via indireta, ter impacto sobre a condição financeira das empresas. Afinal, a retração da atividade econômica conduz a uma queda na receita das empresas. Existe certa evidência de que a política monetária afeta a posição financeira dos devedores. Uma medida simples e útil de se obter a condição financeira é a razão de cobertura, que é definida como a razão entre o pagamento de juros pelas instituições não financeiras e a soma de pagamentos de juros e de lucros. Esse indicador apresenta uma correlação muito alta com a taxa de juros para a economia americana. Galati (1994), utilizando a metodologia VAR estrutural, mostra que um choque de política monetária afeta negativamente vários dos componentes do fluxo de caixa das empresas. Gertler e Bernanke (1993, 1994), por sua vez, mostram que existe uma resposta diferenciada entre grandes e pequenas firmas em virtude da política monetária. Grandes empresas possuem mais facilidade de obtenção de crédito em relação às menores na fase recessiva do ciclo econômico, ajustando com menos velocidade o nível de produção e emprego que as firmas menores. Resultado semelhante aparece em Oliner e Rudebusch (1994).

2.2 O canal (mecanismo) de empréstimo

O canal de empréstimo é definido como sendo a mudança no nível de oferta de crédito bancário ocorrido devido a um choque de política monetária (Bernanke e Blinder, 1988; Bernanke e Gertler, 1995; Kashyap e Stein, 1994, 1995). No caso de um choque

contracionista, a redução do nível de reservas restringe os depósitos bancários, afetando a capacidade de emprestar dos bancos. A redução do crédito bancário aumenta o prêmio a ser pago pelas empresas que dependem de financiamento externo. Conseqüentemente, o nível de investimento é reduzido, o que afeta negativamente o crescimento da economia (Bernanke e Gertler, 1995). Isso prejudicaria mais as pequenas e médias empresas, pois as grandes corporações podem substituir o financiamento bancário com maior facilidade, tanto por uso do capital próprio como por emissão de ações ou debêntures.

Bernanke e Blinder (1988) identificam *duas condições* para existência do canal de empréstimos dos bancos. A *primeira condição* assinala que deve haver empresas que dependem de empréstimos bancários, a tal ponto que seria custoso para elas substituir tais empréstimos. A *segunda condição* requer que o banco central deva ser capaz de modificar o suprimento de fundos para empréstimos por meio da política monetária. A condição pela qual o Banco Central do Brasil (BCB) consegue modificar a oferta de crédito bancário, com base na política monetária, é controversa. Isto porque, quando a autoridade monetária efetua um choque de contração monetária, ocorre uma redução na capacidade do sistema bancário, pois o volume de reserva bancária se reduz. Contudo, o banco comercial pode se utilizar de outras formas de financiamento, como é o caso dos Certificados de Depósitos (CDs). Assim, para a segunda condição ser válida, os bancos comerciais não podem considerar os depósitos segurados e outras formas de financiamento como perfeitos substitutos, posto que isso permite que eles compensem completamente a redução dos depósitos.

Alguns estudos empíricos procuram encontrar evidência acerca da hipótese do canal de empréstimo. Bernanke e Blinder (1992) a partir de dados agregados mostram que um choque monetário contracionista, representado por um aumento na taxa básica de juros, é seguido da redução do nível agregado dos empréstimos bancários. Tal resultado é consistente com a existência do canal de empréstimos do banco, mas também pode admitir outra interpretação. Conforme foi colocado, o que se observa é o equilíbrio no mercado de crédito, ou seja, a interação entre a demanda e a oferta de crédito. Portanto, tal redução pode ser causada pela diminuição da demanda por empréstimos, e não no fluxo de suprimento do crédito bancário. Na verdade, a margem para essa outra explicação decorre do fato de que o modelo não está bem especificado em termos do equilíbrio.

Kashyap e Stein (1994) testam a primeira condição apontada por Bernanke e Blinder (1992), onde não pode haver substituição perfeita entre empréstimos bancários e outras formas de financiamento. Assim, o teorema de Modigliani e Miller (1958) deve falhar pelo menos no que se refere às firmas, de modo que elas sejam incapazes de compensar a redução da oferta de empréstimos dos bancos com outras formas de financiamento. Com base em dados agregados, Kashyap, Stein e Wilcox (1993) mostram que uma contração monetária altera a composição do financiamento externo das empresas. Há um aumento da emissão de notas promissórias, e uma redução total de empréstimos bancários. Segundo os autores, esse resultado implica uma redução no suprimento de empréstimos, mas não na demanda por eles, o que é consistente com a existência do canal de empréstimos dos bancos. Além disso, os autores observaram que as mudanças na composição financeira externa das empresas afetam o nível de investimento. O resultado mostra que empréstimos bancários e outras formas de financiamento externo não são substitutos perfeitos.

Por outro lado, alguns autores argumentam que os resultados encontrados por Kashyap, Stein e Wilcox (1993) podem ser explicados por outros motivos. Na fase recessiva do ciclo econômico, as empresas maiores apresentam uma melhor performance que as menores, ou pelo menos procuram manter o nível de atividade. Tais empresas aumentam, comparativamente às menores, a emissão de notas promissórias mantendo o nível de financiamento bancário sem que ocorra uma redução dos empréstimos. Este tipo de problema não é captado em estudos com dados agregados porque eles não levam em consideração as características individuais dos agentes.⁷ Também o tamanho dos bancos tem efeito sobre o nível de empréstimo quando ocorre um choque monetário. De acordo com Kashyap e Stein (2000) um choque de política monetária afeta mais o nível de empréstimos dos bancos pequenos que naturalmente possuem menor liquidez.

A hipótese do canal de empréstimo também tem sido estudada no Brasil. Usando dados desagregados de empresas Takeda, Rocha e Nakane (2005) analisam o canal de empréstimo dos bancos. Eles utilizaram os balanços dos bancos comerciais de dezembro de 1994 até dezembro de 2001, considerando como instrumento de política monetária não apenas a taxa básica de juros, mas também o nível de reservas requerido relativo aos depósitos bancários. Seus resultados sugerem que o impacto dos depósitos

7. Ver Bernanke e Gertler (1995), Hubbard (1995) e Kashyap e Stein (2000).

compulsórios é relevante, e ocorre com maior intensidade no caso dos grandes bancos. Tal fato pode ser explicado pela natureza progressiva dos depósitos compulsórios. Com relação à taxa de juros, uma mudança nesta variável apresenta pouco impacto para os bancos pequenos. Concluem assim pela evidência de que o canal de empréstimos bancários teve importância durante o período analisado.

