

ESTUDO SOBRE O CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO NO BRASIL: ABORDAGEM POR MEIO DO MATCHING DAS FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

JOCILDO FERNANDES BEZERRA *

RICARDO CHAVES LIMA †

IGOR ÉZIO MACIEL SILVA ‡

Resumo

O presente estudo aborda a questão do canal de crédito bancário no Brasil considerando a sua operacionalidade e a identificação dos efeitos da oferta e da demanda de empréstimos. Para tanto, especifica-se um modelo estilizado que caracteriza o comportamento da oferta de crédito dos bancos, em um ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Em seguida, estimam-se funções impulso resposta empíricas, obtidas de um modelo VECM, e teóricas, originadas de um modelo DSGE. Usando-se a técnica de calibragem, obtêm-se os parâmetros que determinam a distância mínima (*matching*) entre os dois tipos de funções em presença de um choque de política monetária. A motivação para o uso dessa metodologia é a possibilidade de separarem os componentes de demanda e de oferta de empréstimos, uma questão recorrente em estudos desta natureza.

Palavras-chave: Canal de Crédito; VECM; Política Monetária.

Abstract

This study addresses the issue of bank lending channel in Brazil, regarding its operability, and the identification of supply and demand for loans effects. To do so, we specify a stylized model that characterizes the behavior of credit supply of banks in an environment of uncertainty about future monetary policy. Subsequently, the work estimates empirical and theoretical impulse response functions, respectively from VECM and DSGE models and uses calibration techniques to obtain minimal distance parameters between these two functions (*matching*). The main motivation to implement this methodology is the possibility to separate the components of supply and demand for loans, which is a recurrent issue in this research field.

Keywords: Credit Channel; VECM; Monetary Policy.

JEL classification: E52, C32

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea137674>

* Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: jocildo.bezerra@gmail.com

† Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: chaveslima@gmail.com

‡ Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: igormacielsilva@gmail.com

1 Introdução

A visão tradicional em relação ao impacto da política monetária na economia enfatiza o papel da taxa de juro como mecanismo de transmissão (Keynes 1936). Isto é, os choques se propagam ao produto e ao emprego indiretamente por meio do investimento, considerando-se a eficiência marginal do capital estável. Mais recentemente, pesquisas têm mostrado que o canal da taxa de juro não é suficiente para capturar os efeitos da política monetária, sendo necessário considerar também o canal de crédito, o qual desempenha papel decisivo na compreensão daqueles efeitos (Walsh 2010)¹. Para Bernanke & Getler (1995) os dois canais citados acima não são mecanismos independentes, ou de ações paralelas, sendo o canal de crédito apenas um elemento propagador e amplificador dos efeitos da taxa de juro.

O canal de crédito abrange a oferta de crédito bancário e o acelerador financeiro (Walsh 2010). O primeiro, devido às características especiais dos bancos e de muitos tomadores de empréstimos, tem efeito na transmissão de choques monetários. Nesse sentido, a questão crítica é a ausência de substitutos para os depósitos, do ponto de vista dos bancos²; e a falta de substitutos para os empréstimos bancários, do ponto de vista dos tomadores (Walsh 2010, Hulsewig et al. 2006).

O desempenho do canal de crédito bancário, na transmissão da política monetária, passou despercebido por um longo tempo, durante o qual a teoria econômica tratou de forma assimétrica os ativos e as obrigações dos bancos comerciais. Da mesma forma, era atribuído apenas aos depósitos um papel na determinação da oferta de moeda e da demanda agregada. Bernanke & Blinder (1988) destacam os efeitos dos ativos dessas instituições tanto por razões empíricas - instabilidade da demanda de moeda - como por razões teóricas, haja vista os modelos de informações assimétricas.

As tentativas de utilizarem-se evidências empíricas no estudo da operacionalidade do canal de crédito bancário têm sido limitadas por, pelo menos, dois obstáculos. O primeiro deles decorre de o comportamento dos agentes ser dependente de expectativas quanto ao futuro. Assim, movimentos previstos do produto podem levar a ajustamentos de portfólio que afetam os padrões temporais da relação daquela variável com o crédito. Por exemplo, se uma queda no produto for acompanhada de elevação dos estoques, o crédito de curto prazo aumentará em resposta a um choque monetário contracionista. Den Haan et al. (2007), *apud* Walsh (2010), observaram que o crédito bancário aumenta em seguida a um choque contracionista da política monetária. Isso gera padrões de relação temporal difíceis de se interpretar.

A segunda dificuldade é conhecida como problema de identificação. Um choque que reduza as disponibilidades de reservas dos bancos produz uma queda simultânea nos depósitos e nos ativos dessas empresas financeiras. Assim, fica indefinido se uma subsequente queda do produto, em consequência desse choque, se deve à demanda de crédito, à oferta de crédito, ou a ambas.

O presente estudo utiliza dados agregados mensais e um modelo proposto por Hulsewig et al. (2006), com origens em Cosimano (1988), para abordar a questão do canal de crédito bancário no Brasil tanto com respeito à sua

¹Há outros mecanismos de transmissão, como o canal dos preços dos ativos (Mishkin 2001, Machado 2012) e canal de taxa de câmbio (Zams & Cooray 2007, Mishkin 1996).

²Para uma abordagem alternativa à da importância dos depósitos, ver Disyatat (2010).

operacionalidade, como no que concerne à separação dos efeitos de oferta e demanda de empréstimos. A contribuição consiste em aplicar o modelo antes referido aos dados da economia brasileira. Para tanto, especifica-se um modelo estilizado que caracteriza o comportamento de oferta de crédito dos bancos num ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Na estratégia empírica, estimam-se modelos do tipo VECM e DSGE, com o objetivo de comparar, estatisticamente, as funções impulso resposta empíricas (VECM) e teóricas (DSGE), resultantes de um choque na política monetária. Os modelos utilizados permitem, também, identificar os componentes de demanda e de oferta de empréstimos.

Os resultados indicam, como previsto pela teoria, que os canais de crédito bancário e de taxa e juro operam conjuntamente, com os bancos reduzindo a oferta de crédito em resposta a uma diminuição esperada em sua margem de lucro. Da mesma forma, a demanda por empréstimos mostrou-se variando positivamente com o produto e negativamente com a taxa de juro.

O trabalho se divide em quatro partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte, apresenta-se o modelo de comportamento da unidade bancária, com as funções de demanda e oferta de empréstimos, essa última obtida a partir de um processo de otimização num ambiente de incerteza sobre os choques de política monetária; na terceira parte, estimam-se os modelos VECM e DSGE, cujas funções de impulso resposta são submetidas a um parâmetro de limites de distância para determinar, estatisticamente, a distância mínima (*matching*) entre elas em resposta a um choque de política monetária; na quarta parte, apresentam-se as conclusões.

