



Munich Personal RePEc Archive

An Assessment of the Credit Channel in Brazil

Souza-Sobrinho, Nelson

Banco Central do Brasil

2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/5160/>

MPRA Paper No. 5160, posted 06 Oct 2007 UTC

25º PRÊMIO BNDES
DE ECONOMIA

**Uma
Avaliação
do Canal
de Crédito
no Brasil**



Nelson Ferreira Souza Sobrinho

Dissertação de mestrado apresentada ao
Departamento de Economia da FEA-USP,
como parte dos requisitos para obtenção do
título de Mestre em Teoria Econômica.

Orientador

Naércio de Aquino de Menezes Filho

Rio de Janeiro – 2003

**DADOS INTERNACIONAIS PARA CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
DO DEPARTAMENTO NACIONAL DO LIVRO**

S729a Souza Sobrinho, Nelson Ferreira

Uma avaliação do canal de crédito no Brasil / Nelson Ferreira Souza Sobrinho. – Rio de Janeiro: BNDES, 2003.
68p.; 23cm.

Dissertação (mestrado) – USP, 2002.
25º Prêmio BNDES de Economia

ISBN 85-87545-07-8

1. Crédito – Brasil 2. Economia – Brasil I. Título

CDD 332.7

Apresentação

Esta dissertação de mestrado em economia, *Uma Avaliação do Canal de Crédito no Brasil*, de Nelson Ferreira Souza Sobrinho, ora editada pelo BNDES, obteve o 2º lugar no 25º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 2002.

Seu autor é brasileiro, 29 anos, graduou-se pela Universidade de São Paulo (USP) e obteve o título de mestre em economia pelo Instituto de Pesquisas Econômicas dessa universidade, em 2002, tendo como orientador o professor Naércio Aquino de Menezes Filho.

Concorreram ao 25º Prêmio BNDES de Economia 63 trabalhos, inscritos por 15 centros de pós-graduação em economia de universidades brasileiras. A comissão examinadora formada para apreciar as dissertações foi presidida pelo professor Antonio Barros de Castro e composta pelos professores Álvaro Barrantes Hidalgo, Eduardo Haddad, Fernando Ferrari Filho, Francisco Galvão Carneiro, Marcos Lisboa, Maria da Conceição Sampaio de Sousa, Walter Novaes e Wilson Suzigan.

Em 2002, foram premiadas as seguintes dissertações de mestrado:

1º lugar: *Resgates Financeiros, Restrição Orçamentária Fraca e Postura Fiscal nos Estados Brasileiros*, de Marcos de Almeida Rangel, PUC-RJ, orientada por Afonso S. Bevilaqua;

3º lugar: *Migração e Seleção: o Caso do Brasil*, de Enestor da Rosa dos Santos Júnior, FGV-RJ, orientada por Pedro Cavalcante G. Ferreira, Naércio Aquino de Menezes Filho e Marcelo Côrtes Neri.

4º lugar: *Impactos do Estado de Saúde sobre os Rendimentos Individuais no Brasil*, de Luiz Fernando Alves, UFMG, orientada por Mônica Viegas Andrade e Paulo Brígido Rocha Macedo.

5º lugar: *Crises Cambiais e Currency Boards: um Modelo Relaxando a Hipótese da PPP*, de Solange Srour, PUC-RJ, orientada por Ilan Goldfajn.

Ao longo de 26 anos de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 130 dissertações e publicados, pelo BNDES, 38 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 110 mil exemplares. Registra-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das dissertações de mestrado inscritas.

Sumário

Agradecimentos 7

Resumo 9

1. Introdução 11

2. Revisão da literatura 15

2.1. Revisão da literatura teórica 15

2.1.1. As imperfeições nos mercados de crédito 15

2.1.2. O *broad credit channel* 17

2.1.3. O *bank lending channel* 19

2.1.4. Sumário das previsões teóricas 22

2.2. Revisão da literatura empírica 22

2.2.1. As evidências para o *broad credit channel* 22

2.2.2. As evidências para o *bank lending channel* 24

2.2.3. Sumário das evidências empíricas 25

3. As evidências empíricas para o Brasil 27

3.1. Os dados 27

3.2. Análise descritiva 29

3.3. Testes econométricos 33

3.3.1. Testes de raiz unitária 33

3.3.2. Testes de causalidade de Granger 35

3.3.3. Análise das funções de resposta a impulso 38

3.3.4. Análise da velocidade 43

3.3.5. Testes baseados em estimativas das curvas IS e CC 50

4. Conclusão 55

Notas 59

Referências bibliográficas 63

Abstract 67

Figuras e Tabelas

Figuras

- 1 Efeito da política monetária sob o *broad credit channel* 19
- 2 Efeito da política monetária sob o *bank lending channel* 21
- 3 Crédito e títulos públicos como percentual do PIB (2º trim. de 1995 ao 4º trim. de 2001) 30
- 4 Taxas de juros e *spreads* bancários (% a.m.) (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 31
- 5 Taxa de juros, *spread* bancário e crédito (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 33
- 6 Primeira diferença das principais séries de quantidade (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 34
- 7 Funções de respostas a impulso, VARs em nível 39
- 8 Funções de respostas a impulso, VARs em primeira diferença 40
- 9 Funções de respostas a impulso – BCD, VARs em nível 41
- 10 Funções de respostas a impulso – BCND, VARs em nível 42
- 11 Canais de transmissão da política monetária e efeitos de *feedback* 44
- 12 Importância marginal dos canais de transmissão 49

Tabelas

- 1 Sumário da revisão da literatura empírica 26
- 2 Estatísticas descritivas (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 28
- 3 Razão crédito/PIB em países selecionados (Média de 1994 a 1997) 29
- 4 Evolução do mercado de capitais no Brasil (1995-2001) 30
- 5 Prazo médio das operações de crédito-pré – Em meses (Maio de 2000 a dezembro de 2001) 32
- 6 Tabela de correlações simples para o mercado de crédito (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 33
- 7 Testes de raiz unitária (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 34
- 8 Teste de Granger bivariado (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 35
- 9 Teste de Granger multivariado – Crédito (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 36
- 10 Teste de Granger multivariado – Taxa ou *spread* (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 37
- 11 Teste de Granger multivariado – Crédito, taxa e *spread* (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 37
- 12 Indicadores dos VARs – Equação do produto (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 38
- 13 Teste de cointegração de Johansen (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 44
- 14 Teste de Granger bivariado baseado na velocidade (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 45
- 15 Teste de Granger multivariado baseado na velocidade (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) 45
- 16 Teste de causalidade baseado na velocidade (OLS) 46
- 17 Teste de causalidade baseado na velocidade (IV) 47
- 18 Estimativas das curvas IS e CC – Taxa Selic 52
- 19 Estimativas das curvas IS e CC – Taxa *swap* de 180 dias 53

Agradecimentos

Expresso a minha sincera gratidão a todos que, direta ou indiretamente, tornaram possível a realização deste trabalho. Em especial:

- À minha esposa Jô, que esteve sempre ao meu lado com paciência e compreensão infinitas, mesmo nos momentos em que fiquei totalmente absorvido por esta pesquisa.
- À minha irmã Judite e seu esposo José e às minhas irmãs Neusa e Neide, pelo apoio incondicional.
- Ao professor Márcio Nakane com gratidão, pela sua preciosa orientação acadêmica, pelo zelo com que transmite seus conhecimentos e, principalmente, pela sua amizade e grande paciência.
- Ao professor Raul Cristóvão, pelo seu imenso apoio aos meus estudos e pela sua instigante visão do processo de desenvolvimento, tanto da economia como ciência, quanto de nossa realidade socioeconômica.
- Ao professor Juan Moldau, pela grande força dada para que eu prosseguisse meus estudos no exterior.
- Aos professores Paulão e Fabiana, pela amizade, pela contribuição à minha formação acadêmica e pelas sugestões ao presente trabalho.
- Ao Marcelo Kfoury, da área de pesquisa do Banco Central do Brasil, pela sua participação na banca de defesa e pelas críticas e sugestões.
- Aos professores Azzoni, Joe, Naná, Rogério, Denisard, Chiappin e Campanário, pelo grande incentivo ao prosseguimento dos meus estudos. Além do incentivo, o professor Naná teve a imensa boa vontade de assinar a papelada referente à minha dissertação perante a Coordenação de Pós-Graduação, já que por questões burocráticas o professor Nakane não pôde fazê-lo.

- Aos meus caros colegas da turma de mestrado de 2000 do IPE-USP, pela amizade, pelas discussões acadêmicas e pelos bons momentos que passamos juntos.
- A Valéria e a sua equipe, pela imensa boa vontade, eficiência e presteza incondicional na Secretaria de Pós-Graduação.
- À Fipe, pelo apoio financeiro recebido, e aos seus funcionários, pelo suporte dado durante o mestrado.

A todos, o meu sincero obrigado.

Resumo

O presente trabalho apresenta evidências empíricas para o *bank lending channel* no Brasil, durante o período pós-Plano Real. O trabalho consiste em uma análise descritiva e em diversos testes econométricos baseados em diferentes indicadores do mercado de crédito. Em primeiro lugar, a análise descritiva mostra que as relações entre os principais indicadores do mercado de crédito, a política monetária e a economia real se conformam com o previsto pela teoria do canal do crédito. Ela também mostra que os empréstimos bancários determinados pelas condições de mercado são predominantemente de curto prazo e destinados a financiar o capital de giro das empresas, o que implica uma rápida reação da economia aos choques de política monetária. Em segundo, os testes de causalidade de Granger mostram que a oferta de crédito e, em menor grau, o *spread* bancário contêm informação que ajuda a prever o comportamento futuro do produto. Em terceiro, a análise das funções de resposta a impulso indica que os bancos reduzem a oferta de crédito e aumentam o *spread* em resposta a um arrocho monetário, dessa forma afetando negativamente a atividade econômica. Em quarto, além dos indicadores do mercado de crédito baseados em preço e em quantidade, os testes apoiados na velocidade do crédito revelam que essa variável tem um impacto significativo sobre a trajetória do produto, quando é afetada pelos choques monetários. Por fim, os diversos métodos de estimação utilizados, em geral, não rejeitam a inclusão do agregado de crédito nas estimativas tradicionais da curva IS. As evidências da análise descritiva e dos testes empíricos comprovam que o *bank lending channel* é importante na transmissão da política monetária no Brasil, estando de acordo com o previsto pela teoria do canal do crédito e com diversos resultados empíricos encontrados na literatura.

1. Introdução

Dois temas centrais têm ocupado a pesquisa em economia monetária, segundo Bernanke e Blinder (1992). O primeiro corresponde aos efeitos da política monetária sobre a economia real. O segundo refere-se aos canais ou mecanismos de transmissão monetária.