Ainda para o Brasil, Graminho e Bonomo (2002) testaram a existência de canal de empréstimos com base no estudo de Kashyap e Stein (2000) e encontraram um resultado contrário ao proposto por Takeda, Rocha e Nakane (2005). Graminho e Bonomo (2002) notaram que um choque contracionista de política monetária definido por um aumento na taxa de juros diminui as restrições dos bancos, pois o lucro destes se eleva com o aumento da taxa de juros, criando um incentivo para aumentar a oferta de financiamento. O resultado, portanto, não corrobora a existência de um canal de empréstimo bancário no Brasil.

Oliveira (2010) utiliza dados desagregados das empresas públicas e privadas para estudar o efeito do mecanismo de empréstimo no Brasil. Os resultados obtidos indicam que as empresas pequenas reagem tal como proposto pela teoria. Observa-se neste estudo que financiamento através de crédito bancário se torna mais difícil para tais empresas após as contrações monetárias, o que não acontece com empresas grandes. Uma possível explicação para este resultado é que as pequenas empresas são mais dependentes deste tipo de financiamento, enquanto as grandes empresas podem ter acesso a outras fontes de recursos como empréstimos externos, ou à oferta de crédito por parte Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

Uma vantagem da utilização de microdados, a partir dos balanços bancários, é que isto permite a análise dos efeitos de distribuição da política monetária. Em outras palavras, durante um choque monetário é possível observar diferenças de comportamento entre os bancos. Esta análise é uma importante ferramenta para resolver problemas de identificação entre a oferta e a demanda por empréstimos bancários. Diversos pesquisadores têm usado esta metodologia para testar o canal de empréstimos bancários em vários países. Contudo, como assinala Bernanke e Gertler (1995), dados oriundos dos balanços das empresas podem na verdade trazer viés aos resultados, pois os dados de balanço podem ser diferentes dos dados de mercado.

3 PRINCIPAIS MUDANÇAS NO MERCADO DE CRÉDITO DESDE 2002

Tendo em vista a comparação internacional, incluindo os países emergentes, o desempenho do mercado de crédito no Brasil ainda permanece incipiente. Os *spreads* bancários são ainda elevados, sobretudo no que diz respeito ao segmento de PF, enquanto o volume de crédito contratado ainda é baixo. Gelos (2006) calcula que a margem da taxa média de juros no Brasil foi de 8,9%, embora a média para economias emergentes tenha sido de 5%, e de 8% para os países latino-americanos. Além disso, mostra que o crédito brasileiro para o setor privado, medido em relação ao PIB, ainda está abaixo de países como Chile, Bolívia, Costa Rica e Honduras. Não obstante, tem havido uma expansão significativa do crédito no Brasil, sobretudo a partir de 2000.

Muitos motivos podem ser apontados para explicar essa mudança. A própria estabilidade de preços que aconteceu como consequência das reformas econômicas introduzidas pelo Plano Real. Com a inflação controlada, a economia pode sentir os efeitos benéficos da estabilização, tal como a queda sustentada da taxa de juros que, por sua vez, diminui o custo do financiamento, fator fundamental para a contratação do crédito. Também o ambiente de estabilidade permite que projetos de longa maturidade possam ser melhor vislumbrados, exemplo disso é o mercado imobiliário. Deve-se também ressaltar que o crescimento da economia, com o aquecimento do mercado de trabalho, elevou a renda do trabalhador, facilitando a este o acesso ao crédito. Outro detalhe importante se refere às mudanças na legislação sobre a oferta de crédito por parte das instituições financeiras, tornando o investimento no setor mais seguro. Evidentemente, políticas específicas do governo para o crédito direcionado também têm contribuído fortemente para a expansão de certos setores, sendo o crédito imobiliário o mais óbvio desses exemplos.⁸

Muitas reformas institucionais que foram introduzidas a partir de 2000 contribuíram para o avanço do crédito no Brasil. Primeiro, a Lei nº 10.913, que disciplinou a aplicação da alienação fiduciária, aprovada em 2 de agosto de 2004, aplicada originariamente ao mercado de capitais, foi estendida a outros mercados como automóveis e imóveis. De acordo com a esta lei o banco, após a concessão de

8. A respeito das mudanças institucionais ocorridas no segmento de crédito imobiliário, ver Lundberg (2011) e Martins, Lundberg e Takeda (2008).

um empréstimo, detém a propriedade do bem e o usa como garantia, cabendo ao mutuário o direito de uso. Quando o mutuário liquidar a dívida, o banco lhe transfere a propriedade do bem em definitivo.⁹ Segundo, a regulamentação do crédito consignado, que passou a vigorar a partir de dezembro de 2003, permite que o desconto da prestação seja feito diretamente na folha de pagamento, ou benefício previdenciário, do cidadão. Terceiro, tem-se a criação do Sistema de Informação de Crédito do Banco Central (SCR),¹⁰ em maio de 2002, que deu mais segurança ao sistema financeiro.

No campo estritamente econômico alguns indicadores sobre a performance do mercado de crédito no Brasil a partir de 2002 serão vistos a seguir – um pouco da evolução do *spread* bancário, do crescimento do volume do crédito em relação ao PIB e da gestão do governo neste mercado.

O *spread* bancário é a diferença entre a taxa média de captação dos bancos e a taxa de empréstimo. Ele é determinado naturalmente pelas condições macroeconômicas; seu comportamento está ligado às flutuações na taxa básica de juros, embora outras variáveis sejam também importantes na determinação do *spread*. O *spread* bancário nas operações de crédito envolvendo recursos livres tem diminuído ao longo da última década. De acordo com os dados do BCB, no âmbito das PFs, o *spread* caiu de 57,91% em junho de 2000 para 35,1% em março de 2012. Já para PJs, no mesmo período, o *spread* passou de 22,82% para 18,4%. O *spread* total saiu de 39,56% para 28%. Nota-se, portanto, que a queda mais expressiva se deu no segmento de PF, provavelmente por força das inovações institucionais tais como a alienação fiduciária e o crédito consignado.