2 Revisão da Literatura Empírica

Vários autores têm procurado contornar essa segunda dificuldade, ou seja, o problema da identificação, utilizando informações desagregadas e considerando, explicitamente, a heterogeneidade no tamanho da demanda e das fontes de crédito. O objetivo é identificar os diferentes graus de sensibilidade aos efeitos dos choques da política monetária.

Dentre os estudos dessa natureza, para os Estados Unidos, citam-se Gertler & Gilchrist (1993), os quais usam dados trimestrais de balanço das empresas do período 1959:1 a 1991:4 e concluem pela existência de heterogeneidade no comportamento dos tomadores, com as pequenas firmas sendo mais afetadas por uma política restritiva de crédito do que as grandes firmas. O mesmo resultado é obtido por Gilchrist & E. (1995), trabalhando com dados trimestrais do período 1979:1/1990:1. Em particular, segundo esses autores, uma política monetária restritiva leva a um declínio no débito das pequenas empresas que é, em termos relativos, substancialmente maior do que o observado para as grandes empresas, confirmando o papel da heterogeneidade na difusão dos efeitos da política.

Oliner & Rudebusch (1995), estudaram as condições de crédito na economia americana, no período 1973:4/1991:2, usando dados desagregados, e concluíram que não é possível distinguir entre crédito bancário e de outras fontes, para grandes e pequenas firmas, após um choque de política monetária. Para os autores não há evidência, a nível desagregado, de que uma contração monetária limite a oferta de empréstimos dos bancos relativamente a outras formas de financiamento.

Kashyap & Stein (1997), estudando o papel do sistema bancário no contexto da União Monetária Europeia, com dados de painel do período 1993/97, levam em conta o tamanho e a distribuição das firmas entre os países e a disponibilidade de financiamento não bancário. Acessam a oferta de empréstimos por meio da distribuição espacial dos bancos e do grau de estabilidade econômico-financeira dessas unidades de crédito. Concluem que a sensibilidade da oferta dos bancos, e da demanda de crédito das firmas, a um choque de política monetária difere entre alguns países e são inconclusivos para outros.

Kishan & Opiela (2000) estudam o papel do canal de crédito bancário nos Estados Unidos no período 1980/95 tomando como indicadores de oferta de crédito os tamanhos e os aportes de capital dos bancos. Concluem pela existência do canal de crédito tomando como evidências as restrições de empréstimos e de liquidez enfrentadas, respectivamente, por empresas e bancos após um choque de política monetária.

No Brasil, alguns autores, utilizando, na maioria dos casos, as mesmas metodologias dos estudos acima, têm abordado o problema da identificação do mercado de crédito. Graminho & Bonomo (2002), concluem que o papel do canal de crédito bancário no Brasil deve ser reduzido pela existência de grandes volumes de títulos da dívida pública nas carteiras dos grandes bancos. Isso faz com que uma elevação da taxa de juro influencie positivamente a liquidez dessas unidades de crédito. Nesses termos, é de se esperar que o mecanismo funcione ao contrário para os pequenos bancos.

Takeda et al. (2005) avaliam o canal de crédito bancário no Brasil com dados mensais desagregados do período 1994:12/2001:12 e concluem que quando o indicador de política monetária é representado pelas reservas obrigatórias há evidências do funcionamento desse canal de crédito.

Oliveira & Neto (2008) utilizam dados mensais dos balancetes de 293 bancos comerciais e concluem, identificando os choques de política monetária por meio da SELIC e dos depósitos compulsórios, que o canal de empréstimos bancários é operante na economia brasileira.

Coelho et al. (2010) utilizando dados mensais do período 2000:6/2006:12 e observando a alta frequência dos dados como estratégia principal de identificação, concluem que os bancos reagem aos choques de política monetária num padrão inverso ao que se observa na economia americana, com os grandes bancos apresentando maior sensibilidade aos choques do que os pequenos.

Oliveira (2010) utiliza dados desagregados de periodicidade trimestral, abrangendo o intervalo 1994:3/ 2007:3, reunindo informações referentes 291 empresas públicas e 4.735 unidades do setor privado, e conclui pela existência do canal de empréstimos bancários traduzido na redução de demanda de crédito por parte das empresas com maiores restrições financeiras em resposta a um choque monetário contracionista.

Ianaze (2011, p. 11) utiliza dados mensais do período 2001:6/2009:12 referentes aos balanços patrimoniais dos bancos, SELIC e depósitos compulsórios, e conclui que a operacionalidade do canal de empréstimos bancários depende do instrumento utilizado. "No caso de um aumento na Selic, o impacto no crédito de bancos de menor porte e mais líquidos é maior. Já para um aumento de compulsórios os bancos de menor liquidez e maior tamanho são impactados em maior magnitude."

Outros autores, como Souza-Sobrinho (2003) e Bresciani Silva (2008), utilizam dados agregados e as metodologias de Vetores Autorregressivos (VAR) e

Vetores de Correção de erro (VEC). O primeiro usa diferentes indicadores do mercado de crédito e diversos testes econométricos, além de dados mensais do período 1994:10/2001:12. Em particular, a análise com VAR revela que diante de um arrocho monetário os bancos reduzem a oferta de crédito e aumentam o spread causando retração da atividade econômica.

Bresciani Silva (2008) usa dados mensais do período 2000:1/2007:3 e metodologias VAR e VEC. A observação de que há um aumento das emissões de títulos das empresas após uma política monetária restritiva, é a estratégia usada para identificar os deslocamentos da oferta de crédito.

3 O Modelo da Firma Bancária: Hipóteses, Variáveis e Estrutura do Modelo³

O modelo considera a oferta de crédito (L_t) para o setor não bancário com fundos coletados por meio de depósitos (D_t) e redescontos do Banco Central (B_t), depois de deduzidas as reservas compulsórias (R_t). Há um grande número de bancos idênticos que agem como tomadores de preços; isto é, as taxas de juro de mercado, tanto a que, eventualmente, pagam pelos depósitos (r^D) como a que cobram pelos empréstimos (r^L) são dadas e as mesmas para cada banco.

Para um banco i , qualquer, o lucro no tempo $t + j$ é dado por:

$$\pi_{t+j}^i = r_{t+j}^L L_{t+j}^i - r_{t+j}^D D_{t+j}^i - r_{t+j}^M B_{t+j}^i - C_{t+j}, \quad j = 1, 2, \dots \quad (1)$$

em que π_{t+j}^i é o lucro no período $t + j$; L_{t+j}^i são os empréstimos no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^L ; D_{t+j}^i são os depósitos captados no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^D ; B_{t+j}^i é a posição líquida no mercado interbancário no período $t + j$ à taxa de juro r_{t+j}^M ; C_{t+j} é Custo de avaliar e de ajustar o volume de empréstimos no tempo $t + j$:

$$C_{t+j} = \left(\frac{a}{2}\right) (L_{t+j}^i - L_{t+j-1}^i) \quad (2)$$

em que a é uma constante positiva e constitui um parâmetro do custo de ajustamento.

