



**FEBRABAN**

Federação Brasileira de Bancos

**FEBRABAN**

Diretoria de Regulação Prudencial,  
Riscos e Economia

**PUC-Rio**

Departamento de Economia

**Estimação das Demandas por Crédito no  
Brasil via a Técnica de Identificação  
Econométrica por Heteroscedasticidade**

Maio / 2015

Christiano Arrigoni Coelho

Márcio Garcia

João Manoel Pinho de Mello

**FEBRABAN**

Federação Brasileira de Bancos

Este estudo foi realizado no âmbito do Convênio Febraban - PUC-Rio, que tem por objetivo estimular a produção de trabalhos e estudos na área de economia.

O conteúdo foi desenvolvido pelos autores de forma independente. As opiniões, hipóteses e conclusões / recomendações contidas neste material são de responsabilidade exclusiva dos mesmos, não refletindo, necessariamente, a visão da FEBRABAN.

# Estimação das Demandas por Crédito no Brasil via a Técnica de Identificação Econométrica por Heteroscedasticidade

Christiano Arrigoni Coelho  
(IBMEC/RJ)  
christiano.arrigoni@gmail.com

Márcio Garcia  
(PUC-Rio)  
mgarcia@econ.puc-rio.br

João Manoel Pinho de Mello  
(INSPER)  
jmpmello@gmail.com

## RESUMO

Propomos um método baseado no método desenvolvido por Rigobon (2003) de identificação por heterocedasticidade para estimar a elasticidade juros da demanda e da oferta de crédito. Implementamos tal método usando um banco de dados novo que contém fluxos de crédito (tanto preços quanto quantidades para diferentes produtos de crédito) no Brasil, em frequência diária. A identificação econométrica depende de hipóteses sobre a diferença na velocidade de resposta a choques monetários: supomos que a oferta reage mais rapidamente do que a demanda por crédito. Os resultados mostram que a demanda por crédito é bastante inelástica a juros, enquanto a demanda por capital de giro é elástica. Já a oferta de crédito é inelástica a juros. Tais resultados grosso modo confirmam as evidências anedóticas sobre o mercado de crédito no Brasil, sugerindo que nosso método é eficaz para recobrar os parâmetros das curvas de demanda e de oferta de crédito no Brasil. Com base nas estimativas obtidas, podemos quantificar o quanto do spread bancário vem do fato de os tomadores de crédito serem pouco sensíveis às alterações na taxa de juros. Nossos resultados sugerem que os níveis dos spreads nos produtos de pessoa jurídica e, principalmente, de pessoa física são compatíveis com a falta de sensibilidade da demanda por crédito à taxa de juros. Tais resultados têm várias implicações quanto a políticas públicas. Sendo os níveis de spread compatíveis com a falta de sensibilidade da demanda à taxa de juros, pouco adiantaria forçar aumentos de concorrência artificialmente.

**Palavras-chave:** Crédito; Demanda e Oferta de Crédito; Fricções Financeiras; Transmissão da Política Monetária; Identificação por Heterocedasticidade

## INTRODUÇÃO

A política monetária afeta a atividade econômica através de diferentes canais. O canal tradicional diz que, ao alterar a quantidade de reservas bancárias, o Banco Central altera a quantidade de depósitos que o setor bancário emite. Do lado do passivo, isso faz os bancos terem que vender ou comprar títulos, alterando a taxa real de juros de equilíbrio em um mundo onde os preços não se ajustam rapidamente. A alteração das taxas de juros, por sua vez, mudam as decisões de investimento, poupança e consumo, afetando a atividade econômica. Outro mecanismo é o canal de crédito, isto é, como a política monetária influencia o setor real através do efeito no funcionamento dos mercados de crédito. O canal de crédito afeta o setor real de duas formas. Primeiro, as mudanças nas taxas de juros produzidas pelo canal tradicional afeta a saúde financeira das firmas e pessoas, aumentando o custo de inadimplência. Esse é o chamado canal do balanço. Segundo, mudanças no custo de emitir depósitos alteram o custo marginal de se conceder empréstimos. Esse é o chamado canal de empréstimos bancários. A eficácia da política monetária, seja através do canal tradicional ou do canal de crédito depende da elasticidade relativa da oferta de e da demanda por crédito.

Este artigo dá duas contribuições, uma metodológica e outra prática para o setor bancário brasileiro. Primeiro, contribuimos propondo um método para estimar as elasticidades da demanda e da oferta agregadas de crédito à taxa de juros usando dados de alta frequência. Segundo, aplicamos o método para dados de empréstimos no Brasil. Dessa aplicação sai uma estimativa da elasticidade à taxa de juros da demanda por crédito no Brasil. Esse é um objeto importante do ponto de vista de política pública, como será explicado.

Nós usamos o método da identificação por heterocedasticidade. O método baseia-se na ideia de que movimentos na oferta ajudam a estimar a inclinação da demanda e vice-versa. No limite, se um o componente estrutural não-observável da demanda tem variância zero, mas o erro na oferta varia, então a demanda é econometricamente identificada.

Nossa hipótese de identificação é que em períodos de alta variância de taxa de juros a variância da oferta de crédito aumenta relativamente a variância da demanda. A razão teórica é a seguinte. A política monetária afeta a variância da taxa básica de juros. A taxa básica é um custo para o financiamento dos bancos. Assim, a volatilidade da taxa Selic deve afetar diretamente a oferta. Todavia, ela irá afetar a

demanda apenas através das taxas bancárias. Mudanças na fração de variâncias não-observáveis da oferta e da demanda são equivalentes a um instrumento aleatório. Um instrumento normal irá deslocar oferta (deterministicamente) porém manterá a demanda constante. Se nossa hipótese de identificação for verdadeira, então em períodos de alta variância, a oferta irá se deslocar mais do que a demanda. Isso é como se nós tivéssemos um instrumento aleatório que deslocasse em média a oferta mais do que a demanda

A volatilidade da política monetária afeta a oferta de crédito através de dois canais diferentes. Primeiro, a volatilidade da política monetária pode ser sinal de futura volatilidade no produto e na inflação. Uma vez que bancos tendem a emprestar com prazos longos, um aumento da volatilidade irá provavelmente contrair a oferta. Outro canal é através da estrutura a termo das taxas de juros (*yield curve*). A volatilidade no curto-prazo amplifica a parte longa da estrutura a termo. Uma vez que o custo de financiamento leva em conta a estrutura a termo inteira, a volatilidade na política monetária determina a posição da oferta. Em outras palavras, esses dois canais justificam a afirmação de que a oferta de crédito tende a responder rapidamente às mudanças na política monetária.

Para identificar a sensibilidade da demanda por crédito à taxa de juros não precisamos que ela não responda à política monetária, mas tão somente que responda mais lentamente do que a oferta de crédito. Claramente, na medida em que política monetária impacta produto e inflação, ela impacta a demanda por crédito. A medida depende do tipo de crédito. O crédito de consumo de curto-prazo não costuma ser dirigido pelo produto de longo-prazo, inflação e taxa de juros. Da mesma forma, o capital de giro de curto-prazo é menos afetado por considerações de longo-prazo. O capital de giro de longo prazo e o financiamento ao consumo de longo-prazo como hipotecas costumam ser afetados pela volatilidade. Nós também exploramos essa variação através das categorias de crédito para identificar a oferta estrutural e parâmetros de demanda.

Este relatório está organizado da maneira que se segue. A seção II provê um referencial sobre o mercado de crédito brasileiro. A seção III revisa a literatura relacionada. A seção IV apresenta a estratégia de identificação em detalhes. A seção V descreve os dados. A seção VI contém os resultados. A seção VII conclui.