No que se refere ao volume de crédito, o sistema financeiro alcançou um total de R\$ 2,24 trilhões ao final de setembro de 2012, com crescimento de 15,8% em relação ao mesmo período no ano anterior, ampliando a relação crédito/PIB de 47,4% para 51,5%. Em 2000, essa mesma relação era de 26,4%. As operações contratadas com recursos livres totalizaram R\$ 1,42 trilhão no final do terceiro trimestre de 2012,

9. De acordo com Assunção, Benmelech e Silva (2012), essa reforma ampliou o crédito no setor de veículos diminuindo o *spread* e aumentando o prazo de financiamento. Esta reforma também fez crescer o acesso ao crédito para segmentos de maior risco como mutuários de baixa renda, compra de carros mais novos e de preço mais elevado.

10. O SCR é um sistema de registro e consulta de informações sobre operações de crédito, avais e fianças e limites de crédito concedidos por instituições financeiras.

correspondendo a 63,6% do estoque total de crédito do sistema financeiro, e 13,9% superior em relação ao mesmo período do ano passado. Já as operações com recursos direcionados somaram uma participação de 36,4% no total de crédito, o que mostra que a participação do segmento de crédito direcionado é alta no Brasil.

De acordo com Araújo (2012) o ciclo de expansão de crédito, a partir de 2003, foi marcado por dois fatos distintos. Até a eclosão da crise financeira de 2008-2009, a expansão do crédito foi liderada pelos bancos privados, os quais expandiram as operações de crédito a uma taxa superior à dos bancos públicos. Os efeitos da crise internacional repercutiram mais intensamente na economia brasileira a partir de setembro de 2008. Entretanto, em 2009, observou-se a retomada do processo de crescimento do crédito, com a elevação de 15,2% no saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Esse processo foi, em grande parte, decorrente de medidas anticíclicas adotadas pelo governo federal, no intuito de mitigar os efeitos da crise. Em 2009, notou-se expansão acentuada (29,1%) do crédito direcionado, e aumento da participação dos bancos públicos no total de crédito do SFN, que passou de 36,3% em 2008 para 41,5% em 2009.

Quando se abre o estoque de crédito, por propriedade de capital e por setor de atividade, é possível perceber que os bancos privados,¹¹ com exceção do crédito habitacional, estiveram à frente durante os anos iniciais do ciclo nos setores industrial, rural, comercial e de PFs. Contudo, desde 2008 a situação se inverteu. Em relação ao crédito para habitação, sua taxa de crescimento tem se mantido em geral bem acima daquelas alcançadas por outros setores. Tomando o sistema financeiro como um todo, durante o período assinalado, a taxa de crescimento do estoque de crédito para habitação se situou em 17% ao ano (a.a.) contra a média geral, que inclui outras atividades (indústria, crédito rural, comércio, PF e outros serviços), de 12% a.a. No caso dos bancos públicos, a taxa média de expansão do crédito para habitação ficou em 19% a.a.

11. De propriedade privada ou estrangeira.

4 MODELO DE DEMANDA E OFERTA DE CRÉDITO

Coelho *et al.* (2012) procuram identificar a demanda e oferta de crédito através da heterocedasticidade. Segundo os autores, em períodos de alta volatilidade da taxa de juros, induzida pela volatilidade da política monetária, a variância da oferta de crédito aumenta muito em relação à demanda. Se tal hipótese for correta, em períodos de alta variância a oferta se desloca mais que a demanda. Isso seria como se tivéssemos uma variável instrumental que deslocasse a oferta mais do que a demanda na média. O que possibilita a identificação das curvas de oferta e demanda. Neste estudo considera-se um modelo de demanda e oferta de crédito simultaneamente determinado pelas seguintes equações:

$$y_t^d = \beta_1 + \beta_2 r_t + \beta' X_t^d + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t^s = \alpha_1 + \alpha_2 r_t + \alpha' X_t^s + v_t \quad (2)$$

$$y_t^d = y_t^s \quad (3)$$

onde y_t^d é a demanda por crédito no período t , r_t a taxa de financiamento, X_t^d um conjunto de variáveis de controle que explicam a demanda, y_t^s a oferta de crédito, X_t^s um conjunto de variáveis de controle que atuam sobre a oferta. Espera-se que β_2 tenha sinal negativo enquanto α_2 seja positivo. Coelho *et al.* (2012) usam um sistema de equações simultâneas para definir a demanda e a oferta de crédito tal como a seguir.

$$y_t = \gamma_1 + \gamma_2 r_t + \gamma' Z_t^1 + \varphi_t \quad (1')$$

$$r_t = \delta_1 + \delta_2 y_t + \delta' Z_t^2 + \tau_t \quad (2')$$

Neste sistema tem-se a equação (1') ilustrando a demanda enquanto a equação (2') representa a oferta. O sinal esperado para γ_2 tem sinal negativo enquanto o parâmetro δ_2 deve possuir sinal esperado positivo. Contudo, pensa-se que um sistema representado pelas equações (1, 2 e 3) permite identificar com maior clareza um sistema de demanda e oferta. Tal representação segue o modo tradicional de ilustrar um sistema de demanda e oferta.

Este estudo optou por trabalhar com dados agregados relativos à concessão de crédito com recursos livres e a taxa média de financiamento para o período entre junho de 2000 e agosto de 2012. A análise irá se concentrar nas duas vertentes principais que são as concessões de crédito concedidas às PFs e PJs. Acredita-se que um exercício com os dados totais de crédito que fundem as duas categorias principais de crédito seja inócuo, pois pessoas e empresas têm diferentes determinantes para as funções de oferta e demanda de crédito. Este trabalho parte da premissa de que, conhecendo bem as características das curvas de oferta e demanda de crédito para os conjuntos globais de PFs e PJs, é possível avançar na discussão estudando, numa oportunidade adiante, cada um desses segmentos nos seus distintos componentes.¹² Em relação à equação de demanda por crédito usam-se como variáveis de controle o PIB e a taxa de desemprego (DESP). Ambas as variáveis visam captar o efeito do nível de atividade sobre a demanda de empréstimos. Espera-se que o PIB e a taxa de desemprego apresentem, respectivamente, sinais positivo e negativo.