Quanto ao primeiro tema, há consenso acerca de pelo menos dois fatos empíricos. No longo prazo, a moeda é neutra: enquanto a correlação entre a taxa de crescimento da moeda e a taxa de inflação é um, a correlação entre o crescimento monetário e o crescimento do produto real é zero. No curto prazo, os choques monetários exógenos produzem um movimento *hump-shaped* no produto real, com o pico ocorrendo cerca de dois ou três anos após o choque [Walsh (1998)].

Quanto ao segundo tema, pelo menos duas visões têm dominado a literatura, chamadas neste trabalho de “visão monetária” e “visão do crédito”.¹ Segundo a visão monetarista, a política monetária afeta a demanda agregada e o produto real através de mudanças induzidas na taxa nominal de juros de curto prazo. Se os preços e salários nominais são rígidos, então as mudanças na taxa nominal de juros afetam a taxa real e, dessa forma, o custo do capital, influenciando as decisões de investimento e o dispêndio agregado. Supondo uma contração monetária, o mecanismo de transmissão defendido pela visão monetária (daqui por diante, “canal monetário” ou “canal da taxa de juros”) opera da seguinte forma:

$$\downarrow M \Rightarrow \uparrow i \Rightarrow \uparrow r \Rightarrow \downarrow I \Rightarrow \downarrow Y$$

isto é, uma política monetária contracionista reduz a liquidez da economia ($M\downarrow$), elevando a taxa nominal de juros ($i\uparrow$), o que, por sua vez, implica aumento do juro real ($r\uparrow$), supondo dada a taxa de inflação no curto prazo. A elevação da taxa real de juros eventualmente aumenta o custo do capital, o que acaba deprimindo o nível de investimento ($I\downarrow$) e, conseqüentemente, a demanda agregada ($Y\downarrow$).

De acordo com a visão do crédito, o canal monetário é uma explicação incompleta do mecanismo de transmissão, pois apresenta fragilidades teóricas e empíricas.

Teoricamente, os modelos macroeconômicos tradicionais supõem um mundo com apenas dois ativos – moeda e títulos –, esse último englobando todos os demais ativos da economia. Ao agrupar todos os demais ativos numa única denominação, os tais modelos implicitamente estão se baseando na hipótese forte de que todos esses ativos sejam substitutos perfeitos.² Empiricamente, Bernanke e Gertler (1995) apontam três *puzzles* importantes que a visão tradicional não consegue explicar satisfatoriamente. Esses autores argumentam que existem diferenças entre a evidência empírica e o previsto pela teoria do canal monetário quanto à magnitude, ao *timing* e à composição dos efeitos da política monetária sobre a demanda agregada.

Na tentativa de preencher as lacunas da teoria tradicional, os defensores da visão do crédito têm defendido que os mercados de crédito desempenham um papel muito importante na transmissão dos choques monetários, funcionando, portanto, como um canal de propagação adicional (“canal de crédito”). Para Walsh (1998), três aspectos gerais diferenciam as duas visões. Em primeiro lugar, segundo a teoria do canal de crédito, os ativos financeiros desempenham funções distintas e, portanto, não podem ser considerados como substitutos perfeitos. Em segundo, a heterogeneidade dos devedores tem de ser levada em conta, pois alguns são mais sensíveis do que outros às condições de crédito. Em terceiro, sob informação imperfeita, o investimento privado não é afetado apenas pelo custo do capital, mas também por variáveis financeiras, tais como a riqueza líquida e o fluxo de caixa do investidor. Esse terceiro argumento implica que o canal de crédito acentua os efeitos secundários dos choques monetários, que estariam ausentes se apenas o canal monetário estivesse em operação.

De acordo com Kashyap e Stein (1993), a identificação do canal de crédito é importante por diversas razões. A primeira é uma implicação direta de política monetária: se o canal de crédito é relevante, a política pode afetar o produto real sem grandes mudanças nas taxas de juros. A segunda é que a consideração de variáveis financeiras ajuda a identificar os impactos de política que não seriam capturados pelos modelos tradicionais de investimento, que usam a taxa de juros como *proxy* do custo de financiamento. Por fim, como o canal de crédito é sensível às inovações financeiras e às características institucionais dos mercados financeiros, a sua compreensão ajuda a entender como a estrutura financeira afeta a eficácia da política monetária.

Vale destacar ainda que a visão do crédito tem sugerido a existência de dois canais de crédito distintos: o *broad credit channel* e o *bank lending channel*. O termo *broad credit channel* foi sugerido pela primeira vez por Oliner e Rudebusch (1996). No entanto, alguns aspectos desse canal de crédito já aparecem em Fisher (1933) e em Bernanke (1983). O *broad credit channel* é uma explicação mais geral para o canal do crédito, pois supõe que todas as fontes externas de financiamento (incluindo o crédito bancário) são substitutas imperfeitas para os fundos internos da firma (geração de caixa e lucros retidos). Por sua vez, o *bank lending channel* é um caso particular do *broad credit channel*, pois enfatiza as implicações de apenas uma fonte de financiamento externo (a oferta de crédito bancário) para a transmissão da política monetária.

Uma avaliação empírica completa de ambos os canais de crédito requer o estudo do impacto da política monetária sobre o equilíbrio do mercado de crédito e os efeitos resultantes sobre a economia real. Isso pressupõe a análise da reação das principais fontes de financiamento da economia (oferta de crédito) e da reação individual das firmas, enquanto demandantes de recursos externos, aos choques de natureza monetária.

Dessa forma, seria possível identificar e mensurar a importância econômica de ambos os canais, ressaltando o papel da heterogeneidade dos agentes na transmissão da política monetária. Infelizmente, a discussão e a avaliação do canal de crédito no Brasil ainda se encontra num nível bastante incipiente, tanto pelo lado da academia, quanto pelo lado da autoridade monetária. O estudo do mecanismo de transmissão monetária é de crucial importância, pois auxilia na compreensão dos ciclos econômicos e enriquece o conjunto de informações da autoridade monetária, permitindo a implementação de uma *fine tuning policy*.

O presente trabalho visa contribuir com o estudo do mecanismo de transmissão monetária no Brasil. Especificamente, o trabalho se propõe encontrar evidências empíricas para o *bank lending channel*, a partir da análise de dados agregados do mercado de crédito para o período pós-Plano Real.³ A hipótese central do trabalho é que, além do impacto através do canal monetário ou do canal da taxa de juros, a política monetária também afeta a economia real por via do mercado de crédito. Para testar essa hipótese, foram realizados diversos testes econométricos que, em geral, comprovaram a relevância do *bank lending channel* para o Brasil. Diante dessa evidência, é possível tirar algumas implicações de política monetária. Entre elas, o melhor uso dos indicadores de crédito nas decisões de política (questão da eficácia) e a avaliação criteriosa dos efeitos assimétricos da política sobre a economia real (questão da eficiência).

O trabalho está dividido em quatro partes, incluindo esta Introdução. A segunda parte faz uma revisão da literatura teórica e empírica sobre as duas versões do canal de crédito. A terceira parte apresenta as evidências empíricas do *bank lending channel* para o Brasil. A quarta, e última parte, apresenta as conclusões.

2. Revisão da literatura

2.1. Revisão da literatura teórica

Esta seção apresenta as condições teóricas necessárias à existência dos dois canais de crédito referidos na Introdução. Antes disso, discutem-se algumas imperfeições que caracterizam os mercados de crédito e suas implicações para o mecanismo de transmissão monetária.

2.1.1. As imperfeições nos mercados de crédito

Para os propósitos deste trabalho, destacam-se duas imperfeições importantes nos mercados de crédito, ambas causadas pelas assimetrias de informação que caracterizam a relação credor-devedor: o racionamento de crédito, cuja referência pioneira é o trabalho de Stiglitz e Weiss (1981), e os efeitos de *lock-in* [Sharpe (1990)].

De maneira ampla, o equilíbrio com racionamento é definido como aquele em que a demanda por crédito de alguns tomadores não é atendida, mesmo que eles estejam dispostos a pagar todos os elementos do contrato de dívida, baseados ou não em preço, tais como maior taxa de juros ou exigências de colateral [Freixas e Rochet (1999)]. O credor prefere racionar o crédito a aumentar a taxa de juros, porque o seu retorno esperado pode se tornar uma função não-monotônica da taxa de juros. Por exemplo, a elevação da taxa de juros a partir de um determinado ponto pode expulsar do mercado os tomadores aversos ao risco e ao mesmo tempo atrair aqueles mais propensos, o que aumenta a probabilidade de *default* e reduz o retorno esperado do credor (seleção adversa). O aumento da taxa de juros também pode induzir o tomador a executar projetos de investimento mais arriscados e, portanto, com maior probabilidade de fracasso, igualmente reduzindo os

ganhos esperados do credor (risco moral). Ainda de acordo com o modelo de Stiglitz e Weiss (1981), uma expansão na oferta de moeda pode afetar a economia real, sem alterar significativamente a taxa de juros. Por exemplo, se ocorre uma expansão monetária que não altere a relação entre a taxa de lucros, que maximiza o lucro dos bancos, e o retorno esperado sobre empréstimos, então pode haver aumento da oferta de crédito e conseqüente redução do racionamento. Logo, um maior número de projetos é financiado e os bancos continuam maximizando o lucro esperado, mesmo sem redução da taxa de juros.

Embora seja um *benchmark* no estudo das imperfeições nos mercados financeiros, o modelo de Stiglitz e Weiss tem sido criticado por considerar um contrato-padrão de dívida que é exógeno e que não possui qualquer mecanismo de diferenciação dos tomadores [Freixas e Rochet (1999)].⁴

Williansom (1986, 1987a, 1987b) endogeneíza a escolha do contrato de dívida, supondo apenas que existem custos positivos de verificação dos estados da natureza. Essa hipótese é suficiente para a emergência do racionamento de crédito, mesmo que não haja seleção adversa ou risco moral. Já o contrato ótimo escolhido também é um contrato-padrão de dívida. O racionamento no modelo de Williansom ocorre se o repagamento é fixado num patamar excessivamente elevado, o que significa uma taxa de juros também elevada. Isso aumenta as chances de *default* e a necessidade de o credor monitorar o resultado do projeto, o que pode reduzir o seu retorno esperado. Como nos casos de seleção adversa e de risco moral, o ganho esperado do credor é uma função não-monotônica da taxa de juros.

Por sua vez, a emergência de efeitos de *lock-in* na relação firma-banco pode, em algumas circunstâncias, restringir a oferta e aumentar o custo do crédito para os bons pagadores. Esses efeitos que emergem na relação firma-banco, além do racionamento de crédito, são ainda uma importante fonte de propagação das crises financeiras. Sharpe (1990) argumenta que alguns bancos estabelecem *customer relationships* com seus devedores, pois acabam aprendendo mais sobre as características de seus clientes do que os demais bancos. Especificamente, Sharpe considera que o desempenho passado das firmas tomadoras (*inside information*) é conhecido apenas pelos bancos com quem elas mantêm relações de crédito (*inside banks*), e não pelos demais intermediários financeiros (*outside banks*). Esse monopólio da informação permite que os *inside banks* extraiam um lucro extraordinário dos seus melhores clientes (aqueles que obtiveram sucesso em seus projetos de investimentos no passado). Tal distorção ocorre porque é custoso para as firmas mudarem de banco, uma vez que sua qualidade ou tipo não é observável pelos *outside banks*.