## II. Características do mercado de crédito brasileiro relevantes para o procedimento empírico

O mercado de crédito brasileiro tem uma característica importante para nosso procedimento de estimação: a forte melhora no desempenho da intermediação financeira durante o período que inclui nossa amostra (2005 - 2009).

Para nossos propósitos, a melhoria no desempenho tem duas consequências. Primeiramente, ela nos informa a respeito de nossas escolhas empíricas. Para nosso procedimento de estimação, é preciso manter em mente que as séries todas são bastantes não estacionárias no período, o que demanda que controlemos para polinômios do tempo para não capturar efeitos espúrios. A segunda consequência é sobre motivação e interpretação. A melhora de desempenho seria devida a um aumento de concorrência no mercado de crédito? Qualitativamente, essa melhora no desempenho pode ser associada às melhoras institucionais que descrevemos abaixo. Ademais, nossas estimativas mostram que os níveis dos *spreads* bancários são compatíveis com a insensibilidade da demanda por crédito, especialmente para pessoa física. Em suma, não há a necessidade de alto poder de mercado para explicar os níveis dos *spreads*.

Uma característica importante do mercado de crédito brasileiro é a alta participação do setor público. Dois dos três maiores bancos comerciais no Brasil são públicos e o governo federal é dono de um grande banco de desenvolvimento (BNDES).<sup>1</sup> Em geral, bancos estatais têm acesso preferencial ou exclusivo a fontes de fundos que são mais estáveis e baratos.<sup>2</sup> Uma parte desse financiamento é destinado a setores específicos, como o setor agrícola, o setor imobiliário e o setor de exportações e importações. O BNDES provê linhas de crédito para pequenas e médias empresas através de bancos privados, que funcionam como intermediários. Em 2014, o crédito direcionado representava 56% do total de empréstimos.

---

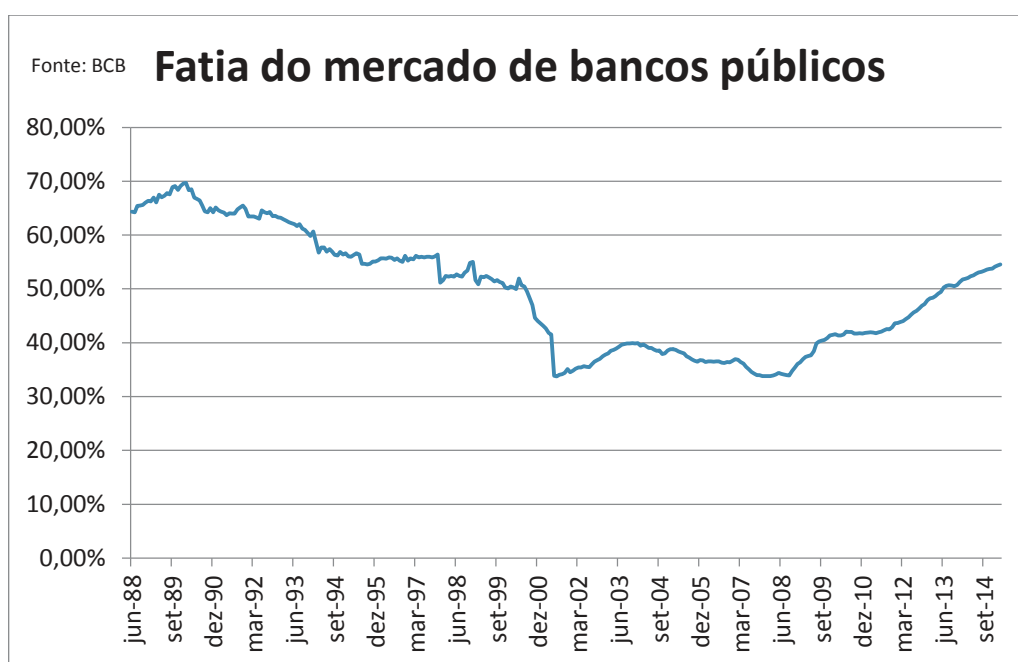
<sup>1</sup> Banco do Brasil é o maior banco comercial e a Caixa Econômica Federal é o terceiro, quando medimos o tamanho dos bancos pelo total de ativos. Ambos são propriedade do governo federal.

<sup>2</sup> Um exemplo são os “depósitos contenciosos judiciais”, que são depósitos para acordos em ações civis que não são finais. Por lei, eles precisam ser depositados em bancos públicos, com taxa reguladas baixas, 6% real a. a., um valor baixo para o Brasil (ver abaixo). Outra importante fonte é o fundo de amparo ao trabalhador (FAT), que serve como *funding* do BNDES.

A participação dos bancos públicos no mercado de crédito diminuiu ao longo do tempo desde a década de 1990 até a crise global de 2008. Na primeira metade dos anos 90, durante a reforma do sistema bancário brasileiro após a crise bancária, o governo brasileiro começou um processo de privatização de bancos públicos regionais, o que diminuiu a parcela de crédito público no mercado desde os anos 90. Podemos ver da figura 1 que a parcela do mercado de crédito que era pública diminuiu de 70% no final dos anos 80 para menos de 40% antes da crise global de 2008.

Podemos ver pela figura 1 que, desde o final de 2008, a parcela pública no mercado de crédito voltou a aumentar para um nível superior a 54%. Esse movimento ocorreu como consequência da resposta do governo brasileiro deu a choque da crise global através da grande expansão de crédito pelo Banco do Brasil, Caixa e BNDES.

**Figura 1**



Desde 2004, ocorreram mudanças institucionais importantes no mercado de crédito brasileiro que trouxeram grandes melhoras no seu desempenho.<sup>3</sup> O primeiro

<sup>3</sup> Aqui discutiremos apenas duas dessas mudanças, mas tiveram outras, como melhorias na chance de o credor recuperar o colateral no mercado de hipotecas e empréstimo de automóveis.

deles foi o crédito consignado. Em dezembro de 2003, o Congresso brasileiro passou uma nova legislação regulamentando o crédito consignado, que é um empréstimo pessoal com o pagamento de principal e juros deduzido do contracheque do tomador de empréstimo. Na prática, o crédito consignado transforma renda futura em colateral. A lei regula os procedimentos que bancos comerciais precisam fazer para conceder crédito consignado para funcionários do setor privado<sup>4</sup>, e para beneficiários do Sistema de seguridade social do Instituto Nacional do Seguro Social - INSS, o sistema federal de pensões. Entre outras regulações, a lei determina que o principal e os juros não podem ultrapassar 30% da renda do tomador de empréstimo. Beneficiários do INSS são o maior mercado para crédito consignado. O processo de licenciamento começou em março de 2004 e os bancos foram licenciados em diferentes pontos no tempo.

Crédito consignado existe no Brasil desde a lei 8112 de dezembro de 1990 regulou esse tipo de empréstimo para funcionários públicos em atividade ou aposentados. Funcionários do setor privado em atividade ou aposentados estavam fora do escopo da lei.<sup>5</sup> Em setembro de 2003, o Executivo mandou para o Congresso Nacional a nova legislação que dizia respeito a crédito consignado (Medida Provisória 130), que posteriormente virou lei (lei 10820, Dezembro de 2003). A nova lei regulou o uso de crédito consignado para funcionários do setor privado e beneficiários do INSS do setor privado.

A renda do tomador de empréstimo restringe o tamanho do crédito consignado. Deduções mensais não podem ser maiores que trinta por cento da renda disponível ou benefício e empréstimos precisam ter um pagamento fixo durante o período de amortização.<sup>6</sup> Indenizações trabalhistas podem ser usadas para amortizar o restante da dívida. Empregadores têm uma série de obrigações relacionadas as quantidades e as informações que são passadas para as instituições financeiras e aos empregados. Para funcionários em atividade no setor privado, sindicatos precisam funcionar como intermediários. Sindicatos normalmente sugerem um prestador, mas o empregado é livre para escolher qualquer instituição financeira.