Um banco i , qualquer, procura maximizar o valor presente esperado do seu fluxo de lucro, de modo que:

$$V_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \pi_{t+j}^i \quad (3)$$

em que E_t é o operador de expectativas racionais condicional ao conjunto de informações disponíveis no tempo t (I_t), que inclui os valores passados e correntes de todas as variáveis; β é a taxa de desconto, sendo que $0 < \beta < 1$.

A restrição orçamentária do banco i é dada por:

$$L_{t+j}^i + R_{t+j}^i = D_{t+j}^i + B_{t+j}^i, \quad (4)$$

³O conteúdo desta seção usa modelo proposto por trabalho de Hulsewig et al. (2005, 2006), na linha de Cosimano (1988) e Sargent (1979). Aqui se apresenta o modelo estilizado que especifica como os bancos decidem a oferta de empréstimos numa situação de incerteza sobre a política monetária futura.

em que $R_{t+j}^i = dD_{t+j}^i$, sendo que $0 < d < 1$. Em que L_{t+j}^i é o volume de empréstimos do banco i no período $t + j$; R_{t+j}^i é o volume de reservas do banco i no período $t + j$; D_{t+j}^i é o volume de depósitos do público no banco i no período $t + j$; B_{t+j}^i é a posição líquida no mercado interbancário do banco i no período $t + j$.

O modelo assume que D_{t+j}^i é determinado de modo exógeno (Baltensperger (1980); Klein (1971), *apud* Hulsewig et al. (2005)). Dependendo dos fluxos estocásticos, o banco i ajusta sua posição líquida no mercado interbancário (B_{t+j}^i) para atender à restrição orçamentária. A taxa r_{t+j}^D se ajusta à taxa r_{t+j}^M em resposta às condições de arbitragem (Freixas & Rochet (1997, p57), *apud* Hulsewig et al. (2005)).

3.1 Derivando a Oferta Ótima de Empréstimos

Para maximizar o valor atual esperado do seu fluxo de lucros, um dado banco deve escolher uma trajetória ótima de empréstimos condicionada à sua restrição orçamentária e ao conjunto de informações disponíveis.

Assim, para o i -ésimo banco a função oferta de empréstimos decorrente do processo de otimização será⁴:

$$L_{t+j}^i = L_{t+j-1}^i + a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_{t+j}(r_{t+j+s}^L - r_{t+j+s}^M), \quad j = 1, 2, \dots \quad (5)$$

O volume de empréstimos aumenta com uma elevação esperada em r_{t+j+s}^L cai com um aumento esperado em r_{t+j+s}^M . Ou seja, a oferta de empréstimo varia diretamente com a margem de lucro esperada e inversamente com o custo de avaliação e renovação (a).

3.2 Implicações para o Mercado de Crédito

Sob a hipótese de um único e homogêneo mercado de crédito, a equação (6) representa a oferta agregada de empréstimos do setor bancário. Para $j = 0$, e incorporando valores observados e esperados, a equação (6) representa a soma das ofertas de n bancos idênticos.

$$L_t = L_{t-1} + na^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_t(r_{t-s}^L - r_{t-s}^M). \quad (6)$$

A demanda agregada de empréstimos é representada pela equação (7) a seguir:

$$L_t = b_1 y_t - b_2 r_t^L \quad (7)$$

em que y_t é o nível de produto, e b_1 e b_2 são parâmetros positivos, de modo que a quantidade demandada de moeda aumenta com o produto e diminui com a taxa de juro e os parâmetros são as elasticidade renda e juro da demanda agregada de empréstimos.

As equações (8) e (9) representam o volume de empréstimos e a taxa de juro de equilíbrio no mercado de crédito para $j = 0$:

⁴Com base em Sargent (1979), *apud* Hulsewig et al. (2005).

$$L_t = \lambda_1 L_{t-1} + \lambda_1 n a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^s E_t (B_1 y_{t-s} - r_{t-s}^M) \quad (8)$$

$$r_t^L = B_1 y_t - B_2 \lambda_1 n a^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2} \right)^s E_t (B_1 y_{t-s} - r_{t-s}^M) \quad (9)$$

em que λ_1 e λ_2 são raízes características positivas, tais que $\lambda_1 < 1 < 1/\beta < \lambda_2$; $B_1 = b_1/b_2$ e $B_2 = 1/b_2$. O volume de empréstimos de equilíbrio aumenta com uma elevação esperada na renda e diminui com uma elevação esperada na taxa de juro da política monetária. A taxa de juro de mercado diminui com um aumento esperado na renda e aumenta com uma elevação esperada na taxa de juro da política monetária. A equação (9) é obtida substituindo-se (8) em (7).

3.3 Implicações para a Política Monetária

O modelo estilizado, apresentado nas seções anteriores, prevê que os bancos tomam decisões sobre a oferta de empréstimos num ambiente de incerteza sobre o curso da política monetária futura, respondendo a variações na margem esperada de crédito determinadas pela diferença esperada entre a taxa de juro do mercado e a taxa de juro da política monetária.

Por causa disso, a oferta de crédito declina com uma redução esperada na margem de crédito depois de um choque na política monetária. Embora o ajustamento seja demorado, e os efeitos passados gradualmente para a economia, isso implica que os bancos não são neutros em relação à transmissão da política monetária.

4 A Estratégia Empírica e os Dados

No presente trabalho, o modelo empírico baseia-se na estratégia definida em Rotemberg & Woodford (1998), Christiano et al. (2005) e Hulsewig et al. (2006). Ou seja, o modelo de ajuste do crédito bancário a choques da política monetária segue um procedimento em duas etapas. Na primeira etapa, um modelo de Vetores de Correção de Erros (VECM)⁵ é estimado para gerar funções de impulso-resposta empíricas. Na segunda etapa, um modelo DSGE é estimado para produzir as funções de impulso-resposta teóricas. Os dois tipos de funções de impulso-resposta são, então, ajustadas (*matching*) até que um Estimador de Distância Mínima (EDM) mostre que não há diferença estatística significativa entre elas.

4.1 Os Dados

O vetor Z_t é composto pelas seguintes variáveis:

$$Z_t = [SLIG_t, SELR_t, LCRER_t, JUR_t]', \quad (10)$$

⁵O modelo de Vetores de Correção de Erros estimado é baseado em Johansen (2000) e Juselius (2006).

em que $SLIG$ é o logaritmo do índice da produção industrial geral do Brasil dessazonalizado⁶, $SELR$ é a taxa Selic mensal subtraída a taxa mensal de inflação medida pelo IGP-DI (FGV)⁷, $LCRER$ é o logaritmo do volume de crédito no Brasil em termos reais deflacionado pelo IGP-DI (FGV), e JUR é a taxa de juros mensal, cobrada pelos bancos, subtraída a taxa de inflação mensal medida pelo IGP-DI (FGV). O teste da raiz unitária será aplicado no contexto multivariado, Juselius (2006), e os resultados são mostrados na tabela 3.