Segundo Sharpe, o monopólio informacional pode ser minimizado de duas maneiras. A primeira é o estabelecimento de contratos contingentes em todos os períodos, algo que, na prática, é muito custoso. A segunda melhor opção são os compromissos informais ("contratos implícitos") entre os bancos e seus clientes. Através dos contratos implícitos, os bancos se comprometem a não usar sua vantagem informacional para extrair renda extraordinária de seus clientes cativos. O custo

para o banco que não se importa com sua própria reputação é a perda de *market share*, na medida em que suas práticas afugentarão os bons clientes tão logo elas sejam publicamente conhecidas.

Sharpe sugere que seu modelo tem importantes implicações macroeconômicas. Por exemplo, a presença de efeitos de *lock-in* nas relações de crédito é um fundamento microeconômico possível para o estudo pioneiro de Bernanke (1983) sobre a severidade da Grande Depressão (ver Seção 2.2.1). Suponha que algum choque externo (de natureza monetária ou não) provoque uma crise no mercado de crédito que resulte na falência de diversos bancos, como ocorrera na Grande Depressão. Nesse contexto, os antigos clientes dos bancos que faliram terão sua oferta de crédito reduzida. Supondo ainda que as relações de crédito afetadas pela crise fossem baseadas em contratos implícitos, os bons clientes dos bancos que faliram teriam de pagar uma taxa de juros maior sobre os empréstimos que contraíram junto aos *outside banks* em operação. A elevação do custo de crédito para as firmas de baixo risco pode resultar em redução do nível de investimentos, de produção e de emprego por parte dessas firmas, culminando em novas falências e retração ainda maior da atividade econômica. Em outras palavras, a destruição da relação de longo prazo entre bancos e firmas acaba atuando como um mecanismo de propagação das crises financeiras, exatamente como ocorrera durante a Grande Depressão, na versão de Bernanke.

Segue-se da discussão anterior que algumas das principais conseqüências dos problemas informacionais são [ver também Gertler (1988)]:

- i) a influência sobre o *design* das instituições e dos instrumentos financeiros;
- ii) a distorção do equilíbrio de mercado, tornando a alocação de recursos menos eficiente, em geral resultando em subfinanciamento; e
- iii) o aumento da sensibilidade do equilíbrio aos choques exógenos (sejam eles de natureza monetária ou não), em relação ao contexto em que não há problemas de incentivo.

2.1.2. O broad credit channel

O argumento geral que racionaliza a existência do *broad credit channel* é desenvolvido como segue [ver Bernanke e Gertler (1995), Bernanke *et al.* (1996), Oliner e Rudebusch (1996) e Walsh (1998)]:

- i) Os mercados de crédito são caracterizados por imperfeições, tais como as discutidas anteriormente.
- ii) Essas imperfeições criam uma *cunha* entre o custo dos fundos internos e o custo dos fundos externos, denominada “prêmio de financiamento externo”, implicando que essas duas fontes de recursos deixam de ser substituídas perfeitas.⁵

- iii) Existe uma relação inversa entre o prêmio de financiamento externo e a saúde financeira (ou a riqueza líquida) do tomador. Uma saúde financeira robusta reduz o conflito de interesses entre devedor e credor e contribui para a diminuição do prêmio. Por exemplo, quanto maior a riqueza líquida do tomador, maior a sua capacidade de autofinanciamento e maior é a disponibilidade de ativos colaterais que podem ser oferecidos na emissão de novas dívidas.
- iv) Os choques macroeconômicos, de natureza monetária ou não, que afetam a riqueza líquida do tomador também afetam o prêmio de financiamento externo, determinando a capacidade de financiamento externo da firma e, logo, seus gastos com investimento.
- v) Os efeitos dos choques são assimétricos. Como os problemas informacionais são mais agudos para as firmas com dificuldade de acesso aos mercados de capitais (firmas pequenas e jovens), então esse grupo de firmas enfrenta maior restrição de liquidez durante um choque macroeconômico adverso, *vis-à-vis* às demais firmas.

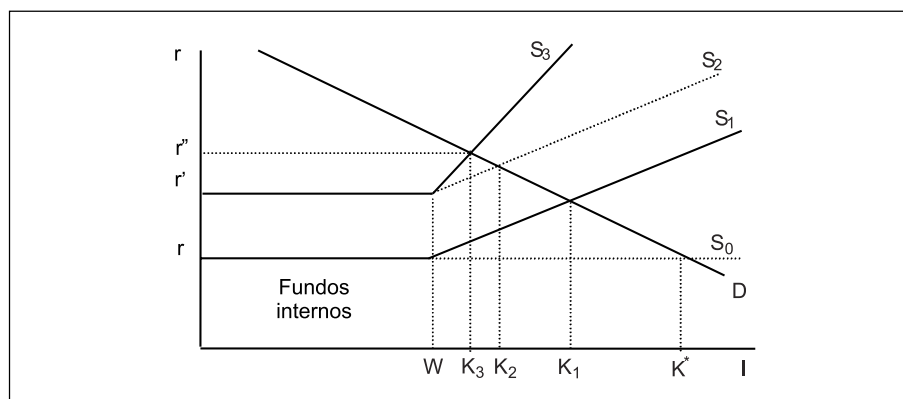
Sob o *broad credit channel*, um arrocho monetário enfraquece a posição financeira das firmas devedoras tanto direta como indiretamente. *Diretamente*, o aumento do serviço da dívida em aberto ou com taxas flutuantes deteriora o fluxo de caixa, e a queda dos preços dos ativos reduz o valor dos colaterais. *Indiretamente*, o fluxo de caixa também é prejudicado pela eventual redução das receitas provocada pela queda da demanda e pela impossibilidade de reduzir os custos fixos e os quase fixos no curto prazo [Bernanke e Gertler (1995)].⁶ Esquemáticamente, tem-se:

$$\downarrow M \Rightarrow \uparrow r \Rightarrow \begin{array}{l} \downarrow \text{Fluxo de caixa} \\ \downarrow \text{Preço dos ativos} \end{array} \Rightarrow \uparrow \text{Assimetrias de Informação} \Rightarrow \uparrow \text{Prêmio} \Rightarrow \downarrow \text{Fundos} \Rightarrow \downarrow I \Rightarrow \downarrow Y$$

O argumento anterior é representado graficamente na Figura 1, reproduzida de Oliner e Rudebusch (1996). Suponha que o investimento da firma seja K e que sua riqueza líquida (ou fundos internos) seja $W < K$, de modo que ela precisa tomar emprestado a diferença. Sob informação perfeita, o custo dos fundos internos é igual ao custo dos fundos externos e sua oferta é perfeitamente elástica (curva S_0). Nesse caso, o investimento ótimo é K^* . Sob informação assimétrica, o custo marginal dos financiamentos externos torna-se crescente no volume financiado, por causa do prêmio de financiamento externo. A presença de custo crescente (curva S_1) reduz o investimento da firma para $K_1 < K^*$. A figura também mostra que o custo do financiamento externo aumenta mais que proporcionalmente em relação a um incremento na taxa de juros, pois o aprofundamento das assimetrias de informação aumenta a probabilidade de *default* do tomador. Por exemplo, um aumento em r para r' faz com que a oferta de fundos externos desloque-se para S_3 , em vez de deslocar-se proporcionalmente para S_2 . Logo, o investimento ótimo será $K_3 < K_2$. Em outros termos, um aumento da taxa de juros para r' amplifica o efeito da política monetária, reduzindo o investimento de K_2 para K_3 e aumentando o custo dos fundos para r'' .

FIGURA 1

Efeito da política monetária sob o *broad credit channel*



2.1.3. O bank lending channel

As três condições necessárias à existência desse canal são sintetizadas a seguir [ver Kashyap e Stein (1993), Bernanke e Gertler (1995) e Walsh (1998)]:

Condição 1

Depósitos bancários e fundos não-intensivos em reservas, tais como certificados de depósitos (CDs) e *commercial papers* (CPs), *não podem ser substitutos perfeitos* no passivo dos bancos,⁷ implicando que a autoridade monetária consegue influenciar a oferta de crédito bancário por meio de mudanças nas reservas ou na taxa básica de juros. Nesse caso, o teorema de Modigliani-Miller (1958) (teorema MM) é violado para os bancos:⁸ as mudanças na composição dos seus passivos, induzidas pelo Banco Central, afetam o seu “comportamento real” ou sua alocação ótima de crédito.

Condição 2

Crédito bancário e títulos de mercado aberto, tais como CPs e debêntures, *não podem ser substitutos perfeitos* para algumas classes de firmas (as “firmas banco-dependentes”). O teorema MM também não pode ser satisfeito para esse grupo de firmas. As mudanças na composição de seus passivos, induzidas pelos deslocamentos na oferta de crédito bancário, afetam a sua atividade real, isto é, suas decisões ótimas de produção e investimento.

Condição 3

Deve haver algum ajustamento incompleto de preços no curto prazo.

Em termos esquemáticos, a política monetária opera através desse canal da seguinte forma:

$$\downarrow M \Rightarrow \downarrow \text{Depósitos bancários} \Rightarrow \downarrow \text{Empréstimos bancários} \Rightarrow \downarrow I \Rightarrow \downarrow Y$$

Analisando a Condição 3, ela é necessária na maioria dos modelos de ciclos com flutuações monetárias. Além disso, as evidências empíricas apontam para a não-neutralidade da moeda no curto prazo, conforme mencionado na Introdução. Com relação às duas primeiras condições, uma excelente referência é Kashyap e Stein (1993). Esses autores justificam detalhadamente ambas as condições com microfundaamentos e evidências para os Estados Unidos. Para eles, quatro fatores corroboram a Condição 1:

- Em primeiro lugar, os intermediários não-bancários (*nondeposit-taking institutions*) não são substitutos perfeitos em relação aos bancos, por causa da presença dos efeitos de *lock-in* na relação firma-banco. Além disso, a evidência para os Estados Unidos sugere que o crédito bancário tem sido uma fonte de financiamento externo mais importante do que os CPs (considerados como substitutos próximos do crédito bancário).
- Em segundo, os títulos de mercado aberto não funcionam como um *buffer* perfeito para a carteira de empréstimos dos bancos contra os choques nas reservas. Os autores argumentam que existe um *trade-off* entre títulos (liquidez) e empréstimos (retorno), implicando que deve haver uma única quantidade ótima de títulos que os bancos mantêm em carteira para minimizar os custos de iliquidez. Logo, eles não são capazes de proteger totalmente a carteira de crédito contra choques nas reservas, através de variações irrestritas na carteira de títulos.
- Em terceiro, os bancos não têm acesso perfeito aos fundos não-intensivos em reservas. Como as grandes emissões de CDs não são protegidas por seguro-depósito, as assimetrias de informação entre bancos e investidores fazem com que estes exijam um prêmio de financiamento externo para comprar os papéis emitidos, implicando custos marginais crescentes no montante das emissões, da mesma forma que ocorre entre firmas e credores.
- Por fim, os requerimentos baseados no risco de capital não são *binding* quando há regulações que limitam o nível de alavancagem dos bancos, como os Acordos de Basileia. Nesse contexto, torna-se custoso para os bancos ajustarem seu patrimônio para se adequar à alavancagem requerida. Logo, eles devem manter mais títulos do que o necessário, sendo capazes de proteger seus ativos ilíquidos (empréstimos) contra choques nas reservas através de variações na carteira de títulos.