Na prática, os aposentados do setor privado são o grupo de tomadores de empréstimo mais importante. A razão é simples. O INSS é financiado pelo Tesouro

---

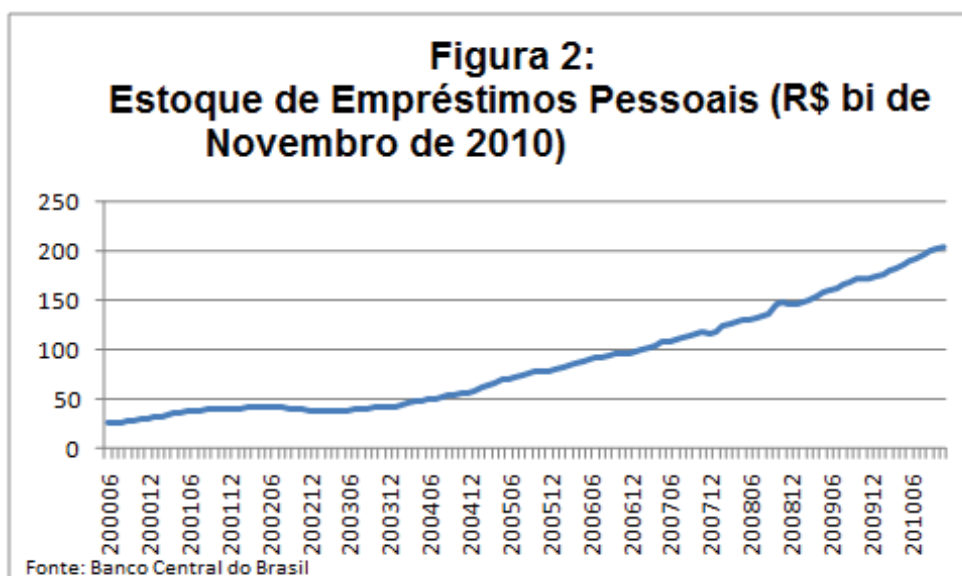
<sup>4</sup> Funcionários públicos já podiam fazer empréstimos na folha de pagamento desde 1991.

<sup>5</sup> A estabilidade de fluxo da renda futura é crucial para a dedução do salário ser uma garantia confiável. Entretanto, a lei teve pouco impacto no início dos anos 1990 porque a instabilidade macroeconômica que dificultou o avanço de intermediação financeira em geral.

<sup>6</sup> Salário disponível é o líquido de deduções compulsórias, como impostos, contribuição social compulsória, pensão alimentícia, etc.



Nacional e o sistema de pensão é em regime de repartição. Assim, os emprestadores enfrentam risco soberano mais um risco de morte maior porém diversificável. A lei exige que o INSS autorize instituições antes que eles possam realizar empréstimos para aposentados. Como esse processo levou algum tempo, a lei ficou valendo efetivamente em abril de 2004, quando o INSS autorizou a Caixa Econômica Federal a realizar operações de crédito consignado. Posteriormente, Banco de Minas Gerais virou o primeiro banco privado autorizado. Em dezembro de 2005, o INSS tinha autorizado quarenta e quatro instituições financeiras. A figura 2 mostra um aumento considerável no estoque de empréstimos pessoais começando no meio de 2004, o que sugere que o crédito consignado foi muito bem-sucedido <sup>7</sup>



A segunda mudança institucional foi a nova lei de falência. Em 9 de Junho de 2005, a nova legislação sobre falência (Lei 11101/05) entrou em vigor. O novo processo de liquidação introduziu seis mudanças fundamentais. Primeira, créditos trabalhistas ficaram limitados a uma quantia de no máximo 150 vezes o salário mínimo. Segunda, crédito com garantias é dado como prioridade sobre crédito fiscal. Terceira, créditos sem garantia é dados como prioridade sobre alguns dos créditos fiscais. Quarta, a firma quebrada pode ser vendida (preferencialmente de forma integral) antes que a lista dos credores seja constituída, o que pode acelerar a venda e deixar processo de falência mais atrativo. Quinta, impostos, dívidas trabalhistas e

<sup>7</sup> A publicação desta série pelo Banco Central do Brasil foi interrompida em dezembro de 2011.

outros passivos não são transferidos para o comprador de um ativo na liquidação. Por fim, qualquer novo crédito estendido durante o processo de reorganização é tido como prioridade no caso de uma liquidação. As duas primeiras mudanças tiveram impacto direto na prioridade de credores com garantias. Como na lei de falência antiga credores com garantias vinham depois de todas as disputas trabalhistas e fiscais, a prioridade dada para credores com garantias aumentou significativamente. A terceira aumentou a prioridade de credores sem garantias. A quarta, quinta e sexta mudanças, por sua vez, aumentaram o valor de firmas em falência e conseqüentemente a quantia recuperada pelos credores. Quanto mais os credores esperam receber em um estado de insolvência, menos eles vão requerer que as firmas paguem no estado de solvência, reduzindo o custo do capital.<sup>8</sup>

As figuras 3 e 4 abaixo mostram a razão entre crédito e PIB no Brasil e uma medida simples de *spread*, que é a diferença percentual entre a taxa de juros média do crédito (total, entidades legais e indivíduos) e a taxa de juros básica, Selic (que é uma *proxy* para o custo dos fundos dos bancos).

A figura 3 mostra que se medirmos o mercado de crédito brasileiro em termos de volume, as mudanças acima parecem ter aumentado o volume de crédito, já que a razão crédito sobre PIB aumentou de 25% antes das mudanças para 54% em dezembro de 2014. É razoável supor que parte desse aumento tenha sido explicado por essas mudanças.<sup>9</sup>

Não podemos afirmar com certeza se as mudanças acima tiveram efeito no desempenho do mercado de crédito usando a nossa medida proposta de *spread*. Podemos ver pela figura 4 que em um curto período de tempo, os *spreads*, especialmente aqueles para indivíduos, parecem ter diminuído em resposta às mudanças. Mas, com o passar do tempo, todos os *spreads* voltam a aumentar novamente, voltaram a cair, e, recentemente (não mostrado no gráfico) voltaram a subir<sup>10</sup>.

De maneira geral, as figuras 1 até 4 contam a seguinte história. A performance do mercado de crédito brasileiro melhorou significativamente na última década. A maior parte da melhora decorreu de mudanças institucionais que