No que se refere à oferta de crédito utilizam-se as seguintes variáveis de controle: *i*) o certificado de depósito bancário (CDB); *ii*) a inadimplência (INADPJ ou INADPF); e *iii*) a taxa de inflação (INFLA). Além dessas, usa-se também, no caso do crédito concedido à PF, uma variável *dummy* (D04) com o objetivo de captar as mudanças institucionais ocorridas no mercado de crédito a partir de 2004, como a regulamentação do crédito consignado.¹³ Com relação aos sinais esperados para a equação (2), tendo em vista que o CDB reflete o custo de captação, tem-se que essa variável deve mostrar sinal positivo. No caso da inadimplência, um aumento da inadimplência deve diminuir a oferta de recursos para empréstimo enquanto deve aumentar a taxa de financiamento. Assim, a variável INADPJ (INADPF) deve apresentar sinal negativo em (2) e negativo em (2'). A inflação naturalmente deve aumentar a taxa de financiamento, pois reflete perda de receita para o prestador. Portanto, espera-se que a variável INFLA possua sinal negativo em (2) enquanto positivo em (2'). No que diz respeito à variável *dummy* D04, a introdução do sistema de crédito consignado se constitui numa medida de garantia importante para prestadores. Assim, espera-se obter na equação (2) estimada para PF sinal positivo enquanto o sinal esperado na equação (2') seja negativo.

12. Os principais componentes no segmento de recursos livres para PF são os seguintes: *i*) crédito pessoal; *ii*) cheque especial; *iii*) veículos; e *iv*) aquisição de bens etc. O crédito livre para PJ tem como componentes principais os seguintes: *i*) aquisição de bens; *ii*) *hot money*; *iii*) desconto de duplicatas; *iv*) vendas; *v*) capital de giro; *vi*) aquisição de bens etc.

13. Como foi visto na seção 3, esta regulamentação entrou em vigor em dezembro de 2003.

Ressalta-se, ainda, que foi excluído do total do crédito para PF o financiamento para veículos pois, como se sabe, o governo vem atuando de diversas formas¹⁴ neste segmento do crédito por questões de política econômica. Tais intervenções no nosso entendimento coloca dúvida quanto à concessão de crédito para aquisição de veículo ser enquadrada como sendo concessão de crédito livre. As variáveis usadas neste estudo são descritas da seguinte forma:

CONCPF (CONCPJ) – concessões de crédito em reais livremente compactuadas entre mutuários e instituições financeiras acumuladas no mês. Fonte: BCB.

JURPJ – taxa média mensal anualizada (prefixada, pós-fixada e flutuante) das operações de crédito para PJ com recursos livres referenciais. Fonte: BCB.

JURPF – taxa média mensal anualizada prefixada das operações de crédito para pessoa física com recursos livres referenciais. Fonte: BCB.

INADPF (INADPJ) – taxa de inadimplência acima de noventa dias (total geral). Fonte: BCB.

CDB – taxa média de captação a.a. Fonte: BCB.

INFLA – taxa anual de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) medida em t em relação $t - 12$ meses. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

PIB – índice mensal encadeado do PIB a preços de mercado. Fonte: IBGE e BCB.

DESP – taxa de desemprego aberto de trinta dias, divulgada na Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Fonte: IBGE.

14. O controle do prazo de financiamento é uma das medidas usadas pelo governo para regular o crédito neste setor. O crédito pessoal para aquisição de veículos será tema de estudo específico a ser tratado pelos autores futuramente.

5 ESTRATÉGIA DE IDENTIFICAÇÃO E RESULTADOS

5.1 Identificação

Desnecessário dizer que o modelo de oferta e demanda de crédito apresenta problema de endogeneidade e, portanto, temos que usar tratamento econométrico específico para tratar esse problema. A estratégia de identificação a ser empregada segue os seguintes passos. Primeiro, estima-se a função de demanda com base no método de variáveis instrumentais – Instrumental Variable (IV) – e Método de Momentos Generalizado – Generalized Method Moments (GMM). Em segundo lugar, aplicam-se os testes usuais de modo a se certificar de que de fato acontece problema de endogeneidade assim como se verificar se a regressão estimada não apresenta problemas de especificação tal como heterocedasticidade, instrumentos fracos, subidentificação etc. Por fim, faz-se uso do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em três estágios – Three-Stage Least Squares (3SLS) – para estimar os modelos (1) (2) e (3) ou (1') (2') conjuntamente.

Embora muitos estudos utilizem a abordagem GMM para estimação de modelos com problemas de endogeneidade, deve-se assinalar que esta metodologia não necessariamente é superior à estimação feita pelo método de IV. De fato, Blanchard e Galí (2007) usam o método de IV para estimar a curva de Phillips Novo-keynesiana. Tal como ressalta Baum, Schaeffer e Stillman (2007) numa resenha acerca da aplicação dos métodos IV e GMM, a vantagem da abordagem GMM se dá, sobretudo, na presença de heterocedasticidade.¹⁵ Ainda assim, tal vantagem em termos da propriedade de consistência do estimador GMM na presença de heterocedasticidade pode ser ofuscada pelo custo de uma *performance* fraca para o caso de pequenas amostras. Deste modo, quando o problema de heterocedasticidade não se faz presente, é preferível ainda o emprego do estimador de IV. De modo a checar a existência de heterocedasticidade na regressão, aplica-se neste estudo uma versão específica do teste de Pagan e Hall (1983).¹⁶

Para que a aplicação do método IV seja adequada faz-se necessário que os instrumentos sejam *bons instrumentos* no sentido de serem relevantes, bem como válidos.

15. Embora na presença de heterocedasticidade a propriedade de consistência dos coeficientes estimados pelo método de IV seja mantida, na estimação básica de variáveis instrumentais os erros-padrão são inconsistentes e, portanto, a inferência fica comprometida (Baum, Schaeffer e Stillman, 2007).