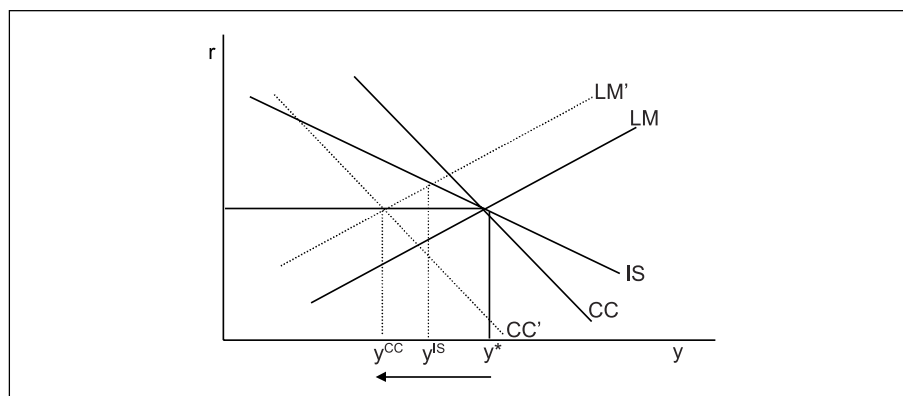
Quanto à Condição 2, Kashyap e Stein lembram que o crédito bancário é *especial* para algumas classes de firmas, justamente aquelas mais sujeitas aos custos de agência (firmas jovens e pequenas), tendo em vista que os bancos são mais eficientes do que os intermediários não-bancários (p.e., o mercado aberto) para reduzir os custos de monitoramento [Diamond (1984)]. Por outro lado, ao estabelecerem relações com seus clientes, os bancos têm acesso a informações valiosas sobre eles e que não estão disponíveis aos demais intermediários financeiros. Esse monopólio da informação gera os citados efeitos de *lock-in*, que tornam custoso para as firmas trocar facilmente de agentes financeiros.

Uma forma estilizada de analisar a importância macroeconômica do *bank lending channel* é através da versão modificada do modelo IS-LM de Bernanke e Blinder (1988), que acabou tornando-se *workhorse* para a maioria dos trabalhos empíricos que serão discutidos na Seção 2.2. A principal diferença entre o modelo de Bernanke e Blinder e o modelo IS-LM tradicional é que ele define três mercados (monetário, de crédito e de bens), e não apenas os dois mercados (monetário e de bens) que usualmente são postulados. A consideração de mais um ativo na economia (crédito) implica que o mercado de bens passa a ser afetado por duas taxas de juros: a taxa de juros sobre títulos, como no modelo tradicional, e a taxa de juros sobre empréstimos. Agora, os choques monetários afetam a demanda agregada tanto direta como indiretamente (nesse último caso, através do impacto sobre o custo e sobre a oferta de crédito). Portanto, a existência do *bank lending channel* torna a política monetária mais potente em relação ao caso em que apenas o canal da taxa de juros é operante.

A Figura 2 mostra o efeito da política monetária sobre a demanda agregada quando o *bank lending channel* é operante. No modelo de Bernanke e Blinder, o mercado de crédito é incorporado à curva IS, que passa a ser chamada pelos autores de curva CC (*commodities and credit*). A curva LM permanece inalterada. A figura também apresenta a curva IS tradicional, para fins comparativos. Nota-se que ela é menos inclinada do que a curva CC, conforme mostra Hallsten (1999). As operações de mercado aberto que reduzem as reservas bancárias e o volume de fundos disponíveis para empréstimos deslocam ambas as curvas CC e LM para a esquerda, implicando redução da renda real de y^* para y^{CC} . Se a hipótese de substituição perfeita fosse satisfeita, apenas a curva LM deslocar-se-ia, levando a renda real para $y^{IS} > y^{CC}$.⁹ Portanto, a emergência do canal de crédito pode amplificar os efeitos da política monetária, tornando-a mais eficaz em relação ao modelo tradicional. Nota-se ainda que a política pode afetar a demanda agregada sem grandes alterações nas taxas de juros, mesmo num ambiente macroeconômico com as características institucionais da economia brasileira [Chu e Nakane (2001)].

FIGURA 2

Efeito da política monetária sob o *bank lending channel*



2.1.4. Sumário das previsões teóricas

As premissas teóricas discutidas nas últimas seções podem ser sintetizadas como segue:

- i) as assimetrias de informação são o fundamento teórico para o canal de crédito;
- ii) o canal de crédito não é um mecanismo de transmissão distinto, mas sim uma fonte adicional de propagação dos choques macroeconômicos, com efeitos assimétricos e heterogêneos sobre a economia real;
- iii) a eficácia de uma política monetária é fortemente afetada pela existência do canal de crédito; e
- iv) existe uma relação direta entre canal de crédito, estrutura financeira e flutuações econômicas associadas a crises financeiras.

2.2. Revisão da literatura empírica

2.2.1. As evidências para o broad credit channel

As evidências empíricas para o *broad credit channel* são bastante persuasivas. Coerente com a predição teórica, elas enfatizam as diferenças de reações das firmas aos choques macroeconômicos. Portanto, a maior parte dos testes baseia-se em dados de *cross-section*. Em geral, os estudos tomam alguma *proxy* para a liquidez da firma (caixa, fluxo de caixa, acesso ao mercado de capitais etc.) e testam (1) se essa variável é restringida pelos choques monetários e (2) se essa restrição implica redução da atividade real da firma. O teste do *broad channel* para o Brasil é praticamente inexistente. Entretanto, há uma vasta literatura sobre o assunto referente aos Estados Unidos, cobrindo todo o século XX. Os trabalhos que merecem destaque são discutidos a seguir.

Fisher (1933) argumenta que a combinação de dívida elevada e deflação de preços fora responsável pela severidade da Grande Depressão (teoria de *debt-deflation*). Por um lado, diante do elevado endividamento do setor privado, a desaceleração dos negócios no final dos anos 20 precipitou uma onda de falências que acabaram intensificando a própria desaceleração. Por outro lado, como o grande estoque de dívida tinha valor nominal fixo, a deflação provocou uma forte redistribuição de riqueza em favor dos credores e a deterioração da saúde financeira dos devedores, que foram forçados a cortar investimentos correntes e a postergar gastos futuros, igualmente intensificando a crise. Na mesma linha, Bernanke (1983) mostra que o principal responsável pela propagação e severidade da Grande Depressão foi o aumento do custo real do crédito, que teria sido provocado tanto pela *crise bancária* de 1930-1933 (metade dos bancos americanos faliu no

período), que reduziu a eficiência da intermediação financeira, como pela *crise da dívida* (os argumentos são iguais aos de Fisher). A alta do custo do crédito atingiu principalmente os tomadores mais dependentes do crédito bancário (famílias, agricultores e pequenas empresas).

Gertler e Gilchrist (1994) analisam a resposta das pequenas e grandes firmas do setor industrial americano às contrações monetárias, utilizando como indicadores monetários as *Romer dates*¹⁰ e a taxa dos *Federal Funds*, e encontram várias evidências. A primeira é que a liquidez das pequenas firmas é restringida pelas contrações monetárias, o que não acontece com as grandes firmas, pois ocorre um redirecionamento do crédito para estas (*flight to quality*). A segunda evidencia que o investimento em estoques das pequenas firmas é muito mais sensível aos choques monetários, *vis-à-vis* ao investimento das grandes. A terceira está em que a queda do investimento das pequenas firmas é uma importante causa do declínio da atividade industrial durante as recessões. Bernanke *et al.* (1996) também mostram que o crédito flui das pequenas para as grandes firmas durante as contrações monetárias. Em consequência, as pequenas firmas reduzem seu nível de atividade mais cedo e com maior profundidade do que as grandes.

Kashyap *et al.* (1994) mostram que as firmas com acesso ao mercado de capitais conseguiram obter recursos para financiar o acúmulo de estoques indesejados durante a recessão de 1981-1982. Por outro lado, as firmas sem acesso tornaram-se muito mais dependentes dos escassos recursos internos, sendo, por isso, forçadas a reduzir o investimento em estoques. A evidência corrobora a previsão teórica de que firmas com restrição de crédito são mais sensíveis aos arrochos monetários do que as que possuem acesso ao mercado de capitais. Na mesma linha, Oliner e Rudebusch (1996) mostram que o investimento em ativo fixo das pequenas firmas é mais sensível à disponibilidade de fundos internos, *vis-à-vis* ao investimento das grandes firmas, e que essa sensibilidade aumenta sobremaneira nas contrações monetárias. Esse efeito não se verifica nas expansões monetárias, ratificando o argumento de que o *broad channel* amplifica particularmente os efeitos das contrações monetárias.

Além de encontrar evidências para o *broad credit channel*, alguns cálculos informais sugerem que seus efeitos macroeconômicos não são desprezíveis. Por exemplo, Bernanke *et al.* (1996) estimam que as diferenças entre as pequenas e as grandes firmas respondem por cerca de 1/3 da flutuação da indústria americana. Gertler e Gilchrist (1994) calculam que, um ano após uma *Romer date*, a queda das vendas das pequenas firmas é responsável por 50% da redução das vendas totais da indústria. Kashyap *et al.* (1994) mostram que um aumento de 14% no caixa das firmas com restrição de crédito teria reduzido em 50% a queda dos seus estoques na recessão de 1981-1982. Apesar de sugestivas, essas estimativas devem ser vistas com cautela, já que representam resultados de equilíbrio parcial. Em equilíbrio geral, diversos fatores podem enfraquecer ou mesmo intensificar tais resultados [Bernanke *et al.* (1996)].