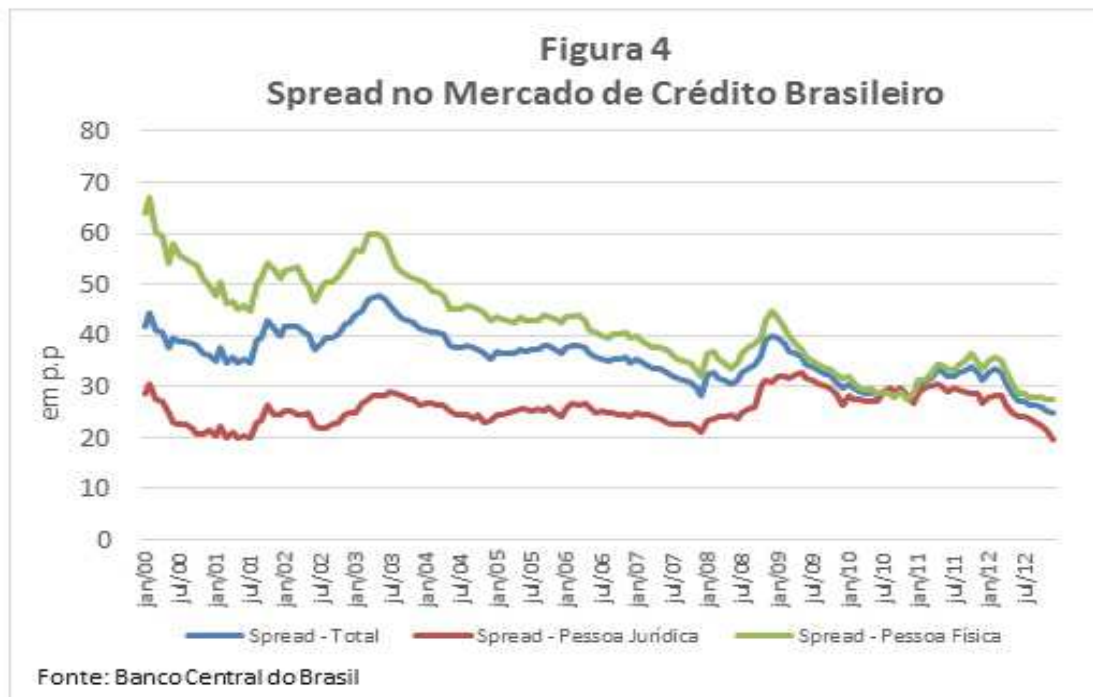
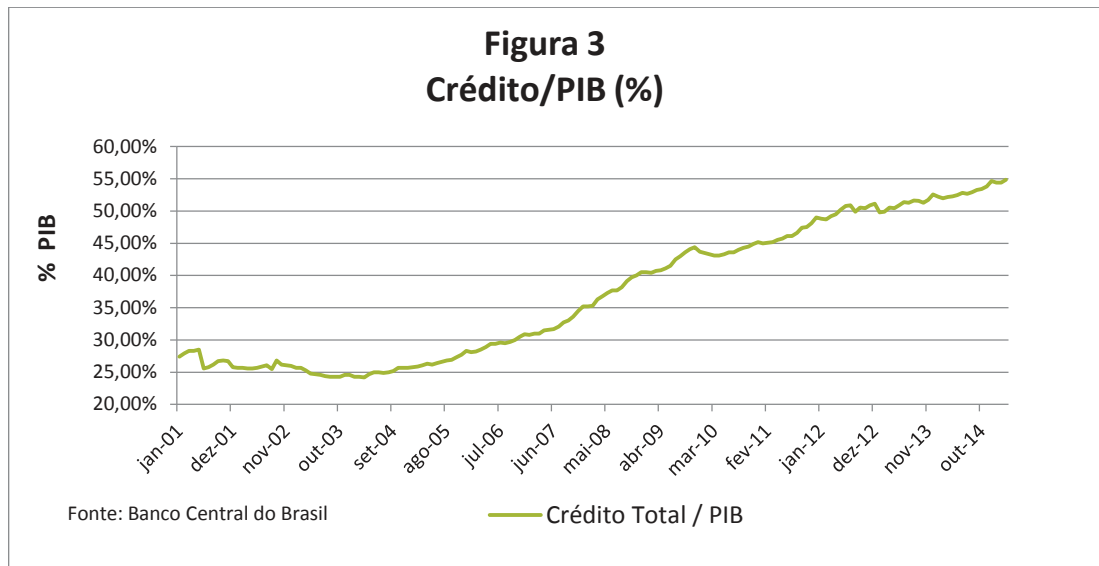
---

<sup>8</sup> Para ver mais detalhes sobre a nova lei brasileira de falência e as estimativas de seu impacto veja Funchal et al (2012).

<sup>9</sup> Para uma estimação mais precisa do efeito da lei do crédito consignado veja Coelho, De Mello e Funchal (2010).

<sup>10</sup> As séries do BC utilizadas na Figura 4 foram descontinuadas em dezembro de 2012 devido à revisão metodológica. As novas séries, infelizmente, só começam em 2011.

produziram um aumento na oferta de empréstimos, descrito acima. É possível argumentar que, como consequência, quantidades aumentaram. Misteriosamente, preços não diminuíram como o esperado (ver figura 4). Nesse contexto, um entendimento das elasticidades da demanda e da oferta é muito importante, já que pode ajudar a explicar os fatos descritos nessa seção.



### III. Literatura Relacionada

Pouca literatura está disponível acerca da estimação de parâmetros de oferta de e demanda agregada por crédito. Algo relacionado, nos últimos dez anos o banco central fez um sistemático esforço em entender os determinantes dos altos *spreads* retratados na figura 4 (Banco Central do Brasil, 1999 até 2013). Entretanto, o trabalho do banco central, bem-feito como é, é um exercício de contabilidade que tenta decompor o *spread* mostrado na figura 4 em componentes diferentes, como riscos, impostos, custo dos depósitos compulsórios, custos administrativos, e lucros (que são computados como resíduo). Embora a alta fração (algo como 30%) do *spread* seja atribuído a lucros, os estudos são silenciosos a respeito das razões por trás disso. Seria por causa do poder de mercado? Ou a demanda seria insensível a preços? Isso é particularmente importante a luz do fato de que a maioria das evidências disponíveis sugerem que a indústria bancária brasileira não é excessivamente concentrada ou com ausência de competição (Nakane, 2002).

### IV. Dados e estatísticas descritivas

Nossa principal fonte de dados é uma base de dados do interna do Banco Central do Brasil, baseada em dados reportados pelas próprias instituições financeiras de acordo com a Circular nº 2957 e do Comunicado nº 7569 do Banco Central do Brasil. A base contém informação diária de todos os empréstimos bancários, incluindo o banco e o tipo de empréstimo, as taxas de juros e o volume de novos empréstimos. Nossas duas variáveis dependentes são as taxas de juros e o volume de cada empréstimo. A base de dados contém apenas crédito não direcionado. Os dados começam em junho de 2000, e se estendem até dezembro de 2008. Empréstimos são classificados em seis categorias de empréstimo para o consumidor e onze tipos de crédito para as firmas<sup>11</sup>. Categorias diferem ao longo de

---

<sup>11</sup> As categorias de empréstimos para pessoa física são: a) cheque especial; b) crédito pessoal; c) financiamento imobiliário; d) aquisição de bens – veículos automotores; e) aquisição de bens – outros bens; f) oriundas de cartão de crédito; g) outras para PF. As categorias de empréstimos para pessoa jurídica são: a) *hot money*; b) desconto de duplicatas; c) desconto de notas promissórias; d) capital de giro; e) conta garantida; f) financiamento imobiliário; g) aquisição de bens; h) “vendedor”; i) adiantamento

diversas dimensões, como a presença de colateral, o tipo de tomador de empréstimo, a duração dos empréstimos e se as taxas são pré-fixadas ou ajustáveis.

Em nossas estimativas usaremos apenas empréstimos com taxas de juros pré-fixadas. Esse tipo de crédito representa 63% do total de crédito concedido, em média, e 75% dos novos empréstimos mensais, em média, no período.<sup>12</sup> Alguns tipos de crédito, com taxas de juros ajustáveis, não serão usados.<sup>13</sup>

## V. Estratégia de identificação

### V.1 Identificação Teórica:

Considere o seguinte modelo de equação simultânea de demanda e oferta de crédito:

$$r_t = \beta l_t + B X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$l_t = \alpha r_t + A X_t + \eta_t \quad (2)$$

onde (1) é a demanda e (2) é a oferta.  $r_t$  é a média da taxa de juros do período  $t$ ,  $l_t$  é o montante de novos empréstimos (um fluxo) durante o período  $t$ .  $X$  é o vetor de variáveis exógenas, e  $\varepsilon_t$  e  $\eta_t$  são os componentes estruturais não-observáveis da demanda e da oferta. Nós estamos interessados em estimar os parâmetros estruturais  $\alpha$  e  $\beta$ . Seja

$$\Sigma = \text{Var} \left( \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \middle| X_t \right) = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\eta} \\ \sigma_{\varepsilon\eta} & \sigma_\eta^2 \end{bmatrix}$$

---

sobre contratos de câmbio; j) *export notes*; l) repasses de empréstimos externos, com base na Resolução nº 63 de 21 de agosto de 1967; m) outras para PJ.