16. Este teste assume a hipótese nula de homocedasticidade.

Isso significa que as variáveis usadas como instrumentos devem ser correlacionadas com os regressores dito endógenos e, ao mesmo tempo, ortogonais ao distúrbio da regressão. Neste sentido são mostrados na mesma tabela 1 o teste de subidentificação¹⁷ de Cragg e Donald, (1993) e Kleibergen e Paap (2006),¹⁸ o teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen¹⁹ (Sargan, 1958; Hansen, 1982) além do teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) para verificar se os instrumentos são fracos.²⁰ Usa-se, ainda, o teste de Durbin-Wu-Hausman (Durbin, 1954; Wu, 1973; Hausman, 1978) para verificar a importância do efeito da endogeneidade sobre as estimativas.²¹

A pesquisa teórica econométrica mais recente sobre o método IV tem enfatizado muito a questão dos instrumentos fracos (Stock, Wright e Yogo, 2002; Moreira, 2003; Stock e Yogo, 2005). Ma (2002) aponta que o uso de instrumentos pode ser um sério problema nos estudos para a curva de Phillips novo-keynesiana. Quando os instrumentos são fracos, dois problemas sérios ocorrem na estimação por dois estágios – Two Stages Least Squares (2SLS). O primeiro é a questão do viés; embora o método 2SLS seja consistente, as estimativas são sempre viesadas para pequenas amostras.

17. Para que uma equação seja identificada no modelo IV tanto a *condição de ordem* ($L \geq K$), onde L é o número de variáveis instrumentais e K o número de regressores, como a *condição de posto* devem ser preenchidas. Esta última assinala que $Qxz = E(X'Z)$ deve ser de posto completo, onde $X = (X1, X2) =$ (endógenas, exógenas) é a matriz de regressores, enquanto $Z = (Z1, Z2) =$ (exclusos, inclusos) é a matriz dos instrumentos, sendo $Z2 = X2$. Quando isso não ocorre diz-se que o modelo é subidentificado ou não identificado. Pode-se testar a condição de posto por meio do teste de Cragg-Donald (1993), cuja não rejeição da hipótese nula sugere que o modelo é subidentificado.

18. Na presença de heterocedasticidade e autocorrelação residual, a estatística de Cragg-Donald não mais permanece válida. Em tais circunstâncias, o teste de Kleibergen-Paap (2006) será usado como alternativa ao teste Cragg-Donald (1993) quando as circunstâncias assim exigirem.

19. A independência do instrumento com relação ao distúrbio somente pode ser acessada se, e somente se, houver uma "abundância" de instrumentos, isto é, se a equação for sobreidentificada. Isto se dá quando a condição de ordem é satisfeita na desigualdade: o número de instrumentos excluídos é superior ao de regressores endógenos. O teste de Sargan-Hansen é usado para testar a hipótese de sobreidentificação. Sob a hipótese nula os instrumentos são válidos, ou seja, são não correlacionados com o distúrbio. Sob ainda esta hipótese, a estatística de teste tem distribuição qui-quadrado com $L-K$ restrições sobreidentificadas.

20. Instrumentos que explicam pouco a variação da variável explicativa endógena (fraca correlação entre Z e X) são considerados instrumentos fracos. O teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) é calculado com base na estatística F de Cragg-Donald (1993). Sob a hipótese nula o estimador é fracamente identificado no sentido de que o viés verificado é inaceitavelmente grande.

21. Apesar de endereçar o problema de endogeneidade entre o distúrbio e os regressores, o emprego do estimador IV pode conduzir à inevitável perda de eficiência *vis-à-vis* o uso do estimador MQO. Sob a hipótese nula, o estimador MQO é consistente e, portanto, qualquer endogeneidade entre os regressores não terá efeito mais importante sobre as estimativas obtidas por este método. A rejeição da hipótese nula indica que o efeito da endogeneidade sobre as estimativas é significativo, sendo que o estimador IV ou GMM é requerido.

Segundo, quando os instrumentos são fracos, o erro-padrão estimado se torna muito pequeno. Neste caso, o intervalo de confiança é não fidedigno; devido ao fato de o ponto médio deste estimador ser viesado, o intervalo de confiança se torna pequeno. Isso tudo faz com que o procedimento de teste de hipótese na estimação por 2SLS se fragilize no caso da ocorrência de instrumentos fracos. Como Staiger e Stock (1997) mostraram, o problema de instrumentos fracos pode ocorrer mesmo que no primeiro estágio os testes sejam significativos nos níveis convencionais (5% ou 10%) e para grandes amostras.

TABELA 1
Equação de demanda de crédito

	CONCPJ ²		CONCPF ²	
	IV	GMM	IV	GMM
JURPF ¹	–	–	–0.002 (0.009)	–0.003 (0.000)
JURPJ ¹	–0.014 (0.000)	–0.016 (0.000)	–	–
DESP	–0.016 (0.073)	–0.018 (0.039)	–0.016 (0.004)	–0.014 (0.023)
PIB ²	0.296 (0.000)	0.238 (0.041)	0.766 (0.000)	0.876 (0.000)
CTE	8.424 (0.000)	9.220 (0.000)	1.506 (0.000)	2.557 (0.000)
OBS	133	133	133	133
Teste de Pagan-Hall	19.289 (0.003)	–	0.697 (0.994)	–
Teste de subidentificação	70.098 (0.000)	39.351 (0.000)	109.259 (0.000)	120.882 (0.000)
Teste de Sargan-Hansen	1.742 (0.321)	0.211 (0.531)	8.167 (0.042)	8.167 (0.043)
R ² parcial	0.76	0.78	0.85	0.87
Teste de Stock-Yogo	37.098 (0.000)	53.594 (0.000)	144.967 (0.000)	152.331 (0.000)
Teste de Durbin-Wu-Hausman	12,035 (0.000)	–	8.654 (0.145)	–

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Variáveis instrumentalizadas.

² As variáveis PIB, CONCPF e CONCPJ estão em logaritmo.

Obs.: Instrumentos: CDB, INFLA e INADPF/INADPJ.