2.2.2. As evidências para o *bank lending channel*

A maioria das evidências empíricas para o *bank lending channel* baseia-se em dados agregados de séries de tempo, utilizando VARs/VECMs e analisando o comportamento das funções de resposta a impulso. A principal vantagem dessa metodologia é que ela permite mensurar a importância macroeconômica do canal de crédito. Dentre as desvantagens, destacam-se o problema de identificação, tendo em vista que os principais agregados financeiros são afetados pelos movimentos endógenos do produto real, bem como a questão da agregação, que impede capturar as diferenças de *cross-sections* (entre firmas e entre bancos) que interferem na propagação do choque monetário. A exemplo do *broad channel*, a literatura não apresenta estudos sobre o *lending channel* para a economia brasileira. Dessa forma, as evidências para esse canal de crédito referem-se aos Estados Unidos e a alguns países europeus.

Bernanke e Blinder (1992) utilizam a taxa dos *Federal Funds* como indicador de política monetária e identificam alguns padrões. No primeiro, o crédito bancário responde lentamente às inovações monetárias, permanecendo praticamente inalterado nos seis primeiros meses. Para os autores, essa resposta lenta não está relacionada com a possível endogeneidade do crédito, mas sim com sua rigidez contratual (os empréstimos são compromissos contratuais e, por isso, levam algum tempo para se ajustar). No segundo, a partir do sexto mês, o crédito começa a declinar, levando a uma redução do produto real. No terceiro, dois anos após o choque, crédito e produto ainda continuam declinando, enquanto os depósitos bancários (*proxy* para o canal monetário) estão praticamente recompostos. Os autores concluem que o crédito é um canal de propagação relevante, mas não é um bom predictor do produto, dado o movimento contemporâneo das duas variáveis. Gertler e Gilchrist (1993) observam que, além da rigidez contratual sugerida por Bernanke e Blinder, outro fator que impede a queda imediata do crédito é a necessidade de financiar o acúmulo de estoques indesejados.

Kashyap *et al.* (1993) exploram as mudanças no *mix* de financiamento das firmas, definido pela razão (crédito bancário)/(crédito bancário+CPs), como uma hipótese de identificação do *bank lending channel*. Eles mostram que o *mix* se reduz em resposta às contrações monetárias, o que indicaria uma queda na oferta de crédito bancário em relação às demais fontes de crédito. Por sua vez, Kashyap e Stein (1999) usam a mesma metodologia dos testes para o *broad channel*, mas baseando-se em microdados para a oferta de crédito bancário. Eles mostram que os bancos pequenos e ou menos líquidos são mais sensíveis aos apertos monetários do que os bancos maiores e ou mais líquidos. Por exemplo, após um aperto monetário, os bancos com maior restrição de liquidez não conseguem substituir facilmente e sem custos os depósitos por outras fontes de financiamento. Logo, são forçados a reduzir sua carteira de empréstimos com maior intensidade.

Hallsten (1999) mostra que o *lending channel* é importante na Suécia. Ele observa queda do *mix* de financiamento à disposição das firmas suecas (definido por ele como a relação entre os empréstimos bancários e os demais tipos de finan-

ciamento) e elevação do *spread* bancário em resposta às contrações monetárias. Além disso, tanto a redução do *mix* quanto a elevação do *spread* acabam afetando negativamente o produto real. Favero *et al.* (1999) também analisam o *lending channel* na Europa, mas explorando as diferenças *cross-countries*. O teste envolve a França, a Alemanha, a Itália e a Espanha, durante o aperto monetário de 1992. Os autores não encontram evidências significativas para os países analisados. Entretanto, detectam efeitos diferenciados entre eles e entre bancos num mesmo país.

As evidências para os Estados Unidos têm sido contestadas por diversos autores, principalmente pelos Romers. Por exemplo, Romer e Romer (1990) utilizam as *Romer dates* para testar a visão monetária e a visão do crédito e encontram resultados que, segundo eles, apóiam a primeira visão. A metodologia utilizada é idêntica à de Bernanke e Blinder, mas a interpretação dos resultados dada pelos Romers é diametralmente oposta. Em primeiro lugar, eles argumentam que a lenta resposta do crédito e o seu movimento contemporâneo com o produto refletem respostas endógenas do crédito às condições da economia real. Em segundo, para eles, o teorema MM não é violado no caso dos bancos, pois o desenvolvimento recente dos mercados e instrumentos financeiros ampliou o acesso dessas instituições a recursos não-intensivos em reservas. Dessa forma, os bancos conseguem substituir a perda de depósitos bancários por outros tipos de financiamentos, sem ter de restringir a oferta de crédito. Esse argumento também é contrário à visão de Kashyap e Stein (1993), apresentada na Seção 2.1.3. Em trabalhos subsequentes, os Romers continuaram defendendo sua posição. Romer e Romer (1993) argumentam que o comportamento da oferta de crédito tem refletido apenas as políticas de controle do FED (o banco central americano) sobre o mercado de crédito (*credit controls*), e não respostas aos choques monetários. Romer *et al.* (1994) sugerem que o canal de crédito foi importante apenas até a Grande Depressão.

Ramey (1993) utiliza uma solução alternativa para o problema da endogeneidade, ao basear seus testes nas velocidades do crédito e da moeda, e não nas séries de quantidade.¹¹ Apesar da diferença metodológica, as conclusões de Ramey são idênticas às dos Romers e apóiam a visão monetária. Por sua vez, Oliner e Rudebusch (1995) argumentam que a queda do *mix* é provocada pelo redirecionamento de todos os tipos de crédito das pequenas para as grandes firmas (*flight to quality*). Segundo eles, a oferta de crédito bancário permanece inalterada, mas ocorre um aumento do volume de CPs emitidos pelas grandes firmas, na tentativa de suavizar seu fluxo de caixa. Portanto, o efeito responsável pela redução do *mix* não seria a queda do numerador, como defende Kashyap *et al.* (1993), mas sim o aumento do denominador.

2.2.3. Sumário das evidências empíricas

As principais implicações dos trabalhos empíricos discutidos nas duas seções anteriores são resumidas a seguir [ver também Cecchetti (1994) e Bernanke e Gertler (1995)]:

- i) Embora sejam úteis para medir a importância macroeconômica do canal de crédito, os testes baseados em séries de tempo são afetados pelo problema de identificação, que dificulta a separação entre choques de oferta e choques de demanda por crédito.
- ii) Por sua vez, os testes usando dados de *cross-sections* são úteis para mostrar os efeitos diferenciados da política monetária e estão menos sujeitos ao problema da endogeneidade.¹²
- iii) A pesquisa não conseguiu estabelecer de modo convincente a diferença entre as duas versões do canal de crédito. A distinção das mudanças nas oportunidades de investimento, provocadas pelos efeitos do acelerador financeiro ou pelas mudanças na oferta de crédito, tem implicações relevantes de política monetária. Por exemplo, mencionou-se que Romer e Romer (1990) sugerem que as inovações financeiras têm contribuído para reduzir a importância do *lending channel* nos Estados Unidos. Se esse é o caso, a autoridade monetária deveria dar mais atenção aos efeitos de suas ações sobre o *broad channel*.
- iv) A queda do produto real provocada pela contração monetária é ineficiente, pois a maior parte do custo é suportada pelas firmas que supostamente possuem as oportunidades de investimento mais lucrativas (firmas pequenas, jovens e com alta taxa de crescimento).

A Tabela 1 apresenta um sumário das principais evidências para ambos os canais de crédito, ressaltando as diferenças metodológicas, os indicadores do mercado de crédito que foram utilizados nas hipóteses testadas, bem como as conclusões resultantes.

TABELA 1

Sumário da revisão da literatura empírica

AUTOR (ANO)	METODOLOGIA	INDICADOR UTILIZADO	CANAL TESTADO	IMPORTÂNCIA ¹	PAÍS
Fisher (1933)	Análise descritiva	Dívida do setor privado	<i>Broad channel</i>	Grande Depressão	EUA
Bernanke (1983)	<i>Cross-section</i>	Ativos e passivos ²	<i>Broad channel</i>	Grande Depressão	EUA
Bernanke e Blinder (1992)	VAR	Crédito bancário	<i>Lending channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Gertler e Gilchrist (1993)	<i>Cross-section</i> /VAR	Crédito bancário e CPs	<i>Lending channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Kashyap et al. (1993)	VAR	Mix	<i>Lending channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Romer et al. (1994)	Análise descritiva	Crédito bancário	<i>Lending channel</i>	1ª metade do século XX	EUA
Gertler e Gilchrist (1994)	<i>Cross-section</i>	Fluxo de caixa das firmas	<i>Broad channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Kashyap et al. (1994)	<i>Cross-section</i>	Acesso ao crédito (<i>rating</i>)	<i>Broad channel</i>	Recessão de 1981-1982	EUA
Oliner e Rudebusch (1996)	<i>Cross-section</i>	Fluxo de caixa das firmas	<i>Broad channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Bernanke et al. (1996)	<i>Cross-section</i>	Crédito bancário e CPs	<i>Broad channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Kashyap e Stein (1999)	Painel	Ativos bancários	<i>Lending channel</i>	Recessões monetárias	EUA
Hallsten (1999)	Análise agregada	Mix e <i>spread</i> bancário	<i>Lending channel</i>	Recessões monetárias	Suécia
Favero et al. (1999)	Painel	Ativos bancários	<i>Lending channel</i>	Recessão de 1992	Europa

1) Esta coluna mostra em que circunstância (ou época) o canal de crédito mostrou-se relevante.

2) Ativos e passivos de empresas e bancos falidos durante a Grande Depressão.

3. As evidências empíricas para o Brasil

As evidências empíricas para o *bank lending channel* no Brasil serão apresentadas em duas etapas. A primeira consiste em uma análise descritiva do mercado de crédito, enfocando alguns fatos estilizados que forneçam pistas sobre a existência do *lending channel*. A segunda apresenta diversos testes econométricos baseados na metodologia encontrada na literatura corrente, como, por exemplo, Bernanke e Blinder (1992), Ramey (1993) e Hallsten (1999).

3.1. Os dados

As séries de interesse incluem o indicador de política monetária e indicadores do mercado de crédito, do mercado monetário e da economia real.

O indicador de política monetária utilizado é a taxa de juros *overnight*-Selic, equivalente à taxa dos *Federal Funds* dos Estados Unidos.

Os indicadores do mercado de crédito consistem em duas séries de quantidade e duas séries de preço. As séries de quantidade são: (1) o crédito total do sistema financeiro, que engloba os empréstimos realizados com recursos livres e a taxas de mercado (crédito com recursos livres), os empréstimos com alocação determinada legalmente e com taxas controladas (crédito direcionado), os financiamentos de *leasing* e os empréstimos ao setor público; e (2) o crédito com recursos livres e a taxas prefixadas (“crédito-pré”), que, segundo a classificação do Banco Central, é um subgrupo do crédito com recursos livres. Trata-se do agregado de maior interesse neste trabalho, já que inclui apenas os empréstimos determinados pelas condições de mercado e, portanto, mais sensíveis aos choques de política monetária. As séries de preços são: (1) a taxa média de juros sobre crédito com recursos livres e (2) o *spread* bancário médio, medido pela diferença entre a taxa média sobre empréstimos e a taxa Selic.