<sup>12</sup> A participação dos empréstimos pré-fixados mensais nesse período variou entre 53% e 70% do total de crédito concedido e entre 70% e 80% do total mensal de novos empréstimos.

<sup>13</sup> Os empréstimos para exportadores e importadores estão agrupados. As suas taxas de juros estão indexadas à variação na taxa de câmbio.

a variância dos erros estruturais. Resolvendo (1) para as variáveis endógenas, obtemos:

$$[r_t \quad l_t] = [B \quad A]X_t + \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{bmatrix}^{-1} [\varepsilon_t \quad \eta_t] \quad (3)$$

Então, a matriz de variância das variáveis endógenas (observáveis) como função dos parâmetros estruturais é:

$$\Omega \equiv Var([r_t \quad l_t]) = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{bmatrix}^{-1} \Sigma \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{bmatrix}^{-1T} \quad (4)$$

A identificação teórica depende de: 1) da relação entre variância da forma-reduzida  $\Omega$  e dos parâmetros estruturais do lado direito de (4); e da existência de diferentes regimes para a variância dos erros estruturais. Nós assumimos dois regimes:  $s = \text{HIGH, LOW}$ , para alta e baixa variância das taxas de juros. A variância das taxas de juros varia muito ao longo do período de nossa amostragem (ver fig.1). Talvez existam mais de dois regimes, o que seria ainda mais positivo para nossa estratégia de identificação.

Os dois regimes para variância do erro estrutural implicam dois regimes para a variância da forma reduzida:

$$\Omega^{HIGH} = \begin{bmatrix} \omega_{11}^H & \omega_{12}^H \\ \omega_{12}^H & \omega_{22}^H \end{bmatrix} \text{ and } \Omega^{LOW} = \begin{bmatrix} \omega_{11}^L & \omega_{12}^L \\ \omega_{12}^L & \omega_{22}^L \end{bmatrix}$$

Se erros estruturais são não correlacionados, , então a correspondência entre a forma reduzida e os parâmetros estruturais é:<sup>14</sup>

$$\beta = \frac{\omega_{12}^L - \alpha\omega_{11}^L}{\omega_{22}^L - \alpha\omega_{12}^L} \text{ and } \beta = \frac{\omega_{12}^H - \alpha\omega_{11}^H}{\omega_{22}^H - \alpha\omega_{12}^H} \quad (5)$$

<sup>14</sup>Se , então o número de incógnitas é maior do que o número de equações.

O sistema tem duas equações e duas incógnitas,  $a$  e  $\beta$ . Se as equações não forem redundantes, então o sistema é identificado (os  $\omega$ s são momentos de funções populacionais de variáveis observáveis e, portanto, identificados).

## V.II Discussão

Duas premissas são cruciais: 1) erros estruturais não são correlacionados; 2) as duas equações não são redundantes. A primeira premissa não é testável, a menos que o modelo esteja identificado, mas, neste caso, não se precisaria usar o método de identificação por heterocedasticidade. A segunda premissa depende imediatamente dos parâmetros da forma reduzida e, em princípio, é testável; entretanto, a premissa é, em última análise, sobre os parâmetros estruturais. Se os erros estruturais são ou não correlacionados é uma questão de economia, não de estatística. Isso pode ser feito de maneira mais crível incluindo tantas variáveis quanto pudermos (vetor  $X$ ). Mas no final vai depender crucialmente se demanda e oferta possuem choques comuns. O componente comum mais imediato advém de choques macroeconômicos. Tanto a demanda por e a oferta de empréstimos respondem à política monetária e às expectativas sobre a atividade econômica. Ao incluir nas regressões variáveis como a taxa básica de juros do Banco Central, a taxa de desemprego e as expectativas de inflação, nós mitigamos as chances de um componente comum.<sup>15</sup> Ademais, produtos diferentes de crédito possuem diferentes determinantes da demanda. Por exemplo, a demanda por empréstimos de cheque especial depende de flutuações macroeconômicas do curto prazo porque os tomadores de empréstimos podem sacar de suas contas quando confrontados com desemprego. No entanto, depois da inclusão da taxa de desemprego como variável de controle na regressão, a demanda por empréstimos de cheque especial responde a outras variáveis de atividade econômica. Portanto, um componente comum é menos provável quando focamos no cheque especial.

Se a premissa de não colinearidade for violada, então o Sistema (3) possui uma incógnita a mais do que equações. Nesse caso, é necessário uma maior variação ao longo do tempo na variância relativa dos choques estruturais de oferta e demanda.

---

<sup>15</sup> No jargão econométrico, tais variáveis adicionais são chamadas de controles.

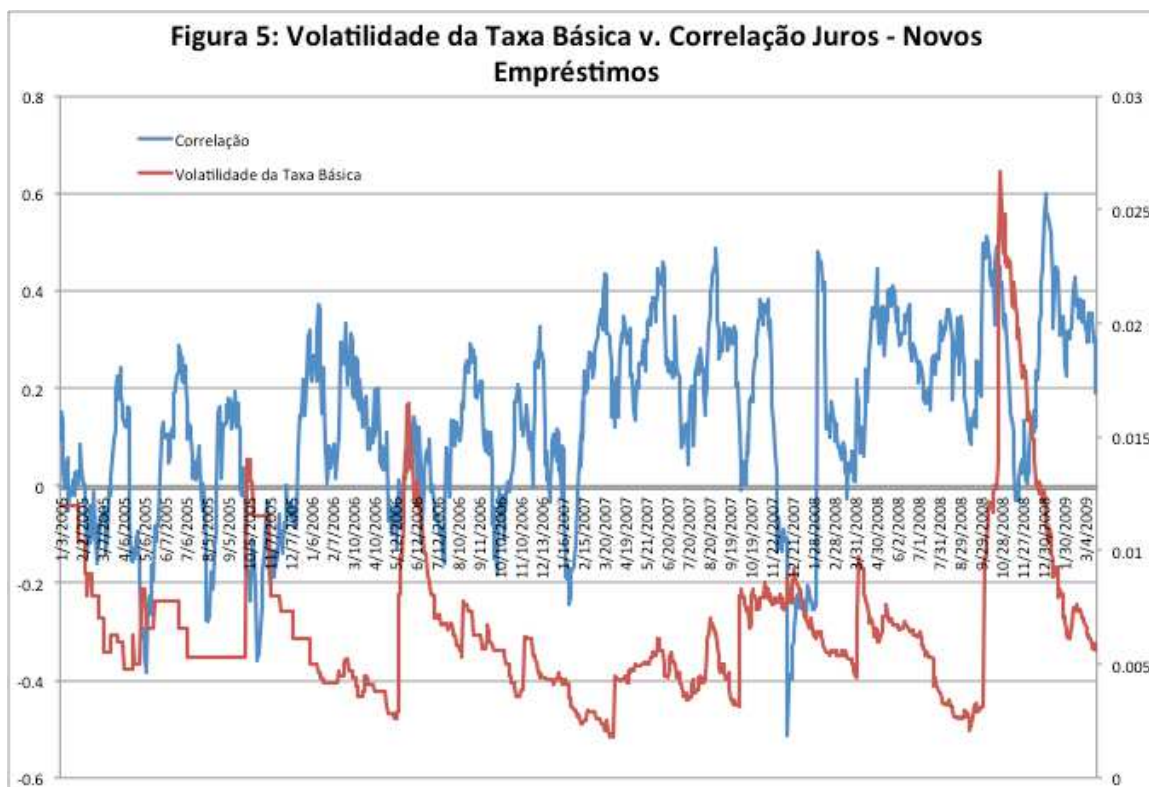
A segunda premissa é sobre como as relações das variâncias de demanda e oferta mudam ao longo do tempo. O sistema (3) possui tantas equações quanto o número de regimes de variância. Entretanto, a presença de diferentes regimes não é suficiente para a identificação: é necessário uma mudança na razão entre as variâncias dos distúrbios estruturais da oferta e da demanda. A Figura 5 mostra duas séries: a janela de variância de 30 dias consecutivos do log da média das taxas de juros e a correlação do log da média das taxas de juros e o log das novas concessões de empréstimos.<sup>16</sup>