No modelo teórico, o vetor Z_t é representado da seguinte forma⁸:

$$Z_t = [y_t, r_t^M, L_t, r_t^L]'$$

As observações relativas às variáveis são de periodicidade mensal e cobrem o período de junho de 2000 a dezembro de 2012. O vetor de variáveis determinísticas, D_t , é composto por oito *dummies* (uma *dummy* marcando quebra estrutural, sete *dummies* marcando intervenções de política) e uma tendência. As datas a que se referem às *dummies* são: 2001:12, 2002:8; 2002:9, 2003:2; 2003:11; 2008:3; 2008:11, e a quebra estrutural, identificada por meio do teste de Bai-Perron, em 2008:10. A utilização das *dummies* foi definida levando-se em conta os acontecimentos que atingiram a economia brasileira, e o critério de normalidade dos resíduos.

A figura 1 mostra as características visuais das séries, destacando-se fortes movimentos no índice da produção industrial no início da década, refletindo as incertezas do processo eleitoral ocorrido naquele período e uma súbita interrupção de tendência, em 2008/2009, manifestação dos efeitos da recessão mundial, iniciada em 2007, sobre a indústria brasileira. Grandes movimentos se observam, também, nas taxas de juros, no início da década, e uma forte reversão na tendência do volume de crédito.

A Tabela 2 mostra o resultado do teste de cointegração entre as variáveis do modelo estimado pelo método de Johansen, como descrito em Enders (2004) e Dennis (2006). As hipóteses nulas de que $r = 0$ e $r \leq 1$ são rejeitadas ao nível de 95% de confiança, mas o valor *p-value* indica que a hipótese nula de que $r \leq 2$ não deve ser rejeitada. O teste, portanto, sugere a existência de dois vetores de cointegração formados pelas variáveis que compõem Z_t .

O modelo de vetores de correção de erro (VECM) foi então estimado, com nove defasagens, para quatro variáveis, oito *dummies* e tendência linear dentro do espaço de cointegração. Na especificação e adequação do modelo usou-se o critério de análise dos resíduos, seguindo Dennis (2006).

A tabela 3 mostra os resultados dos testes de raiz unitária e exogeneidade fraca. O número de variáveis *dummies* foi escolhido segundo o critério de normalidade dos resíduos e a quebra estrutural através do teste de Bai & Perron (2003).

De acordo com Juselius (2006), em um modelo multivariado, o teste de raiz unitária deve ser realizado utilizando-se uma modelagem multivariada. Seguindo essa orientação, obteve-se resultado que permite rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para todas as variáveis do modelo conforme se mostra na tabela 3. O teste realizado foi o do quociente de máxima verossimilhança, que tem distribuição χ^2 com $p - r$ graus de liberdade, em que p é a

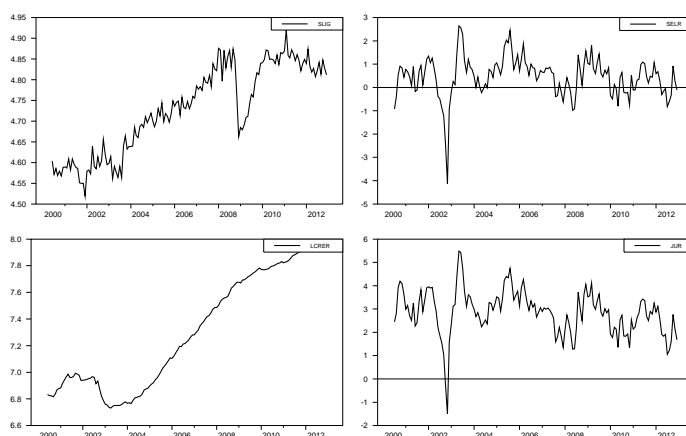
⁶O índice de produto da indústria geral foi a única variável a apresentar sazonalidade e, portanto, foi dessazonalizado antes de entrar o modelo, conforme Juselius (2006).

⁷As taxas de juros são introduzidas no modelo na forma de percentagens.

⁸Ou seja: $SLIG_t = y_t$, $SELR_t = r_t^M$, $LCRER_t = L_t$ e $JUR_t = r_t^L$.

Tabela 1: Estatísticas Básicas: 2000:6/2012:12

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo	JB
Índice de produção industrial (Indústria Geral)	114,21	13,81	0,003	-1,05	86,69	139,61	0,03
Índice geral de preços (IGP-DI)	343,58	87,92	-0,15	-0,88	182,24	503,28	0,06
Crédito ao setor privado com recursos livres (R\$ bilhão)	616,84	399,91	0,63	-0,98	169,21	1485,86	0,00
Selic (em % taxa mensal)	1,14	0,34	0,43	-0,41	0,54	2,08	0,06
Taxa de juro de mercado (em % taxa mensal)	3,53	0,57	0,31	-0,47	2,34	4,83	0,16



Fonte: Elaboração dos autores

+ Nota: Séries deflacionadas (com exceção do índice da produção industrial). Parte superior do painel: logaritmo do índice da produção industrial (esquerda) e taxa Selic (direita). Parte inferior: logaritmo do volume de crédito (esquerda) e taxa de juro de mercado (direita). Ambas as taxas de juros medidas em percentagens.

Figura 1: Características Visuais das Series⁺

Tabela 2: Teste de Cointegração

Rank r	Estatística de Traço	Valor crítico (nível de 95%)	Valor de P
= 0	99,41	67,21	0,000
≤ 1	47,65	45,19	0,028
≤ 2	22,43	27,26	0,166
≤ 3	3,72	13,06	0,717

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária e Exogeneidade Fraca

Teste de Estacionariedade							
r	DGF	5% C.V.	SLIG	SELR	LCRER	JUR	TREND
2	4	9,488	19,87 [0,001]	21,27 [0,000]	22,91 [0,000]	23,89 [0,000]	-
Teste de Exogeneidade Fraca							
2	2	5,991	15,40 [0,000]	7,14 [0,028]	7,87 [0,020]	12,28 [0,002]	-
Teste de Exclusão							
2	2	5,991	9,691 [0,008]	5,372 [0,068]	5,909 [0,052]	4,259 [0,119]	3,318 [0,190]

Fonte: elaboração dos autores.

dimensão do VECM (incluindo as variáveis determinísticas) e r é o número de vetores de cointegração. Bem assim, na mesma tabela, observa-se que é possível rejeitar a hipótese nula de exogeneidade fraca para todas as variáveis. Quanto ao teste de exclusão de variáveis, mostrado na tabela 3, nota-se que *SELR* e *LCRER* encontram-se na vizinhança do intervalo de não rejeição da hipótese nula, a qual claramente não se rejeita para *JUR* e para a tendência. Ao invés de se tomar qualquer iniciativa sobre a alteração do modelo, segue-se Juselius (2006, 2012) para quem a não rejeição da hipótese nula, nesse caso, deve ser vista com extrema cautela quando em presença de variáveis que guardam forte correlação entre si, como é o caso neste trabalho.