Os indicadores do mercado monetário são: M_1 , títulos públicos federais (indexados à Selic) em poder do público e taxas *swaps* de seis e 12 meses, que supostamente contêm informação sobre a estrutura a termo da taxa de juros.

Por fim, os indicadores de atividade econômica são: o índice de produção industrial (geral) e índices desagregados tanto por categoria de uso (p.e., bens de consumo duráveis e bens de consumo não-duráveis), como por setores de atividade (p.e., os setores de material de transporte e de produtos alimentares).

Todas as variáveis têm periodicidade mensal e estão expressas em termos reais, mediante deflação pelo IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas. As observações referem-se ao período de outubro de 1996 (data-base) a dezembro de 2001, exceto para as taxas *swaps*, cujas observações começam em dezembro de 1997, e para o crédito total (agosto de 1994). Todas as séries de quantidade estão sazonalmente ajustadas pelo método multiplicativo X-11 e expressas em logaritmo. As fontes primárias dos dados são as seguintes: Banco Central (indicadores do mercado de crédito, do mercado monetário e taxa Selic), IBGE (indicadores de atividade econômica) e Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) (taxas *swaps*).

A Tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas das séries de interesse, expressas nas unidades de medida originais.

TABELA 2
Estatísticas descritivas
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)

VARIÁVEL	UNIDADE	Nº OBS. MENSAIS	MÉDIA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESVIO- PADRÃO	NORMA- LIDADE (P-VALUE)
Indicador de política							
Selic	% a.m.	63	0,97	2,97	-1,58	0,95	0,840
Indicadores de crédito							
<i>Spread</i>	% a.m.	63	2,89	3,67	2,25	0,38	0,144
Taxa média	% a.m.	63	3,86	5,98	1,49	1,13	0,434
Crédito total	R\$ MM	89	232.701	264.453	202.407	17.451	0,176
Crédito-pré	R\$ MM	63	47.599	69.984	36.228	10.689	0,004***
Indicadores monetários							
<i>Swap</i> seis meses	% a.m.	59	0,95	2,47	-1,24	0,88	0,504
<i>Swap</i> 12 meses	% a.m.	59	1,02	2,52	-1,20	0,87	0,510
Inflação (IGP-DI)	% a.m.	62	0,007	0,05	-0,007	0,008	0,000***
Títulos públicos	R\$ MM	63	63.512	87.636	35.551	12.782	0,453
M_1	R\$ MM	63	39.631	45.577	24.288	4.540	0,000***
Indicadores de produto							
Produção industrial (geral)	Índice	63	94,22	103,99	87,63	3,80	0,168
Duráveis	Índice	63	75,98	98,35	57,78	10,78	0,207
Não-duráveis	Índice	63	86,59	93,18	81,85	2,27	0,004***
Material de transporte	Índice	63	94,13	124,20	65,67	11,31	0,963
Produtos alimentares	Índice	63	89,75	103,69	83,18	3,70	0,000***

(***) Rejeição da hipótese nula a 1%.

Obs.: variáveis reais e dessazonalizadas.

3.2. Análise descritiva

Primeiro fato estilizado

A razão crédito/PIB no Brasil é muito baixa, se comparada com a de outras economias com tamanho equivalente ou com idêntica renda *per capita* (Tabela 3).

Para a autoridade monetária brasileira, a reduzida participação do crédito na economia é um fator que deve minimizar a importância do canal de crédito:

given historical low leverage of the Brazilian corporate sector along with the very strict credit and monetary policies implemented with the Real plan, the credit mechanism has not operated and its importance in terms of channeling interest rate impacts on inflation has been negligible. [Werlang et al. (2000), p. 14-15.]

De fato, as empresas brasileiras são pouco alavancadas em relação ao capital total. Um painel balanceado com 1.580 firmas não-financeiras, atuando em 25 setores de atividade, mostra que a média da relação dívida total/ativo total, para o período de 1994 a 1998, é de apenas 47%. No entanto, a análise da estrutura de dívida dessas empresas revela que cerca de 45% do endividamento total refere-se à dívida bancária, percentual bastante superior ao de outros países. Por exemplo, nos Estados Unidos é de 33% [Kashyap e Stein (1993)] e na Suécia é de apenas 20% [Hallsten (1999)]. Portanto, o crédito bancário é provavelmente a fonte de financiamento externo mais importante para as empresas brasileiras, argumento que é reforçado pela incipiência do mercado de capitais no Brasil. O mercado de capitais, que em tese deveria funcionar como um substituto para o mercado de crédito bancário, vem definhando nos últimos anos. Por exemplo, a emissão de

TABELA 3

Razão crédito/PIB em países selecionados (Média de 1994 a 1997)

PAÍS	CRÉDITO/PIB (%)	PIB PER CAPITA (US\$ Mil)	PIB (US\$ Bilhões)
Japão	293,0	23,2	5.230,8
África Sul	157,7	7,3	135,3
Malásia	138,4	7,5	91,1
Tailândia	136,3	6,5	169,2
Estados Unidos	134,2	27,7	7.240,5
Alemanha	133,4	20,7	2.429,7
Reino Unido	125,9	19,7	1.122,4
Espanha	106,4	15,2	567,4
Canadá	98,7	21,8	581,9
Itália	96,6	19,8	1.087,9
Austrália	83,1	19,8	368,5
Cingapura	77,7	26,1	88,2
Coréia do Sul	74,9	12,5	469,8
Chile	62,2	11,6	61,2
Indonésia	53,7	3,3	208,9
Brasil	46,7	6,2	712,5

Fonte: World Bank. O conceito de crédito utilizado é o de "crédito doméstico concedido pelo setor bancário".

TABELA 4

**Evolução do mercado de capitais no Brasil
(1995-2001)**

INDICADORES	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Número de empresas abertas	874	925	968	1.047	1.027	996	980
Número de empresas listadas em bolsa	543	550	536	527	478	459	428
Emissões primárias/PIB (%) ¹	1,69	1,47	2,03	3,00	1,80	1,70	1,90
Volume negociado/PIB (%) ²	10,2	12,9	23,7	17,6	15,4	16,7	12,4

Fontes: CVM e Bovespa.

1) Debêntures, ações, notas promissórias, commercial papers etc.

2) Negócios na bolsa.

títulos privados, tais como ações, debêntures e notas promissórias, bem como o número de companhias abertas ou listadas em bolsa sofreram uma importante redução na segunda metade dos anos 90 (Tabela 4).¹³ Dessa forma, apesar da baixa relação crédito/PIB, os dados sobre a estrutura de financiamento comprovam a existência de firmas dependentes dos bancos no Brasil, que é uma das condições necessárias para a operação do canal do crédito.

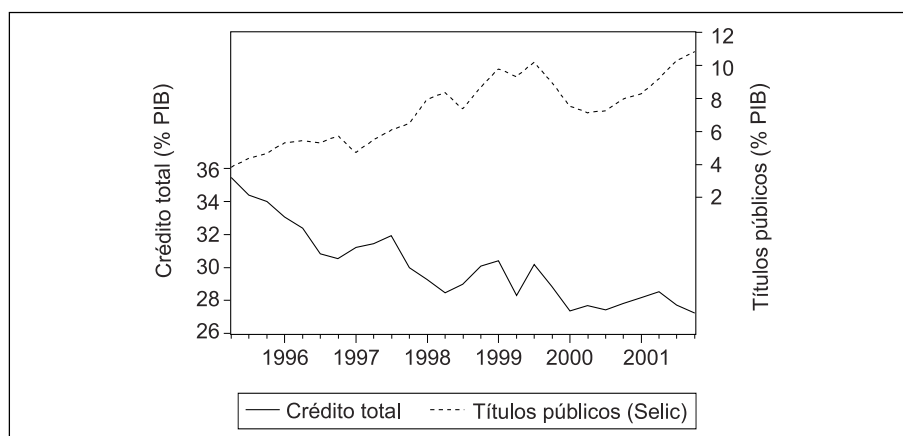
Segundo fato estilizado

A proporção crédito/PIB tem sido declinante nos últimos anos. No início de 1995, o crédito total representava 35% do PIB, tendo caído para cerca de 27% no final de 2001 (Figura 3). Alguns autores e a própria autoridade monetária (ver citação anterior) acreditam que a queda da relação crédito/PIB se deve à implementação, na segunda metade dos anos 90, de regras mais restritivas do que aquelas previstas pelos Acordos de Basiléia.

Segundo Soares (2001), os recursos liberados do *floating*, após a estabilização da economia em 1994, foram realocados principalmente em títulos públicos

FIGURA 3

**Crédito e títulos públicos como percentual do PIB
(2º trim. de 1995 ao 4º trim. de 2001)**



federais, e não em expansão da oferta de crédito. De fato, isso parece ter ocorrido. A Figura 3 também mostra a evolução dos títulos públicos federais (indexados à Selic) em poder do público como proporção do PIB. Conforme o modelo de Chu e Nakane (2001), os títulos públicos no Brasil não são adquiridos diretamente pelas famílias, mas sim pelas instituições financeiras. Então, *grosso modo*, a Figura 3 mostra a alocação dos ativos dos bancos entre títulos públicos e empréstimos. No início de 1995, os títulos públicos representavam cerca de 4% do PIB. Nos sete anos seguintes, essa proporção praticamente triplica, atingindo quase 11% no final de 2001. No mesmo período, a proporção do crédito total cai cerca de sete pontos percentuais. Desconsiderando o comportamento dos demais ativos, os dados mostram que houve uma realocação de recursos, por parte dos bancos, de ativos ilíquidos (crédito) para ativos líquidos (títulos do governo), da ordem de 7% do PIB, entre 1995 e 2001.¹⁴ Em tese, um ambiente regulatório adstringente deve reduzir a importância do canal do crédito, conforme sugerem Kashyap e Stein (1993). Entretanto, os testes econométricos que serão apresentados na próxima seção indicam que mesmo nesse ambiente adverso o crédito desempenha um papel importante na transmissão da política monetária.