Dois importantes padrões surgem da Figura 5. Primeiro, se veem importantes flutuações na volatilidade da política monetária medida pela volatilidade implícita de opções sobre taxas de juros de curto prazo. Isso justifica a premissa de diferentes regimes de variância de taxa de juros, indispensável para o arcabouço de identificação por heterocedasticidade. Igualmente importante, a figura sugere que quando a variância das taxas de juros é alta, a correlação entre taxas de juros e novas concessões de empréstimos torna-se negativa. Por outro lado, quando a variância é baixa, a correlação entre taxas de juros e novos empréstimos concedido é alta (de fato positiva). Esse padrão sustenta nossa segunda premissa de identificação: quando a taxa de juros é muito volátil (induzida pela volatilidade da política monetária), o co-movimento dos empréstimos é dominado pela oferta. Nesse caso, a variação da oferta sobre a demanda relativamente inerte permite a identificação da inclinação da demanda, que, por definição, é negativa. Para períodos de baixa volatilidade, ocorre o inverso, o que permite a identificação (estimação) da inclinação da curva da oferta (positiva).

---

<sup>16</sup> A média das taxas de juros são ponderadas pelo montante de novos empréstimos por categoria. Novos empréstimos são a soma de todas as novas concessões de empréstimos.





O padrão da figura 5 é incondicional. A Tabela 1 possui os resultados da regressão da correlação entre novas concessões e juros na volatilidade da política monetária ( $\text{Log}(\text{Desvio Padrão da Taxa Básica})$ ) controlada para o desvio padrão da taxa de juros ao tomador e para um polinômio quadrático de tempo. Nós verificamos que o padrão negativo não é espuriamente determinado pelo tempo, nem captura flutuações na política monetária (coluna (1) a (3)).

Tabela 1			
<i>Variável Dependente: Correlação Taxa de Juros - Novos Empréstimos</i>			
	(1)	(2)	(3)
Log (Volatilidade Taxa de Juros ao Tomador)	0.0562 (0,0302322)	-0.1383 (0,0283701)	-0.1609 (0,0289616)
Log (Desvio Padrão da Volatilidade taxa Básica)	-0.0144 (0,0074998)		-0.0214 (0,0067787)
Tendência Linear		0.0002 (0,0000686)	0.0001 (0,000073)
Tendência Quadrática		0.0000 (0,0000000655)	0.0000 (0,0000000695)
Constante	-0.0735 (0,0854591)	0.2353 (0,0559114)	0.1523 (0,075045)
Número de Observações	1011	1041	1011
Estatística F	3.03	125.05	91.73
R <sup>2</sup>	0.006	0.2657	0.2673
R <sup>2</sup> - Ajust	0.004	0.2635	0.2643

As tabelas 2 a 4 mostram as regressões em MQO<sup>17</sup> de quantidade (novos empréstimos) sobre preços (juros). Em particular, nós estimamos diferentes versões do seguinte modelo:

(6)

onde  $r$  e  $l$  são definidas como acima e  $W$  inclui variáveis como a variável dependente defasada e o log da taxa básica de juros (SELIC), e  $HIGH\_VARIANCE$  é uma dummy para períodos em que a variância da taxa de juros é acima da mediana. Essa dummy define os dois regimes para a matriz estrutural de variância-covariância  $\Sigma$  (e consequentemente a matriz  $\Omega$  de variância-covariância da forma reduzida). MQO é claramente inconsistente, neste caso. Não obstante, as estimativas são informativas. Nossa estratégia de identificação depende do fato de que, em períodos de alta (baixa) volatilidade de taxa de juros, o co-movimento é dominado pela oferta (demanda). Assim, as estimativas do MQO, embora tendenciosas, devem estar “próximas” da verdadeira elasticidade da demanda (oferta) em períodos de alta (baixa) volatilidade de taxa de juros. Assim, embora as estimativas não sejam

<sup>17</sup> Mínimos quadrados ordinários.

interpretáveis em níveis, a diferença nas inclinações (capturada por  $\gamma_1$ ) é informativa a respeito da validade da premissa de identificação. A Tabela 2 mostra a estimativa do MQO para a medida agregada dos empréstimos (ver descrição de como a figura 1 foi construída). A Tabela 3 foca nos empréstimos para o consumidor. A Tabela 4 possui estimativas para o capital de giro com maturidade maior do que 30 dias.<sup>18</sup>

Tabela 2				
Variável Dependente: Log Novas Concessões				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Lag Log Novas Concessões			0.1901842 (0,0308081)	0.1891859 (0,0308756)
Log Juros	-0.3629832 (-0,0790501)	0.1664313 (0,0730816)	0.0898089 (0,0729798)	0.0932761 (0,0732951)
Log Juros x Alta Volatilidade	0.0410978 (0,1085396)	-0.1200431 (0,0948985)	-0,1091421 (0,0932429)	-0.1059759 (0,0934643)
Alta Volatilidade	-0.1631382 (0,4865435)	0.5428431 (0,4245154)	0,4917172 (0,4171157)	0,4840271 (0,4175072)
Tendência Linear		0.0005796 (0,0000867)	0,0004346 (0,000089)	0.0004289 (0,0000897)
Tendência Quadrática		-0.000000176 (0,0000000765)	-0.000000115 (0,0000000761)	-0.000000109 (0,0000000772)
Log Volatilidade da Taxa Básica				-0,0100916 (0,0189765)
Constante	3.057074 (0,3535348)	0.4506134 (0,334177)	0.5751966 (0,3292482)	0.5067745 (0,3535985)
Número de Observações	1069	1069	1068	1068
Estatística F	13.65	92.27	86.49	74.13
R <sup>2</sup>	0.037	0.3027	0.3285	0.3286
R <sup>2</sup> - Ajust	0.0343	0.2994	0.3247	0.3242

A Coluna (1) na Tabela 2 mostra uma relação negativa entre taxa de e novos empréstimos. Ela parece diferente entre períodos de alta de baixa volatilidade na política monetária, mas a diferença não parece marcante. Como não controlamos para nenhuma tendência, é difícil interpretar os resultados. Na coluna (2) controlamos para um polinômio quadrático da tendência. É interessante notar duas coisas. Em períodos de baixa volatilidade da política monetária (Alta Volatilidade = 0), a correlação entre taxas de juros de juros e novas concessões parece ser positiva, o que é mais compatível com variações vindas da oferta de crédito, o que é exatamente o que esperaríamos se a estratégia de identificação funciona. Nos períodos de alta volatilidade da política monetária (Alta Volatilidade = 1), a correlação entre juros e novas concessões é praticamente zero, ou seja, não é claramente um objeto de oferta. Novamente isso é compatível com a estratégia de

<sup>18</sup> MQO é inconsistente no sentido de que o parâmetro do melhor estimador linear na equação (6)  $\gamma_1$  não é igual a elasticidade da demanda ( $\beta_1$ ), nem a elasticidade da oferta ( $\alpha_1$ ) nas equações (1) e (2).

identificação. No entanto, a diferença da correlação entre períodos de alta e baixa volatilidade não é significativa do ponto de vista estatístico. O desempenho do modelo não muda muito ao controlarmos para a defasagem das novas concessões e a volatilidade da taxa básica de juros.