A Tabela 4 mostra testes de autocorrelação e normalidade para o modelo estimado. Examinando-se os valores de p correspondentes às estatísticas qui-quadrado, pode-se concluir que as hipóteses nulas de não autocorrelação de resíduos e normalidade não devem ser rejeitadas ao nível de confiança de 95%. Esse resultado sugere uma boa especificação do modelo estimado.

Tabela 4: Testes de Especificação do Modelo

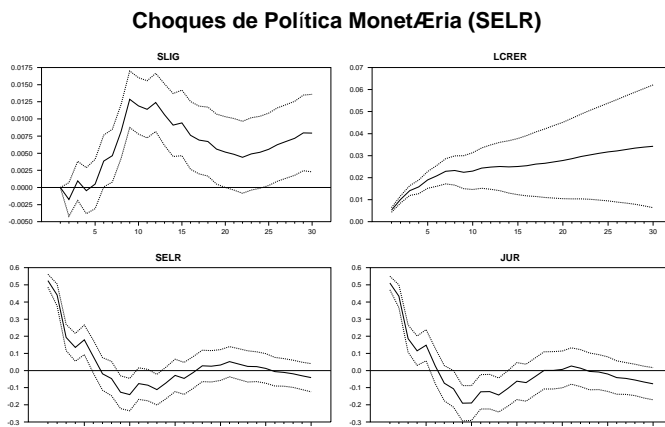
	Testes	Estatística	Valor de P
Autocorrelação	$LM(1)$	$\chi^2(16) = 19,48$	0,244
	$LM(2)$	$\chi^2(16) = 14,14$	0,376
Normalidade		$\chi^2(8) = 5,94$	0,650
ARCH	$LM(1)$	$\chi^2(100) = 76,704$	0,960
	$LM(2)$	$\chi^2(200) = 190,490$	0,647

Fonte: elaboração dos autores.

Finalmente, testes de flutuação realizados com base no período 2000/2005 (β conhecido e constância de β) sugerem que a hipótese nula de constância dos parâmetros não pode ser rejeitada ao nível de 5% (ver apêndice). Os testes $LM(n)$ da tabela 4, seguiram Anderson (1984) e Rao (1973), em que n é o número de defasagens da matriz de variância-covariância.

A partir dessas estimativas, foram geradas funções de impulso resposta (FIR) de choques da política monetária nas variáveis que compõem o vetor Z_t . O ordenamento das variáveis no modelo VECM seguiu a decomposição de Choleski (ortogonalização triangular), e indica que um choque na taxa de juro da política monetária (Selic) não afeta contemporaneamente o produto industrial, enquanto o volume de empréstimos e a taxa de juro de mercado são afetados no mesmo mês do choque, o que implica a seguinte ordem de entrada das variáveis: *SLIG* (produção industrial), *SELR* (taxa selic), *LCRER* (crédito) e *JUR* (taxa de juros cobrada pelos bancos comerciais). As funções de impulso resposta foram computadas utilizando-se o método de Monte Carlo. A Figura 2 mostra os gráficos dos impactos de uma mudança em *SELR* nas variáveis *SLIG*, *SELR*, *LCRER* e *JUR* para um horizonte de 30 meses. As linhas pontilhadas correspondem a limites inferiores e superiores de um desvio padrão.

Desses resultados, observa-se que o produto industrial sofre uma ligeira queda a partir do segundo mês, atingindo um ponto mínimo, abaixo da normal no quarto mês e recuperando-se, a partir de então, ultrapassando o nível normal e seguindo uma trajetória inversa as de r^M e de r^L . Essas taxas não apresentam quedas suaves, a partir do choque, senão que parecem refle-



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 2: Funções de Impulso Resposta Empíricas

tir mais inovações, durante o período da amostra, compatível com Luporini (2008), as quais se refletem em ligeiras instabilidades na trajetória dinâmica do produto industrial.

O volume de crédito cai instantaneamente, após o choque de restrição monetária, o que, segundo Bernanke & Getler (1995) e Cecchetti (1995), apud Hulsewig et al. (2006), é compatível com a operacionalidade do canal de crédito. Falta, no entanto, distinguir a origem dessa redução instantânea dos empréstimos; se na demanda, se na oferta, se em ambas. Essa questão será examinada mais adiante por meio da estimação do modelo. Nota-se, ainda, que o volume de crédito se recupera e apresenta um suave crescimento que atinge um máximo no trigésimo mês. Finalmente, a taxa de juro de mercado, r^L segue a mesma trajetória da taxa r^M , mas em alguns momentos parecendo alcançar níveis mais baixos. Ambas se situam abaixo da normal entre o oitavo e o décimo quarto mês, depois do que se situam acima dessa referência e voltam à mesma no trigésimo mês.

4.2 Função de Impulso Resposta do Modelo DSGE

A função de impulso resposta teórica foi calculada de acordo com Hulsewig et al. (2005), a partir do modelo DSGE apresentado a seguir. Seja:

$$A_0 X_{t+1} = A_1 X_t + v_{t+1}, \quad (11)$$

em que X_t é o vetor de estado, composto pelos vetores $X_{1,t}$, de variáveis de efeito retardado, e $X_{2,t}$ variáveis de efeito futuro. A_0 e A_1 são matrizes de coeficientes e v_{t+1} um vetor de choques. Assim, a equação (11) pode também ser representada da seguinte forma:

$$A_0 \begin{bmatrix} X_{1,t+1} \\ X_{2,t+1} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix},$$

O modelo DSGE para a oferta de empréstimos bancários e política monetária compreende as seguintes equações:

$$L_t = \psi^{-1} \beta E_t L_{t+1} + \psi^{-1} L_{t-1} + B_1 n a^{-1} \psi^{-1} y_t - n a^{-1} \psi^{-1} r_t^M, \quad (12)$$

$$r_t^L = B_1 y_t - B_2 L_t, \quad (13)$$

$$y_{t+1} = \gamma_1 y_t + \gamma_2 r_t^L + \gamma_3 r_{t-1}^L \quad (14)$$

$$r_{t+1}^M = \delta_1 r_t^M + \delta_2 r_{t-1}^M + \eta_{t+1} \quad (15)$$

em que $\psi \equiv (\beta + n a^{-1} + 1)$, $B_1 = b_1/b_2$ e $B_2 = 1/b_2$. As duas primeiras equações são derivadas do modelo teórico e mostram, respectivamente, a evolução do volume de empréstimo e a taxa de juros de mercado⁹. As duas últimas equações caracterizam o desenvolvimento do nível do produto e a taxa de juros de juro da política monetária. O nível do produto depende do seu próprio valor defasado da taxa de mercado. Assume-se também que a taxa de juro da política monetária, r_t^M , depende do seu próprio valor defasado. O choque de política monetária é refletido pelo termo η_{t+1} .