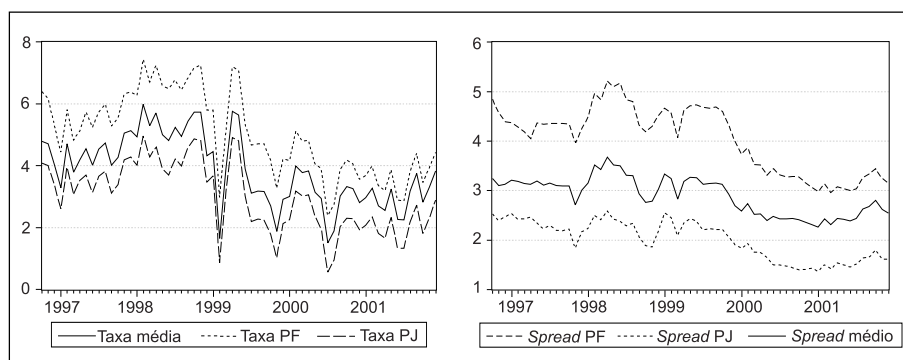
Terceiro fato estilizado

As taxas sobre empréstimos e, principalmente, o *spread* bancário são excessivamente elevados no Brasil, mesmo levando-se em conta a tendência de queda dos últimos anos (Figura 4). A média real observada entre outubro de 1996 e dezembro de 2001 é de 2,9% a.m. para o *spread* médio (pago por empresas e pessoas físicas), 2% a.m. para o *spread* pago pelas empresas (*spread* PJ) e de 4% a.m. para o *spread* pago pelas pessoas físicas (*spread* PF).

No mês de pico durante esse período, os indivíduos chegaram a pagar 5,2% a.m., ou fantásticos 84% a.a., em termos reais!¹⁵ Será visto na próxima seção que um *spread* estruturalmente elevado tem implicações importantes para o mecanismo de transmissão monetária.

FIGURA 4

**Taxas de juros e *spreads* bancários – % a.m.
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**



Quarto fato estilizado

A maturidade das operações de crédito é bastante curta. A Tabela 5 mostra o prazo médio das operações de crédito-pré, entre maio de 2000 e dezembro de 2001. Nota-se que cerca de 80% do volume de crédito-pré possuem prazo médio inferior a um ano, sendo que a média ponderada para todas as operações é de apenas 7,2 meses. Minella (2001) argumenta que a predominância de empréstimos de curto prazo no Brasil é responsável pela rápida reação do mercado de crédito e da economia real aos choques monetários, fato que também será comprovado na próxima seção.

TABELA 5

Prazo médio das operações de crédito-pré – Em meses (Maio de 2000 a dezembro de 2001)

NOME DA OPERAÇÃO	% DO CRÉDITO-PRÉ	PRAZO MÉDIO
Cheque especial	8,4	0,7
Crédito empresarial de curtíssimo prazo ¹	21,8	1,4
Cartão de crédito	2,1	1,7
Capital de giro	11,5	4,8
Crédito pessoal	19,1	6,3
Aquisição de bens	5,8	7,4
Aquisição de veículos	18,9	16,8
Financiamento imobiliário	0,9	116,8
Outras operações	11,6	4,3
Total	100,0	7,2 ²

1) Inclui operações de hot money, desconto de títulos, conta garantida e vendor.

2) Média geral ponderada pela participação percentual.

Obs.:

a) A informação para os anos anteriores não foi apresentada, pois não está disponível.

b) No final de 2001 o crédito-pré representava 60% do crédito livre, 35% do crédito total e cerca de 10% do PIB.

Quinto fato estilizado

A relação entre política monetária, mercado de crédito e produto real parece se comportar no Brasil de acordo com o previsto pela visão do crédito (Figura 5). O primeiro gráfico da Figura 5 mostra uma relação aparentemente inversa entre o *spread* bancário médio e o crédito-pré. O segundo gráfico apresenta a relação entre o instrumento de política monetária (taxa Selic) e a taxa média sobre empréstimos. Claramente, a relação mostrada no gráfico é positiva, sugerindo que o custo do crédito (medido pela taxa sobre empréstimos ou pelo *spread*) deve aumentar com uma elevação na taxa básica de juros. O terceiro e quarto gráficos ilustram a relação entre dois indicadores do mercado de crédito (*spread* e crédito) e o produto real. Esses gráficos mostram uma relação negativa entre *spread* e produto e uma relação positiva entre produto e crédito. As correlações apresentadas na Tabela 6 confirmam as relações sugeridas pelos gráficos.

FIGURA 5

**Taxa de juros, *spread* bancário e crédito
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

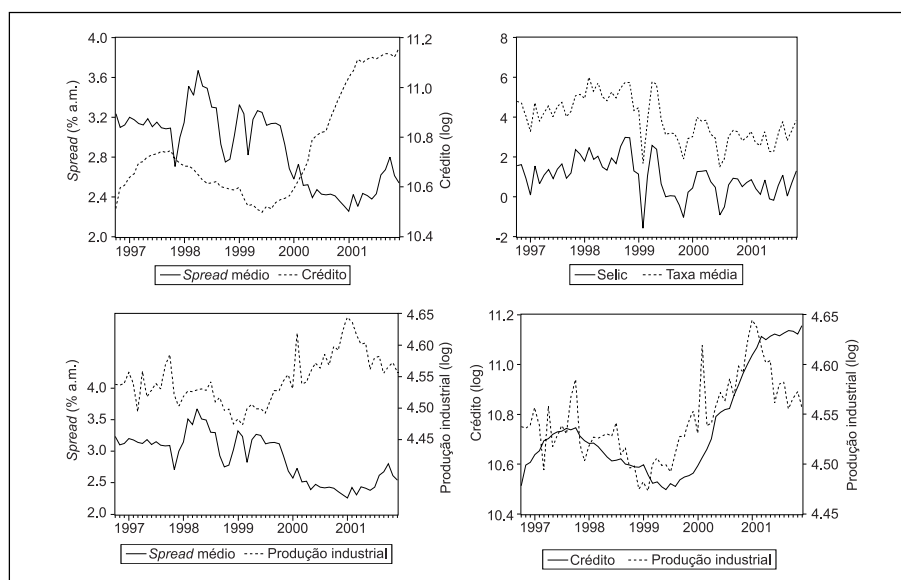


TABELA 6

**Tabela de correlações simples para o mercado de crédito
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

	CRÉDITO	SPREAD	TAXA MÉDIA	SELIC	PRODUTO
Crédito	1,000				
Spread	-0,683	1,000			
Taxa média	-0,433	0,612	1,000		
Selic	-0,244	0,331	0,949	1,000	
Produto	0,727	-0,669	-0,464	-0,287	1,000

3.3. Testes econométricos

3.3.1. Testes de raiz unitária

Antes da realização dos testes econométricos, as séries de interesse foram submetidas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Phillips-Perron (PP). As estatísticas dos testes, apresentadas na Tabela 7, indicam inequivocamente que cinco séries contêm raiz unitária (crédito, *spread*, títulos públicos, produção industrial e bens de consumo duráveis) e que apenas uma série não tem raiz unitária (produtos alimentares). Os resultados para as nove séries restantes não são totalmente conclusivos.

Os testes para a primeira diferença revelaram que todas as séries tornam-se estacionárias após uma diferenciação, o que fica evidente na Figura 6.

TABELA 7

**Testes de raiz unitária
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

VARIÁVEIS	TESTE ADF	TESTE PP
Indicador de política monetária		
Selic	-2,26	-4,22***
Indicadores do mercado de crédito		
Crédito total	-2,17	-3,24*
Crédito-pré	-1,98	-0,63
Spread bancário médio	-2,28	-2,66
Taxa média sobre empréstimos	-2,25	-3,88**
Indicadores do mercado monetário		
Taxa swap de seis meses	-1,37	-3,75**
Taxa swap de 12 meses	-1,29	-3,75**
Taxa de inflação (IGP-DI)	-2,00	-4,85**
Títulos públicos	-2,26	-1,81
M ₁	-2,31	-4,61***
Indicadores de atividade econômica		
Produção industrial (índice geral)	-2,68	-3,08
Bens de consumo duráveis	-2,60	-2,32
Bens de consumo não-duráveis	-1,35	-7,17***
Material de transporte	-3,32*	-2,50
Produtos alimentares	-3,56**	-5,60***

(*) Rejeição a 10%.

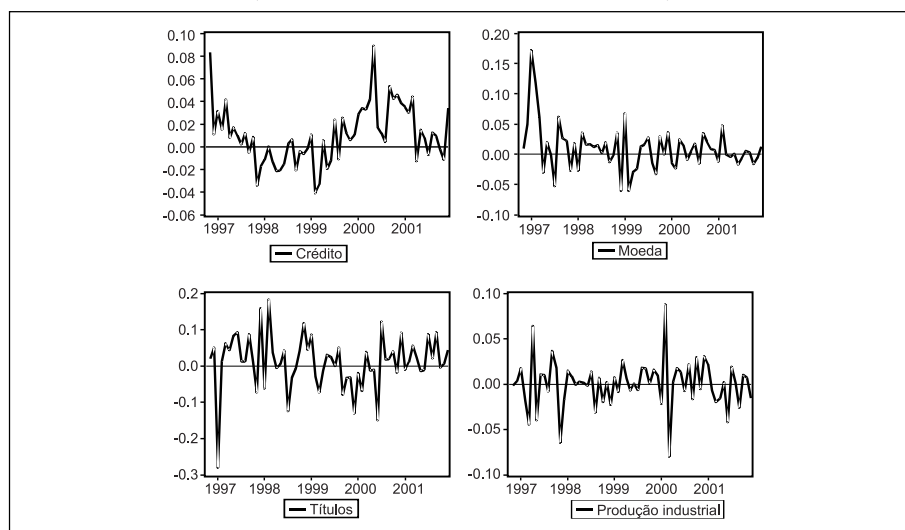
(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição da hipótese nula de raiz unitária a 1%.

Obs.: Cada regressão contém uma constante e uma tendência linear, bem como 12 defasagens (teste ADF) e as três defasagens sugeridas por Newey-West (teste PP).

FIGURA 6

**Primeira diferença das principais séries de quantidade
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**



3.3.2. Testes de causalidade de Granger

Inicialmente, foram realizados testes de causalidade de Granger com base em equações bivariadas no nível e em primeira diferença, com no máximo nove defasagens.¹⁶ Especificações menos parcimoniosas foram descartadas por duas razões. Em primeiro lugar, porque poderiam comprometer os graus de liberdade do teste e, em segundo, porque os efeitos da política monetária sobre o produto real operam completamente entre seis e nove meses no Brasil [Werlang *et al.* (2000)].

A primeira parte da Tabela 8 mostra os resultados para a hipótese nula de que as variáveis de interesse não-Granger causam o produto. Nota-se que a hipótese nula não é rejeitada para o agregado monetário e para o *spread*, qualquer que seja a especificação. Por outro lado, a taxa Selic e a taxa sobre empréstimos contêm informação relevante para prever o nível (e a taxa de variação) do produto com até seis meses (três meses) de antecedência. Por sua vez, o agregado de crédito apresenta algum poder preditivo apenas nos modelos em nível. A segunda parte da tabela inverte a ordem de causalidade da hipótese nula, visando acessar o grau de endogeneidade das variáveis de interesse. O problema da endogeneidade parece ser mais grave no caso do agregado monetário, pois seis dos oito modelos testados rejeitaram a hipótese nula de que o produto não-Granger causa moeda. O agregado de crédito e o *spread* também parecem estar contaminados pelos movimentos do produto, mas com menor intensidade. O mesmo não ocorre com as duas taxas de juros.