Vários testes são sugeridos na literatura para testar a hipótese de instrumentos fracos. Uma estatística comumente usada é o R^2 do primeiro estágio com os instrumentos dito “inclusos” (Bound, Jaeger e Baker, 1995).²² Contudo, quando existe mais de uma

22. Alternativamente, isso também pode ser expresso como um teste F da significância conjunta dos instrumentos excluídos Z1.

variável endógena na regressão, esse indicador pode não ser mais válido. Shea (1997) propôs uma estatística conhecida como R^2 *parcial* que capta a correlação entre os instrumentos. Quando somente existe uma variável endógena, as duas medidas de R^2 são equivalentes. Outra regra aplicada quando se tem apenas um regressor endógeno é checar o valor da estatística F no primeiro estágio. Nesse caso, um valor menor que dez pode ser uma indicação que os instrumentos são fracos. Alternativamente, Stock e Yogo (2005) sugerem um teste onde a hipótese nula é que o viés do estimador 2SLS seja menor que uma fração (supõe-se 10%) do estimador Ordinary Least Squares (OLS).²³

De acordo com Murray (2006) a mais recente abordagem em relação ao problema de teste de hipótese com instrumentos fracos e um único regressor endógeno é o teste da razão de verossimilhança condicional, desenvolvido por Moreira (2003) e aperfeiçoado em Andrews, Moreira e Stock (2006) e Andrews e Stock (2005). O teste de Moreira (2003) supera as distorções encontradas nos testes convencionais, ajustando os valores críticos do teste de hipótese de acordo com cada amostra, de modo que o intervalo de confiança corrigido gere um nível de significância correto. Assim, seus valores críticos *são condicionados* nos dados à disposição e não constantes.

5.2 Resultados

As tabelas 1 e 2 apresentam os resultados dos procedimentos econométricos apresentados na seção anterior. A tabela 1 estima a função de demanda por concessão de crédito usando os métodos IV e GMM, enquanto a tabela 2 estima, por meio do método 3SLS, o modelo de equações simultâneas para demanda e oferta de crédito. Com relação aos testes de especificação que aparecem na tabela 1, apenas o teste de Pagan-Hall indicou problema de heterocedasticidade apontando a necessidade da aplicação do método GMM no caso do modelo para PF. Também os resultados obtidos para as regressões dessas três colunas apontam para o fato de que as condições de subidentificação e de ordem são ambas preenchidas. Ainda, de acordo com as estatísticas para checar a capacidade dos instrumentos (R^2 parcial e o teste Stock-Yogo), o conjunto de instrumentos utilizados atende à condição de *bons instrumentos*. O teste de Durbin-Wu-Hausman para checar a importância do problema rejeita a hipótese nula de eficiência do estimador MQO para a variável JURPJ .

23. O teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005) não mais recai na estatística F que comumente aparece na prática econométrica, mas numa generalização da estatística de Cragg-Donald. Os valores críticos deste teste são obtidos a partir de uma distribuição não padrão.

TABELA 2
Sistema demanda *versus* oferta de crédito

	Demanda 3SLS		Oferta 3SLS				
	(1) CONCPJ equação (1)	(2) CONCPF equação (1)	(3) CONCPJ equação (2)	(4) JURPJ equação (2')	(5) CONCPF equação (2)	(6) JURPF equação (2')	(7) JURPF equação (2')
CONCPJ	-	-		13.65 (0.000)	-	-	-
CONCPF	-	-	-	-	-	-16.67 (0.000)	-
JURPJ	-0.011 (0.000)		0.072 (0.000)	-	-	-	-
JURPF		-0.002 (0.000)	-	-	-0.056 (0.000)	-	-
DESP	-0.154 (0.086)	-0.016 (0.004)	-	-	-	-	-
PIB	0.350 (0.000)	0.732 (0.000)	-	-	-	-	-
CDB			-0.576 (0.000)	0.796 (0.000)	0.107 (0.000)	1.756 (0.000)	1.931 (0.000)
INADPJ			-0.070 (0.015)	0.979 (0.005)	-	-	-
INADPF	-	-	-	-	0.131 (0.000)	1.530 (0.000)	2.119 (0.000)
INFLA	-	-	-0.043 (0.000)	0.604 (0.000)	0.018 (0.000)	0.150 (0.000)	0.223 (0.025)
D04	-	-	-	-	-	-4.063 (0.000)	-4.258 (0.000)
CTE	7.632 (0.000)	1.967 (0.105)	10.73 (0.000)	146.32 (0.000)	11.48 (0.000)	204.28 (0.000)	108.77 (0.000)
OBS	133	133	133	133	133	133	133

Elaboração dos autores.

Conforme pode ser visto na tabela 1, os sinais para equação de demanda tanto de PF como de PJ estão todos em conformidade com o esperado. A demanda reage negativamente tanto à taxa de financiamento quanto ao desemprego, e positivamente ao PIB. Estes dois últimos resultados indicam que a demanda por crédito é pró-cíclica. Ressalta-se que a elasticidade da demanda de crédito para PJ é bem superior àquela obtida para PF. Isso pode significar que o emprestador tem um poder de controlar a taxa de juros para o segmento de PF bem maior que no segmento de PJ. Naturalmente, isso é uma constatação razoável, pois é sabido que as empresas possuem outras fontes de financiamento.

Deve-se verificar então se esse resultado permanece quando adotado um modelo que estima conjuntamente as equações de demanda e oferta de crédito. Como pode ser

visto na tabela 2, os resultados obtidos para a função de demanda, colunas 1 e 2, estão em conformidade com aqueles observados na tabela 1. Portanto, podemos conjecturar acerca das funções estimadas de oferta que aparecem nas colunas 3 a 7 da tabela 2. Nas colunas 3 e 4, temos os resultados da função de oferta de crédito para PJ com base, respectivamente, nos modelos das equações (2) e (2'). Observe-se que todas as variáveis apresentam os sinais esperados. Na coluna 3, verifica-se que quanto maior a taxa de juros do financiamento maior será a oferta de crédito, de maneira semelhante, quanto maior for o custo de captação, representado pela variável CDB, menor será a oferta de crédito. Na coluna 4, a taxa de juros responde positivamente ao aumento do CDB. No caso da inflação, observe-se que esta variável tem efeito negativo sobre a quantidade de crédito ofertado, e impacto positivo sobre a taxa de juros sobre financiamento. Assim, no caso de PJ, todos os sinais obtidos para a função de oferta estão em conformidade com o esperado.