A Tabela 3 contém o mesmo exercício porém com o foco nos empréstimos para consumidores. O mesmo padrão emerge, mas torna-se mais forte. Agora, as diferenças das correlações nos dois regimes são mais significativas (apesar de nem sempre serem significativas a níveis normalmente utilizados). Em todas as colunas a correlação entre juros e novos empréstimos é negativa, sendo mais negativa em períodos de alta volatilidade (Alta Volatilidade = 0). Parece, portanto, que o procedimento parece estimar algo mais parecido com a demanda por crédito se focarmos no crédito ao consumidor.

Tabela 3				
<i>Variável Dependente: log Novos Empréstimos (Newey-West)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Lag Log Novas Concessões			0.42720 (0,0536833)	0.42119 (0,0530406)
Log Juros	-1.13078 (0,0520018)	-0.79121 (0,089196)	-0.43371 (0,0754443)	-0.40959 (0,0746361)
Log Juros x Alta Volatilidade	-0.18166 (0,069165)	-0.12295 (0,0839983)	-0.05897 (0,0600761)	-0.05680 (0,0607865)
Alta Volatilidade	0.68779 (0,2713922)	0.43686 (0,3299372)	0.20829 (0,2361548)	0.22640 (0,2394208)
Tendência Linear		0.00015 (0,0001566)	0.00012 (0,0001174)	0.00012 (0,000117)
Tendência Quadrática		0.00000 (0,000000123)	0.00000 (0,000000089)	0.00000 (0,0000000896)
Log Volatilidade da Taxa Básica				-0.04181 (0,015065)
Constante	10.42813 (0,2037774)	8.98876 (0,3834942)	5.06226 (0,5325731)	4.77156 (0,5216219)
Número de Observações	1019	1019	1018	1018
Estatística F	437.84	197.96	366.56	312.26
R <sup>2</sup>	0.5641			
R <sup>2</sup> - Ajust	0.5628			

Finalmente, na Tabela 4 nós utilizamos apenas os empréstimos de capital de giro com maturidade maior do que 30 dias. O padrão na Tabela 2 e 3 não emerge. Isso ilustra como nós usamos diferentes categorias como uma fonte adicional de identificação de variação. Como argumentamos acima, a premissa da identificação é mais crível para empréstimos para consumidores e financiamento empresarial de

curto-prazo. Portanto, em períodos de alta variância nós não devemos esperar que o co-movimento seja dominado pela oferta. Os resultados da Tabela 4 apoiam essa previsão teórica.

<b>Tabela 4</b>				
<i>Variável Dependente: Log Novas Concessões (Newey-West)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Lag Log Novas Concessões			0.23489 (0,0321464)	0.23124 (0,031924)
Log Juros	-1.71007 (0,0824194)	-1.35561 (0,1052304)	-1.28466 (0,1008831)	-1.32158 (0,1022945)
Log Juros x Alta Volatilidade	0.14017 (0,1534162)	-0.10191 (0,1209376)	-0.07453 (0,1106892)	-0.11446 (0,1124101)
Alta Volatilidade	-0.31691 (0,5202287)	0.40178 (0,4137809)	0.29576 (0,3769676)	0.37127 (0,3818332)
Tendência Linear		-0.00072 (0,0001845)	-0.00087 (0,0001732)	-0.00085 (0,0001754)
Tendência Quadrática		0.00000 (0,000000148)	0.00000 (0,00000014)	0.00000 (0,000000142)
Log Volatilidade da Taxa Básica				0.09453 (0,0259995)
Constante	11.17671 (0,2826213)	9.94878 (0,3944488)	8.53204 (0,4365464)	9.19177 (0,4744598)
Número de Observações	1069	1069	1068	1068
Estatística F	222.31	310.63	325.83	275.67

## VI. Resultados principais

O processo de estimação é descrito a seguir. Estimamos a forma reduzida do modelo (3) e recuperamos as contrapartidas dos distúrbios reduzidos para dois regimes: sub amostras dos dias em que a variância da taxa de juros é maior e menor que a mediana ( $H$  e  $L$ , respectivamente). Em uma especificação incluímos covariadas (o vetor  $X$ ) em (3), que contém o log da taxa básica (SELIC), um polinômio de tempo, expectativas de inflação e desemprego. Sejam  $N_H$  e  $N_L$  os conjuntos com predominância de dias com variância alta e variância baixa, respectivamente. são usados para recuperar estimadores consistentes da matriz de variância e covariância da forma reduzida nos dois regimes: alta e baixa volatilidade na taxa de juros:

$$\hat{\Omega}^{HIGH} = \begin{bmatrix} \hat{\omega}_{11}^H & \hat{\omega}_{12}^H \\ \hat{\omega}_{12}^H & \hat{\omega}_{22}^H \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i \in N_H} \hat{\varepsilon}_i^2 & \sum_{i \in N_H} \hat{\eta}_i \hat{\varepsilon}_i \\ \sum_{i \in N_H} \hat{\eta}_i \hat{\varepsilon}_i & \sum_{i \in N_H} \hat{\eta}_i^2 \end{bmatrix} = \text{and} \quad (7)$$

$$\hat{\Omega}^{LOW} = \begin{bmatrix} \hat{\omega}_{11}^L & \hat{\omega}_{12}^L \\ \hat{\omega}_{12}^L & \hat{\omega}_{22}^L \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i \in N_L} \hat{\varepsilon}_i^2 & \sum_{i \in N_L} \hat{\eta}_i \hat{\varepsilon}_i \\ \sum_{i \in N_L} \hat{\eta}_i \hat{\varepsilon}_i & \sum_{i \in N_L} \hat{\eta}_i^2 \end{bmatrix}$$

Usando estimativas pontuais em (7), recuperamos estimativas pontuais (consistentes) para parâmetros estruturais.

$$\hat{\beta} = \frac{\hat{\omega}_{12}^L - \hat{\alpha} \hat{\omega}_{11}^L}{\hat{\omega}_{22}^L - \hat{\alpha} \hat{\omega}_{12}^L} \quad \text{and} \quad \hat{\beta} = \frac{\hat{\omega}_{12}^H - \hat{\alpha} \hat{\omega}_{11}^H}{\hat{\omega}_{22}^H - \hat{\alpha} \hat{\omega}_{12}^H}$$

Essas são as contrapartidas amostrais de (5). As tabelas 5 e 6 contêm estimativas pontuais para os parâmetros estruturais  $\beta$  (demanda) e  $\alpha$  (oferta), respectivamente. Nos concentramos em dois produtos: empréstimos pessoais e capital de giro com maturidade maior que 30 dias.<sup>19</sup> Dependendo do modelo, o vetor  $X$  inclui uma tendência temporal linear, dummies mensais, o índice Ibovespa, a taxa de câmbio, o risco país, e os swaps DI-Pré 180 e 360 dias.<sup>20</sup>

Os resultados mostram padrões interessantes. Primeiramente, recuperamos um parâmetro negativo para a demanda e um positivo para a oferta em todos os casos, sugerindo que o método é de fato capaz de identificar objetos econômicos de maneira correta. Começamos com a demanda por crédito de pessoa jurídica, medida pelo capital de giro com prazo maior que 30 dias. Resultados estão na Tabela 5.