As equações que servem de ponto de partida para gerar as funções de impulso resposta teóricas são:

$$\begin{aligned} X_{1,t+1} &= (A_{11} + A_{12})X_{1,t} + \nu_{1,t+1}, \\ X_{2,t} &= C X_{1,t}, \end{aligned} \quad (16)$$

em que A_{11} e A_{12} são submatrizes de $A = A_0^{-1} A_1$ ¹⁰.

A minimização da distância entre as duas funções impulso resposta (teórica e empírica) é obtida por meio da estimação e calibragem do conjunto de parâmetros abaixo. A taxa de desconto utilizada na equação (12) é calibrada em $\beta = 0,9967$, o que equivale à transformação da taxa trimestral usada em Hulsewig et al. (2005), numa taxa mensal.

$$\xi \equiv (b_1, b_2, n a^{-1}, \delta_1, \delta_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$$

O estimador de distância mínima é definido como em Christiano et al. (2005) e Hulsewig et al. (2005), da seguinte forma:

$$J = \min_{\xi} (\hat{\Psi} - \Psi(\xi))' V^{-1} (\hat{\Psi} - \Psi(\xi)), \quad (17)$$

em que $\hat{\Psi}$ e $\Psi(\xi)$ representam, respectivamente, as funções de impulso resposta empírica e teórica, e V é uma matriz de ponderação com a variância de $\hat{\Psi}$ na diagonal. Considerando que ξ é normalmente distribuído, J tem distribuição chi-quadrado com $N - m$ graus de liberdade, sendo N o número de observações na função de impulso resposta e m o número de coeficientes no vetor ξ .

⁹Ver Hulsewig et al. (2005) para a equivalência das equações (12) e (8).

¹⁰Para maiores detalhes sobre a matriz A , ver Hulsewig et al. (2006).

4.3 Estimador de Distância Mínima e as Funções de Impulso Resposta

Estima-se o modelo DSGE com o objetivo de exprimir o ajustamento dos empréstimos bancários diante de um choque de política monetária.

A tabela 5 mostra estimativas para os parâmetros de distância mínima do vetor ξ , acompanhados dos respectivos desvios padrões. O valor da função foi 48,46 com probabilidade de 0,99. O valor crítico da estatística χ^2 foi aproximadamente¹¹ 137,7 para 112 graus de liberdade. Ou seja, a hipótese H_0 de que não há diferença estatística entre as funções de impulso resposta empírica e simulada não pode ser rejeitada.

Tabela 5: Estimativa dos Parâmetros

Parâmetro	Estimativa	Desvio Padrão
b_1	3,314	0,179
b_2	-0,012	0,002
na^{-1}	0,051	0,015
δ_1	0,562	0,009
δ_2	0,044	0,015
γ_1	1,000	0,001
γ_2	0,001	0,000
γ_3	0,004	0,000

Fonte: Elaboração dos autores.

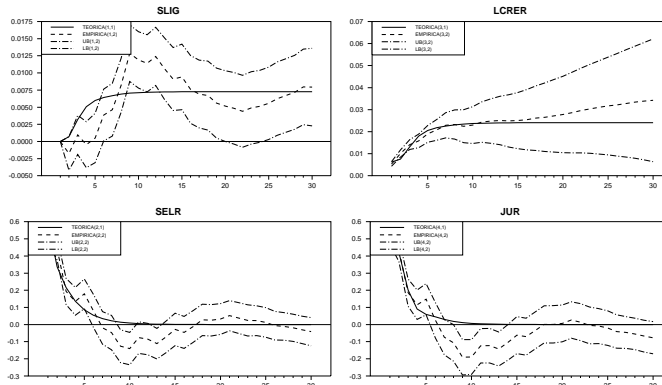
O modelo apresentado acima, é oportuno lembrar, implica que o ajustamento dos empréstimos bancários é determinado, conjuntamente, pelas respostas da oferta e da demanda de crédito a um choque de política monetária, de acordo com as equações (6) e (7). Assim, a justificativa de utilizar o modelo se traduz na facilidade de contornar o problema da identificação já que a questão central, nesse sentido, passa simplesmente pela condição de que os parâmetros de oferta e demanda (na^{-1}, b_1, b_2) sejam estatisticamente significantes.

A comparação entre os valores dos parâmetros encontrados por Hulsewig et al. (2005) para a economia alemã e os encontrados neste trabalho, para a economia brasileira, revela a consistência nos resultados do presente trabalho. Por exemplo, os coeficientes das variáveis, renda e taxa de juro, que, em vista da metodologia de estimação, representam as elasticidades em relação a essas variáveis, são de, respectivamente, 3,04 e -0,025 os quais se comparam com estimativas internacionais de intervalos (1,1; 2,5) e (0,01; 0,60). Chama-se atenção, também, para os custos de avaliação e renovação de crédito bancário, de 0,001 em Hulsewig et al. (2005) contra 0,050 neste trabalho, o que reflete um custo mais baixo dessa atividade no Brasil, assim exigindo uma margem esperada de crédito menor para um mesmo volume de empréstimo.

A Figura 3 mostra os gráficos com as funções de impulso resposta empíricas e teóricas, para as quatro variáveis do modelo. As linhas pontilhadas e sólidas correspondem, respectivamente, às função de impulso resposta empírica e simulada. As linhas tracejadas correspondem a limites de confiança inferiores e superiores baseados em múltiplos do desvio padrão amostral.¹²

¹¹O método de estimação foi o BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno), descrito em Es-

Choques de Política Monetária (SELR)



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 3: Funções de Impulso Resposta: Empírica e Simulada

Note-se, ainda, que, como constatado anteriormente, a hipótese H_0 de que não há diferença estatística entre as funções de impulso resposta empírica e simulada não pode ser rejeitada.