Com relação aos resultados obtidos para equação de oferta para o segmento de PF, mostrados nas colunas 5 a 7, pode-se fazer os seguintes comentários. Verifica-se na coluna 5 que os sinais obtidos para as variáveis JURPF e INDPF embora sejam significativos não estão em conformidade com o esperado. Espera-se naturalmente que quanto maior a taxa de juros, maior a oferta de crédito. Também na coluna 6, acontece o mesmo problema em relação ao sinal da variável CONCPF. Alguns fatores podem ser trazidos à tona para explicar tais incongruências.

Primeiro, é possível que não se esteja usando um conjunto adequado de variáveis instrumentais. Entretanto, cabe ressaltar que o teste aplicado na coluna 4 da tabela 1 não detectou evidência de que os instrumentos sejam fracos. Pode ser ainda o caso de que os instrumentos não atendam à condição de ortogonalidade. Contudo, pode-se dizer que no caso da PF não é possível determinar a curva de oferta de crédito desse segmento, isto ocorreria devido a um poder de mercado decorrente do alto grau de concentração bancária. Isso não ocorre para categoria de PJ, porque, como foi dito anteriormente, as firmas têm como substituir o crédito bancário.

Com base nesta última observação, admite-se o fato de não existir causalidade reversa no sentido de que apenas a taxa de juros afeta a demanda por crédito e não o contrário. Neste caso, a variável CONCPF não entra mais como variável explicativa da equação da taxa de juros, podendo a equação (2') ser estimada apenas pelo método OLS.

O resultado é mostrado na coluna 7. Tem-se agora que todos os resultados estão de acordo com o esperado. Por fim, deve-se destacar que o sinal negativo obtido para a variável *dummy* D04, introduzida aqui com o objetivo de captar o efeito da introdução do crédito consignado, produz a evidência de que de fato tal alteração promoveu a expansão do crédito à PF na medida em que reduziu a taxa de juros para empréstimo neste segmento.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo estimar o sistema de oferta e demanda de crédito bancário no Brasil. O entendimento de como se desenrola o equilíbrio neste mercado é fundamental, pois somente a partir disso é possível avançar na discussão sobre a importância do canal do crédito na transmissão da política monetária. Com base no emprego de dados agregados, entre junho de 2000 e agosto de 2012, para os segmentos de PF e PJ, observam-se os seguintes resultados:

- a demanda por crédito é pró-cíclica, reagindo negativamente ao desemprego e positivamente ao PIB;
- a elasticidade-preço da demanda por crédito para PJ é maior do que a obtida para PF, corroborando o fato de que as empresas possuem outras fontes de financiamento;
- não foi possível determinar a curva de oferta de crédito para PF, o que parece indicar que não existe causalidade reversa – no sentido de que nesta categoria a demanda não exerce impacto sobre a taxa de empréstimo;
- observaram-se os sinais esperados para inadimplência, taxa de captação e inflação nas funções de oferta de crédito em ambos os segmentos (PF e PJ); e
- constatou-se que a introdução do crédito consignado no segmento de PF fez cair o custo do empréstimo.

Como está colocado em Araújo (2012), o governo tem usado uma política ativa de expansão do crédito no Brasil. Isso ocorreu, sobretudo, a partir da eclosão da crise

financeira de 2008, em face da possível retração na oferta de crédito por parte das instituições bancárias privadas. Tal aumento do crédito, proporcionado majoritariamente pelos bancos públicos, baseia-se na ideia de se operacionalizar uma política monetária contracíclica para combater os efeitos da crise internacional. Contudo, tal política pode não estar considerando que qualquer agregado de crédito é simultaneamente determinado pelas forças de demanda e oferta. Deste modo, talvez seja este um dos principais motivos pelo qual a atividade econômica tem se mantido baixa, mesmo após o emprego ativo da política monetária na expansão ao crédito. Alguns economistas têm levantado a hipótese de que, tendo em vista o baixo crescimento mesmo na presença de uma política fiscal expansionista, o problema do baixo crescimento brasileiro se deve a fatores do lado da oferta como, por exemplo, a reduzida produtividade. Assim, políticas de demanda com base na expansão do crédito podem ser inócuas ou mesmo causarem efeitos adversos em termos de uma taxa de inflação maior assim como a formação de bolha especulativa em determinados mercados.

REFERÊNCIAS

ANDREWS, D. W. K.; STOCK, J. H. **Inference with weak instruments**. Cowles Foundation, 2005 (Discussion Paper, n.1.530).

ANDREWS, D. W. K.; MOREIRA, M. J.; STOCK, J. H. Optimal two-sided invariant similar tests for instrumental variables regression. **Econometrica**, v. 74, n. 3, p. 715-752, May 2006.

ARAÚJO, V. L. **Preferência pela liquidez dos bancos públicos no ciclo de expansão do crédito no Brasil: 2003-2010**. Brasília: Ipea, 2012 (Texto para Discussão, n. 1.717).

ASSUNÇÃO, J.; BENMELECH, E.; SILVA, F. **Repossession and the democratization of credit**. Massachusetts: NBER, 2012 (Working Paper, n. 17.858).

BAUM, C. F.; SCHAEFFER, M.; STILLMAN, S. **Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing**. Boston: Boston College Economics, 2007 (Working Paper, n. 667).

BERNANKE, B.; BLINDER, A. Credit, money, and aggregate demand. **The American economic review**, v. 78, n. 2, p. 78-82, May 1988 (Papers and Proceedings).

_____. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **The American economic review**, v. 82, n. 4, p. 901-921, Sept. 1992.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of macroeconomics**. 1. ed. Amsterdam; New York; Oxford: Elsevier, v. 1, 1999. ch. 21, p. 1.341-1.393.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian model. **Journal of money, credit and banking**, v. 39, n.1, p. 35-65, Feb. 2007.

BORIO, C. E. V.; KENNEDY, N.; PROWSE, S. Exploring aggregate asset price fluctuations across countries. **BIS economic papers**, Apr. 1994.