<sup>19</sup> Esses são os produtos de crédito oferecidos pelos bancos comerciais mais importantes para os consumidores e para as firmas, respectivamente.

<sup>20</sup> A figura 2 sugere que série de concessões dos novos empréstimos pessoais não é estacionária, portanto incluímos a tendência para mitigar a possibilidade de capturar relações espúrias. A figura 5 sugere alguma sazonalidade na série de variância e covariância da taxa de juros e quantidades. Dessa forma, parece natural considerar sazonalidade. Agradecemos Tatiana Didier por nos mostrar isso.

TABELA 5

Variável dependente: Capital de giro corte 50

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)
Média	-1.85	0.12	-1.85	0.13	-0.95	0.04	-1.99	0.2	-2.08	0.19
Desvio padrão	0.73	0.23	0.76	0.22	0.5	0.17	1.17	0.39	1.11	0.39
Constante		Sim		Sim		Sim		Sim		Sim
Tendência linear		Não		Sim		Sim		Sim		Sim
Dummies mensais		Não		Não		Sim		Sim		Sim
Mercado acionário		Não		Não		Não		Sim		Sim
Taxa de câmbio		Não		Não		Não		Sim		Sim
Risco país		Não		Não		Não		Sim		Sim
OIS 360 dias		Não		Não		Não		Sim		Não
OIS 180 dias		Não		Não		Não		Não		Sim
Estatística-t	-2.5	0.5	-2.4	0.6	-1.9	0.2	-1.7	0.5	-1.9	0.5
mark-up mon. comp.	2.17647059		2.1627907				2.01010101		1.92592593	

A demanda por capital é elástica, indo de -1.85 a -2.08. A oferta é sempre bastante inelástica, perto de zero. Usando os parâmetros de oferta e demanda, podemos computar o mark-up (i.e., o *spread*) compatível com um modelo de monopolista concorrencial (neste modelo bancos têm algum poder de mercado por operarem em segmentos levemente separados). *Grosso modo*, as estimativas sugerem que as taxas de juros ao tomador seriam três vezes da taxa básica, algo compatível com o que observamos na prática.

TABELA 6

Variável dependente: Crédito pessoal corte 50

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)	Elasticidade da Demanda	Inverso da elasticidade da "Oferta" (parâmetro de custo)
Média	-0.69	-0.23	-0.11	-0.13	-1.53	0.76	-0.44	0.05	-0.33	0.05
Desvio padrão	0.5	0.19	1.03	0.26	1.04	1.09	0.87	0.12	0.79	0.11
Constante		Sim		Sim		Sim		Sim		Sim
Tendência linear		Não		Sim		Sim		Sim		Sim
Dummies mensais		Não		Não		Sim		Sim		Sim
Mercado acionário		Não		Não		Não		Sim		Sim
Taxa de câmbio		Não		Não		Não		Sim		Sim
Risco país		Não		Não		Não		Sim		Sim
OIS 360 dias		Não		Não		Não		Sim		Não
OIS 180 dias		Não		Não		Não		Não		Sim
Estatística-t	-1.4	-1.2	-0.1	-0.5	-1.5	0.7	-0.5	0.5	-0.4	0.5
mark-up mon. comp.					2.88679245					

A Tabela 6 mostra as mesmas estimativas para o crédito pessoal. Agora a demanda é bastante *inelástica*, i.e, insensível à taxa de juros. Em nenhum dos modelos, rejeitamos a hipótese nula de que ela é zero, ou seja, que a demanda por crédito

peçoal é totalmente insensível à taxa de juros. Novamente, o parâmetro da oferta tem o sinal correto - positivo - mas novamente a oferta é muito inelástica. De fato, não há razão para achar que a oferta crédito para pessoa física deveria ser mais ou menos sensível à taxa de juros do que a oferta de crédito para pessoa jurídica. Agora, o *spread* compatível com o modelo do monopolista concorrencial é quase quatro vezes a taxa básica, também compatível com os níveis de *spread* em crédito pessoal.



## VII. Conclusão

O Brasil no século XXI é um caso notável de rápido aumento na penetração do crédito. A continuação da estabilização de preços, assim como diversas melhoras institucionais explicam esse sucesso. Todavia, o custo do crédito, as taxas de juros, têm mostrado notável resistência a convergirem para padrões internacionais.

Nesse artigo, nós utilizamos diferentes estratégias de identificação para resolver o problema de simultaneidade intrínseca para a estimação de oferta e demanda. Nós mostramos que, enquanto a demanda por capital de giro é elástica, a demanda por financiamento de consumo é bastante inelástica, o que está em linha com a percepção de que a demanda de crédito para consumo é insensível a preços, e ajuda a racionalizar o alto custo do crédito ao consumidor no Brasil.

O debate de política pública no setor bancário gira, invariavelmente, em torno da suposta falta de competição na indústria, o suspeito usual pelos altos *spreads* em vários produtos de crédito. Nossos resultados sugerem que os níveis dos *spreads* nos produtos de pessoa jurídica e, principalmente, de pessoa física são compatíveis com a falta de sensibilidade da demanda por crédito à taxa de juros.

Esse resultado tem várias implicações de política pública. Sendo os níveis de *spread* compatíveis com a falta de sensibilidade da demanda à taxa de juros, pouco adiantaria forçar aumentos de concorrência artificialmente. O cerne da questão é: por que os tomadores, especialmente as pessoas físicas, se importam pouco com a taxa de juros? Se é porque o brasileiro é intrinsecamente impaciente, conforme a conjectura de Giannetti da Fonseca (2005), então pouco há a ser feito. A literatura acadêmica sugere que falta de sensibilidade à taxa de juros decorre de restrição ao crédito, ou seja, falta de alternativas mais baratas porque os tomadores são excessivamente arriscados (Adams et al, 2009; Coelho et al, 2012). Neste caso, não há almoço grátis: as diminuições de *spreads* virão quando os tomadores ficarem estruturalmente menos arriscados. Isso ocorrerá somente com melhorias institucionais que permitam que os emprestadores saibam sobre os tomares no ato da subscrição de empréstimos, ou tenham acesso a tecnologias de penhora mais sólidas, como o crédito consignado e alienação fiduciária.

## Referências

Adams, William, Liran Einav, and Jonathan Levin. 2009. "Liquidity Constraints and Imperfect Information in Subprime Lending." *American Economic Review*, 99(1): 49-84.

Banco Central do Brasil, *Relatório de Economia Bancária*, 1999 a 2013.

Bernanke, Ben, and Alan Blinder. 1988. "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review* 78(2): 435-39.

———. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy Transmission." *American Economic Review* 82(4): 901-21.

Coelho, Christiano, De Mello, João e Funchal, Bruno. The Brazilian Payroll Lending Experiment, *Review of Economics and Statistics*, November 2012, Vol. 94, No. 4, Pages 925-934

Coelho, Christiano, João De Mello and Marcio Garcia 2010. "Identifying the Bank Lending Channel in Brazil through Data Frequency." *Economía* 10: 47 -74

Gianneti da Fonseca, Eduardo. 2005. "O Valor do Amanhã". Editora: Companhia das Letras.

Kashyap, Anil, and Jeremy Stein. 1994. "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets." NBER Working paper 4821. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

———. 2000. "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review* 90(3): 407-28.

Kashyap, Anil, Jeremy Stein, and David Wilcox. 1993. "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance." *American Economic Review* 83(1): 78–98.

Nakane, Marcio, 2002, "A Test of Competition in Brazilian Banking," *EstudosEconômicos*, 15(2): 203-224.

Rigobon, Roberto. 2003. "Identification through Heteroskedasticity." *Review of Economics and Statistics* 85(4): 777 – 92.