O presente trabalho passa a examinar, a partir deste ponto, os determinantes da oferta e os componentes da demanda de crédito bancário. De acordo com o modelo estilizado apresentado anteriormente, o ajustamento dos empréstimos bancários é determinado conjuntamente pela resposta de demanda e da oferta de crédito a um choque de política monetária (Hulsewig et al. 2005). Considerando que a oferta de empréstimos depende da margem esperada de crédito, temos:

$$L_t = L_{t-1} + na^{-1} \sum_{s=0}^T \beta^s E_t(r_{t+s}^L - r_{t+s}^M).$$

A demanda de empréstimos depende do nível de produto e taxa de juros de longo prazo:

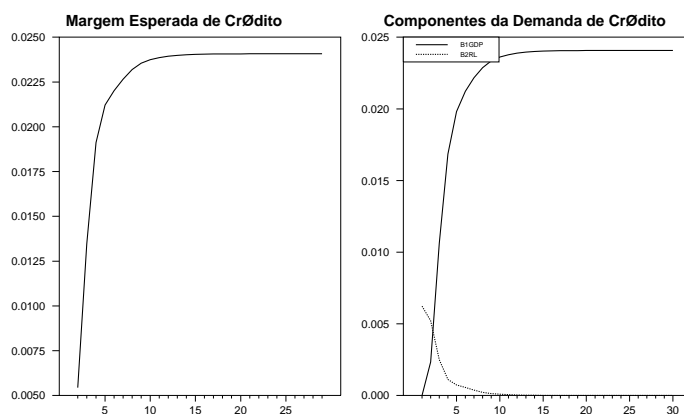
$$L_t = b_1 y_t - b_2 r_t^L.$$

A Figura 4 mostra a margem esperada e os componentes de demanda de empréstimos bancários, baseados nos parâmetros estimados pelo modelo DSGE. No painel de componentes de demanda de crédito, a linha sólida corresponde a $b_1 y_t$ enquanto a linha pontilhada corresponde a $-b_2 r_t^L$. As funções se comportam conforme prevê a teoria tradicional, de modo que um dos componentes da demanda de empréstimos depende da renda, sendo decrescente com ela, e outro depende da taxa de juro mantendo com esta uma relação negativa, isto é, decrescendo com um aumento na taxa de juros.

Nota-se que a componente da demanda que depende da renda para de crescer e se estabiliza depois do décimo primeiro mês, o que reflete a dinâmica

tima (2010).

¹²Os limites inferiores e superiores do intervalo de confiança das funções de impulso resposta foram obtidos com o procedimento MCPROCESSIR.SRC do software RATS 8.0.



Fonte: Elaboração dos autores

Figura 4: Margem Esperada e Componentes da Demanda de Crédito

do produto industrial mostrada na figura 2. A demanda oscila em queda, tendendo ao nível normal a partir do décimo quarto mês.

Pelo lado da oferta, observa-se que ela responde ao comportamento da margem de crédito declinando com uma queda nessa margem. Finalmente, observa-se que a margem de crédito se estabiliza por volta do vigésimo segundo mês, quando as duas taxas de juros tendem para os seus níveis normais.

5 Conclusões

Este trabalho abordou a questão da operacionalidade do canal de crédito bancário no Brasil, usando dados agregados, objetivando separar os componentes da demanda e mostrar os determinantes da oferta de empréstimos bancários; isto é, acessar diretamente a questão conhecida na literatura como problema da identificação.

Para tanto, apresentou-se um modelo estilizado do comportamento da firma bancária no qual as decisões quanto à oferta de crédito pelos bancos são tomadas num ambiente de incerteza quanto à política monetária futura. Usando esse modelo, estimaram-se funções impulso respostas teóricas cujas distâncias, com relação às funções de impulso-resposta empíricas, que foram minimizadas empregando-se o teste do estimador de distância mínima. Esse teste, denominado “*matching*”, na literatura, mostrou que o canal de crédito bancário opera simultaneamente com o canal de crédito da taxa de juro, ou seja, uma redução no volume de empréstimos após um choque de política monetária decorre tanto de uma redução pelo lado da demanda de empréstimo como de uma diminuição da oferta em resposta a uma queda da margem de crédito dos bancos.

Esse resultado, para o Brasil, está em acordo com o trabalho pioneiro realizado para a economia alemã por Hulsewig et al. (2005).

Referências Bibliográficas

- Anderson, T. W. (1984), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2 edn, John Wiley, New York.
- Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **18**(1), 1–22.
- Baltensperger, E. (1980), 'Alternative approaches to the theory of the banking firm', *Journal of Monetary Economics* **6**(1), 1–37.
- Bernanke, B. & Blinder, A. S. (1988), 'Credit, money, and aggregate demand', *American Economic Review* **78**(2), 435–439.
- Bernanke, B. & Getler, M. (1995), 'Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission', *Journal of Economic Perspectives* **9**(4), 27–48.
- Bresciani Silva, S. M. (2008), 'Política monetária e o canal do crédito bancário verificação da existência do canal de crédito no Brasil no período de janeiro/2000 a março/2007', Dissertação de Mestrado, FGV/ SÃO PAULO.
- Cecchetti, S. G. (1995), 'Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism', *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* **77**(3), 83–97.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005), 'Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy', *Journal of Political Economy* **113**(1), 1–45.
- Coelho, A. C., Melo, J. M. P. & Garcia, M. G. P. (2010), 'Identifying the bank lending channel in Brazil through data frequency', Texto para Discussão, No. 574, PUC/RJ.
- Cosimano, T. F. (1988), 'The banking industry and uncertain monetary policy', *Journal of Banking and Finance* **12**(1), 117–139.
- Den Haan, W. J., Summer, W. & Yamashiro, G. M. (2007), 'Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism', *Journal of Monetary Economics* **54**(4), 904–924.
- Dennis, J. G. (2006), *CATS in RATS: Cointegration Analysis in Time Series*, 1 edn, Estima.
- Disyatat, P. (2010), 'The bank lending channel revisited', BIS Working Papers, n. 297.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometrics Time Series*, 2 edn, Wiley & Sons.
- Estima (2010), *RATS Version 8 User Guide*, 1 edn, Estima.
- Freixas, X. & Rochet, J. C. (1997), *Microeconomics of Banking*, 1 edn, MIT Press.
- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1993), 'The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence', *Scandinavian Journal of Economics* **95**(1), 43–64.

Gilchrist, S. G. & E., Z. (1995), The importance of credit for macroeconomic activity: Identification through heterogeneity, in J. Peek & E. S. Rosengreen, eds, 'Is Bank Lending important for the Transmission of Monetary Policy?', Vol. 39, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series.

Graminho, P. & Bonomo, M. A. (2002), 'O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica', Anais do XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Nova Friburgo, Rio de Janeiro.

Hulsewig, O., Mayer, E. & Wollmershaeuser, T. (2005), 'Bank loan supply and monetary policy transmission in germany: An assessment based on matching impulse responses', CESIFO Working Paper, n. 1380.

Hulsewig, O., Mayer, E. & Wollmershaeuser, T. (2006), 'Bank loan supply and monetary policy transmission in germany: An assessment based on matching impulse responses', *Journal of Banking and Finance* 30(10), 2893–2910.

Ianaze, A. (2011), Efeito da política monetária sobre a qualidade do crédito bancário no brasil, Master's thesis, Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP), São Paulo.