BOUND, J.; JAEGER, D. A.; BAKER, R. Problems with instrumental variables estimation when the correlation between instruments and the endogenous explanatory variables is weak. **Journal of statistica association**, v. 90, p. 443-450, 1995.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? *In*: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of macroeconomics**. Amsterdam; New York; Oxford: Elsevier, v. 1A, 1999. p. 65-148.

COELHO, C. *et al.* **Identifying credit supply and demand in Brazil through heteroskedascity**. Rio de Janeiro: Ipea, 2012 (Série Seminários Dimac, n. 41).

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Testing identifiability and specification in instrumental variables models. **Econometric theory**, v. 9, p. 222-240, 1993.

DURBIN, J. Errors in variables. **International statistical review**, v. 22, p. 23-32, 1954.

GALATI, G. **Monetary policy and corporate profits**. New York University, 1994. Mimeografado.

GELOS, G. **Banking spreads in Latin America**. Washington: IMF, 2006 (Working Paper, n. 06/44).

GERTLER, M.; BERNANKE, B. The role of credit market imperfections in the transmission of monetary policy. **Scandinavian journal of economics**, v. 95, n. 1, p. 43-64, 1993.

_____. Monetary policy, business cycle and the behavior of small manufacturing firms. **Quarterly journal of economics**, v. 109, p. 309-40, 1994.

GRAEVE, F. de. The external finance premium and the macroeconomy: US post-WWII evidence. **Journal of economic dynamics and control**, v. 32, Issue 11, p. 3.415-3.440, Nov. 2008.

GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A. O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002. 1 CD-ROM.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, New York, v. 50, n. 4, p. 646-660, July 1982.

HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 6, p. 1.251-1.271, Nov. 1978.

HUBBARD, R. G. Is there a “credit channel” for monetary policy? **Federal reserve bank of St. Louis review**, St. Louis, v. 77, p. 63-74, May/June 1995.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C. Monetary policy and bank Lending. *In*: MANKIWI, N. G. (Ed.). **Monetary policy**. University of Chicago Press, 1994. p. 221-256.

_____. The impact of monetary policy on bank balance sheets. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, n. 42, p.151-195, 1995.

_____. What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? **American economic review**, v. 90, n. 3, p. 407-428, June 2000.

KASHYAP, A. K.; STEIN, J. C.; WILCOX, D. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. **American economic review**, v. 83, n. 1, p. 78-98, Mar. 1993.

KLEIBERGEN, F.; PAAP, R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. **Journal of econometrics**, v. 127, n. 1, p. 97-126, 2006.

LEIBWITZ, S. J. **Anatomy of a train Wreck**: causes of the Mortgage Meltdown. The Independent Institute, 2008 (Independent Policy Report).

LUNDBERG, E. L. **Bancos oficiais e crédito direcionado**: o que diferencia o mercado de crédito brasileiro. Brasília: BCB, 2011 (Texto para Discussão, n. 258).

MA, A. GMM estimation and the new Phillips curve. **Economic letters**, v. 76, n. 3, p. 411-417, Aug. 2002.

MARTINS, B. S.; LUNDBERG, E. L.; TAKEDA, T. **Crédito habitacional no Brasil**: aperfeiçoamentos institucionais e avaliação da evolução recente. Brasília: BCB, 2008 (Relatório de Economia Bancária e Crédito).

MENDONÇA, M. J.; SACHSIDA, A. **Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro**. Brasília: Ipea, 2012 (Texto para Discussão, n. 1.762).

METZLER, A. Monetary, credit and (other) transmission: a monetary perspective. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 49-72, Fall 1995.

MISHKIN, F. Symposium on the monetary transmission mechanism. Policy. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10, Fall 1995.

_____. **The channels of monetary transmission**: lessons for monetary policy. Paris: Banque de France, 1996 (Bulletin Digest, n. 27).

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **American economic review**, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.

MOREIRA, M. J. A conditional likelihood test for structural models. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1.027-1.048, July 2003.

MURRAY, M. P. Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments. **Journal of economic perspectives**, v. 20, n. 4, p. 111-132, Fall 2006.

OLINER, S.; RUDEBUSCH, G. Is there a broad credit channel for monetary policy? **Economic review**, San Francisco, v. 2, 1994.

OLIVEIRA, F. N. Canal de empréstimo bancário no Brasil: evidência a partir dos empréstimos de empresas públicas e privadas. **Pesquisa e planejamento econômico**, Brasília, v. 40, n. 2, p. 187-212, ago. 2010.

PAGAN, A. R.; HALL, D. Diagnostic tests as residual analysis. **Econometric reviews**, v. 2, n. 2, p. 159-218, 1983.

RIGOBON, R. Identification through Heteroskedasticity. **Review of economics and statistics**, v. 85, n. 4, p. 777-792, 2003.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. New evidence on the monetary transmission mechanism. **Brookings papers on economic activity**, n. 1, p. 149-198, 1990.

SHEA, J. Instrument relevance in multivariate linear models: a simple measure. **Review of economics and statistics**, v. 79, n. 2, p. 348-352, 1997.

SARGAN, J. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, v. 26, n. 3, p. 393-415, 1958.

STAIGER, D.; STOCK, J. H. Instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v. 65, n. 3, p. 557-586, 1997.

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV regression. *In*: ANDREWS, D. W.; STOCK, J. H. (Ed.) **Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. Survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. **Journal of business & economic statistics**, v. 20, n. 4, p. 518-529, 2002.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. **Revista brasileira de economia**, v. 59, n. 1, 2005.

TAYLOR, J. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of economic perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, Fall 1995.

WU, D. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbance. **Econometrica**, v. 41, n. 4, p. 733-750, July 1973.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BAUM, C. E.; SCHAEFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. **The stata journal**, v. 3, n. 1, p. 1-31, 2003.

COELHO, C.; MELLO, J. M. P.; GARCIA, M. **Identifying the bank lending channel in Brazil through data frequency**. Rio de Janeiro: PUC, 2010 (Texto para Discussão, n. 574).

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Hayra Cardozo Manhães (estagiária)
Maria Hosana Carneiro Cunha

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