Johansen, S. (2000), 'Modelling of cointegration in the vector autoregressive model', *Economic Modelling* 17(3), 359–373.

Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.

Juselius, K. (2012), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, 1 edn, Oxford University Press.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. (1997), 'The role of banks in monetary policy: A survey with implications for the european monetary union', *Economic Perspectives* 21(3), 2–18.

Keynes, J. M. (1936), *Teoria Geral de Emprego, do Juro e da Moeda*, 1 edn, Fundo de Cultura.

Kishan, R. P. & Opiela, T. P. (2000), 'Bank size, bank capital, and the bank lending channel', *Journal of Money, Credit, and Banking* 32(1), 121–141.

Klein, M. A. (1971), 'A theory of the banking firm', *Journal of Money, Credit, and Banking* 3(2), 205–218.

Luporini, V. (2008), 'The monetary transmission mechanism in Brazil: Evidence from a var analysis', *Estudos Econômicos* 38(1), 7–30.

Machado, V. G. (2012), 'Monetary policy, asset prices and adaptive learning', Working Paper Series, n. 274, Banco Central do Brasil.

Mishkin, F. S. (1996), 'The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy', NBER Working Papers, n. 5464.

Mishkin, F. S. (2001), 'The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy', NBER Working Papers, n. 8617.

Oliner, S. D. & Rudebusch, G. D. (1995), 'Is there a bank lending channel for monetary policy?', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 25(1), 3–20.

Oliveira, F. N. (2010), 'Canal de empréstimo bancário no Brasil: Evidência a partir dos empréstimos bancários de empresas públicas e privadas', *Pesquisa e Planejamento econômico* 40(2), 187–212.

Oliveira, F. N. & Neto, R. M. A. (2008), 'A relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil', *Revista Brasileira de Finanças* 6(3), 357–409.

Rao, C. (1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, 2 edn, John Wiley, New York.

Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1998), 'An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy: Expanded version', NBER Technical Working Paper, n. 233.

Sargent, T. J. (1979), *Macroeconomic Theory*, 1 edn, Academic Press.

Souza-Sobrinho, N. F. (2003), 'Uma avaliação do canal de crédito no Brasil', Dissertação de Mestrado, FEA/USP.

Takeda, T., Rocha, F. & Nakane, M. I. (2005), 'The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil', *Revista Brasileira de Economia* 59(1), 107–126.

Walsh, C. (2010), *Monetary Theory and Policy*, 3 edn, MIT Press.

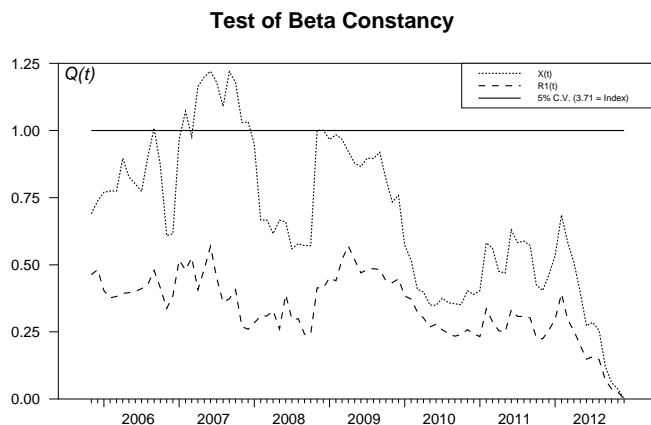
Zams, B. M. & Cooray, N. S. (2007), 'Economic analysis of the exchange rate channel and monetary policy rule: The case of Indonesia', GSIR Working Papers, Economic Development & Policy Series, EDP07-1.

Apêndice A Testes de Flutuação

O teste de flutuação pode ser considerado um exame recursivo na constância dos parâmetros α_i e β_i , para $i = 1, \dots, r$. A hipótese nula do teste é de constância dos parâmetros. Na representação gráfica do teste, as estatísticas são normalizadas de acordo com um valor crítico de 5%, de forma que valores do teste acima da unidade são considerados estatisticamente significantes (Juselius 2012).

A.1 Teste de constância de β

Um dos procedimentos utilizados para testar a constância de parâmetros considera um modelo que é reestimado, de forma recursiva, com todos os parâmetros em cada passo (forma X), e outro apenas com os parâmetros de longo prazo α e β (forma R1). Valores do teste acima da unidade significa rejeitar H_0 ; ou seja, representa uma forte evidência de não constância dos parâmetros (Dennis 2006). A figura A.1 mostra que o teste na forma X (linha pontilhada) apenas ultrapassa a unidade no período entre o início de 2007 e início de 2008. O teste na forma R1 (linha tracejada) mantém-se durante todo o período abaixo da reta horizontal de unidade. Esses resultados indicam a não rejeição da hipótese H_0 . Ou seja, o parâmetro β mostrou-se constante no período considerado.



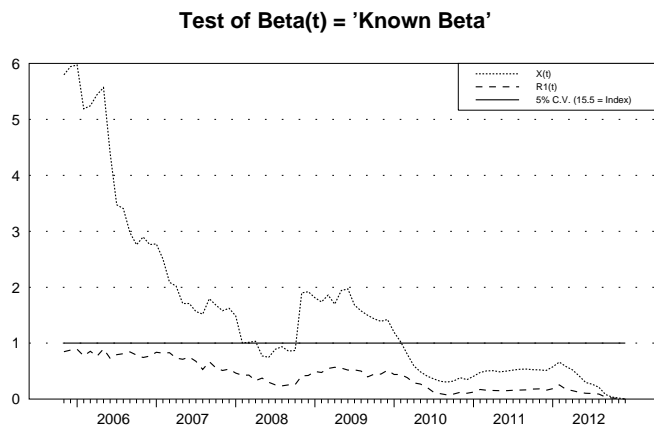
Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.1: Teste de Constância de β

A.2 Teste do β Conhecido

O teste assume a hipótese nula de que as relações de β são constantes no período de referência, que pode ser a amostra inteira ou alguma subamostra. O primeiro passo, portanto, é obter o β estimado no período de referência, e o segundo passo é testar de esse valor de referência está no período utilizado pela estimação recursiva.

A figura A.2 mostra o teste na forma R1 (linha tracejada) completamente abaixo da linha unitária durante todo o período, indicando constância nesse parâmetro. No caso da forma X (linha pontilhada), o teste fica acima da linha unitária até o início de 2008 e, em seguida, também fica acima da linha unitária entre o final de 2008 e o início de 2010. O teste para o modelo completo (forma X), no entanto, não indica constância dos parâmetros. Assim, três das quatro formas dos testes de constância de parâmetro dão suporte à hipótese de constância dos parâmetros.



Fonte: Elaboração dos autores

Figura A.2: Teste do β Conhecido