Em seguida, foi realizado o teste de causalidade de Granger baseado em modelos multivariados, conforme fazem Bernanke e Blinder (1992). A variável dependente é a produção industrial e os regressores são: uma constante, o produto defasado, $M_{1,t}$, a taxa Selic e um dos indicadores do mercado de crédito (o agregado de crédito na Tabela 9 e o *spread* ou a taxa sobre empréstimos produzem os mesmos resultados na Tabela 10).

TABELA 8

Teste de Granger bivariado (Outubro de 1996 a dezembro de 2001)

MODELO	LAG	H_0 : VARIÁVEL NÃO-GRANGER CAUSA PRODUTO					H_0 : PRODUTO NÃO-GRANGER CAUSA VARIÁVEL				
		M_1	SELIC	CRÉDITO	TAXA	SPREAD	M_1	SELIC	CRÉDITO	TAXA	SPREAD
Nível	2	0,859	0,005***	0,044**	0,003***	0,204	0,007***	0,716	0,022**	0,469	0,057*
Nível	3	0,956	0,001***	0,054*	0,001*	0,490	0,000***	0,865	0,061*	0,809	0,088*
Nível	6	0,843	0,015**	0,046**	0,020**	0,432	0,015**	0,602	0,375	0,562	0,092*
Nível	9	0,989	0,213	0,057*	0,226	0,619	0,070*	0,837	0,817	0,621	0,467
1ª dif.	2	0,833	0,015**	0,398	0,020**	0,988	0,058*	0,925	0,477	0,865	0,286
1ª dif.	3	0,869	0,008***	0,606	0,026**	0,930	0,011**	0,660	0,400	0,672	0,202
1ª dif.	6	0,926	0,223	0,240	0,378	0,864	0,114	0,612	0,384	0,312	0,169
1ª dif.	9	0,959	0,432	0,265	0,489	0,954	0,445	0,873	0,665	0,409	0,544

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição de H_0 a 1%.

Obs.: P-values relativos ao teste F de exclusão dos parâmetros.

TABELA 9

**Teste de Granger multivariado – Crédito
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

VARIÁVEL	H_0 : VARIÁVEL NÃO-GRANGER CAUSA PRODUTO							
	MODELOS EM NÍVEL				MODELOS EM PRIMEIRA DIFERENÇA			
	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS
Selic	0,011**	0,008***	0,565	0,532	0,018**	0,013**	0,310	0,538
Crédito	0,066*	0,315	0,765	0,452	0,376	0,578	0,307	0,468
M_t	0,772	0,697	0,982	0,917	0,495	0,639	0,964	0,867
R^2	0,752	0,785	0,818	0,886	0,354	0,411	0,482	0,643
AIC	-4,686	-4,674	-4,374	-4,311	-4,570	-4,512	-4,306	-4,174
Normalidade χ^2	0,015**	0,025**	0,015**	0,946	0,033**	0,219	0,288	0,360
Autocorrelação	0,764	0,991	0,989	0,274	0,790	0,786	0,950	0,630

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição de H_0 a 1%.

Obs.: P-values relativos ao teste F de exclusão dos parâmetros.

As tabelas também mostram os seguintes indicadores de ajuste: R^2 , critério de Akaike (AIC), p -value do teste de normalidade de Jarque-Bera e o p -value associado à estatística Q de Ljung-Box para a defasagem correspondente. A Tabela 9 apresenta os resultados do teste quando o agregado de crédito é o indicador do mercado de crédito utilizado. Confirmando os resultados do teste bivariado, a taxa Selic mostra-se um bom predictor do produto em quatro das oito especificações. Em seguida, o crédito Granger causa o produto apenas no modelo em nível com duas defasagens. Por fim, o agregado monetário permanece irrelevante como predictor do produto. Em geral, as regressões apresentaram um bom ajuste, exceto pela rejeição da hipótese de normalidade dos resíduos para algumas delas.

Os resultados são mais contundentes quando se usa o teste assintótico de razão de verossimilhança (LR). Pelo teste LR, a Selic Granger causa o produto em sete dos oito modelos, o mesmo ocorrendo com o crédito em quatro modelos. Entretanto, esse teste não foi reportado, pois suas propriedades para pequenas amostras são pouco conhecidas, ou conhecidas para casos particulares [Greene (2000)]. Por exemplo, não existe garantia quanto ao poder e quanto ao não-viés do teste em amostras finitas [Mittelhammer (1996)].

Os resultados para a taxa sobre empréstimos (e, identicamente, para o *spread* bancário) são bem menos persuasivos à primeira vista (Tabela 10) e contrariam o teste bivariado. Essa aparente ambigüidade se deve à inclusão simultânea de duas variáveis de preço nas regressões (Selic e taxa sobre empréstimos ou Selic e *spread*), que carregam praticamente o mesmo tipo de informação sobre os movimentos futuros do produto. De fato, quando se considera apenas uma das taxas nas regressões, essa taxa Granger causa o produto em todas as especificações, exceto no modelo em nível com nove defasagens e nos modelos em primeira diferença com seis e nove defasagens.

A inversão da ordem de causalidade de H_0 indica que o *spread* continua mostrando algum sinal de endogeneidade no modelo multivariado, mas com menor intensidade do que no teste bivariado (Tabela 11). Os outros dois indicadores

TABELA 10

**Teste de Granger multivariado – Taxa ou spread
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

VARIÁVEL	H_0 : VARIÁVEL NÃO-GRANGER CAUSA PRODUTO							
	MODELOS EM NÍVEL				MODELOS EM PRIMEIRA DIFERENÇA			
	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS
M_1	0,790	0,770	0,640	0,787	0,517	0,555	0,940	0,732
Selic	0,547	0,527	0,433	0,710	0,520	0,100*	0,356	0,471
Taxa ou spread	0,297	0,598	0,411	0,627	0,732	0,262	0,505	0,467
R^2	0,737	0,777	0,832	0,876	0,337	0,436	0,453	0,643
AIC	-4,628	-4,634	-4,456	-4,224	-4,544	-4,555	-4,250	-4,174
Normalidade χ^2	0,068 [†]	0,239	0,000***	0,071*	0,001***	0,251	0,019**	0,477
Autocorrelação	0,784	0,914	0,980	0,971	0,657	0,828	0,625	0,376

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição de H_0 a 1%.

Obs.: P-values relativos ao teste F de exclusão dos parâmetros.

TABELA 11

**Teste de Granger multivariado – Crédito, taxa e spread
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

VARIÁVEL	H_0 : PRODUTO NÃO-GRANGER CAUSA VARIÁVEL							
	MODELOS EM NÍVEL				MODELOS EM PRIMEIRA DIFERENÇA			
	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS	2 LAGS	3 LAGS	6 LAGS	9 LAGS
Crédito	0,131	0,140	0,813	0,878	0,140	0,446	0,450	0,899
Taxa	0,850	0,907	0,828	0,645	0,978	0,378	0,960	0,941
Spread	0,101	0,060 [†]	0,118	0,628	0,411	0,301	0,317	0,471

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição de H_0 a 1%.

Obs.: P-values relativos ao teste F de exclusão dos parâmetros.

de crédito não sinalizam qualquer problema. Os resultados para a Selic e para o M_1 não foram reportados, pois são idênticos aos do teste bivariado.

As principais conclusões que podem ser tiradas dos testes de causalidade são as seguintes:

- i) conforme já demonstrado pela literatura, a Selic mostrou ser um bom previsor do produto;
- ii) o agregado monetário praticamente não afeta o comportamento da atividade econômica;
- iii) o mercado de crédito carrega alguma informação sobre os movimentos futuros do produto e, dependendo do modelo, ambos, o agregado e o custo do crédito (quando não-considerado conjuntamente com a Selic), ajudam a prever a atividade econômica;
- iv) o agregado monetário é a variável mais afetada pelo problema da endogeneidade, enquanto a evidência para os indicadores de crédito não é conclusiva; e

- v) em geral, as taxa de juros e o crédito Granger causam o produto nos modelos mais parcimoniosos, confirmando a evidência de que a economia brasileira reage rapidamente aos choques macroeconômicos.

3.3.3. Análise das funções de resposta a impulso

Nesta seção, serão analisadas as funções de resposta a impulso (FRIs) das variáveis de interesse. Antes de apresentar os resultados, é importante comentar algumas hipóteses que são tipicamente assumidas nesse tipo de análise.

Em primeiro lugar, supõe-se que a taxa Selic reflete apenas ações de política, e não o estado corrente da economia.

Em segundo lugar, conforme observam Bernanke e Blinder (1992), se o indicador de política é independente dos choques econômicos contemporâneos, não há necessidade de desenvolver um modelo estrutural explícito para estudar os efeitos de política. Nesse caso, as respostas das variáveis econômicas na forma reduzida medem os efeitos genuínos de política. Considera-se o seguinte VAR na forma reduzida:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

em que Y_t é o vetor ($n \times 1$) das variáveis de interesse, c é um vetor ($n \times 1$) de constantes, p é a ordem de defasagem, B_i são matrizes ($n \times n$) de coeficientes e ε_t é um vetor ($n \times 1$) de termos aleatórios ruídos brancos, isto é, $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \Omega)$, em que Ω é a matriz ($n \times n$) de covariância dos erros.

Foram especificados dois VARs diferentes, contendo, respectivamente, o agregado de crédito e o *spread* bancário, bem como outras cinco variáveis, a saber: produção industrial, taxa de inflação, M_1 , títulos públicos federais e a taxa Selic.¹⁷ Os VARs foram estimados em nível e em primeira diferença, com três e duas defasagens, respectivamente, escolhidas com base nos testes de diagnósticos apresentados na Tabela 12. Os coeficientes estimados não são diretamente interpretados no trabalho e, por isso, não foram apresentados.

A escolha das cinco variáveis baseia-se em Bernanke e Blinder (1992). Conforme mencionado na Seção 2.2.2, esses autores analisam o mecanismo de transmissão enfocando o comportamento dos ativos (títulos e crédito) e passivos (depó-

TABELA 12

Indicadores dos VARs – Equação do produto (Outubro de 1996 a dezembro de 2001)

MODELO	NÍVEL					PRIMEIRA DIFERENÇA				
	LAG	N	R ²	F	AIC	LAG	N	R ²	F	AIC
Crédito	03	59	0,80	9,31	-4,56	02	59	0,41	2,67	-4,51
Spread	03	59	0,81	9,35	-4,56	02	59	0,43	2,92	-4,55

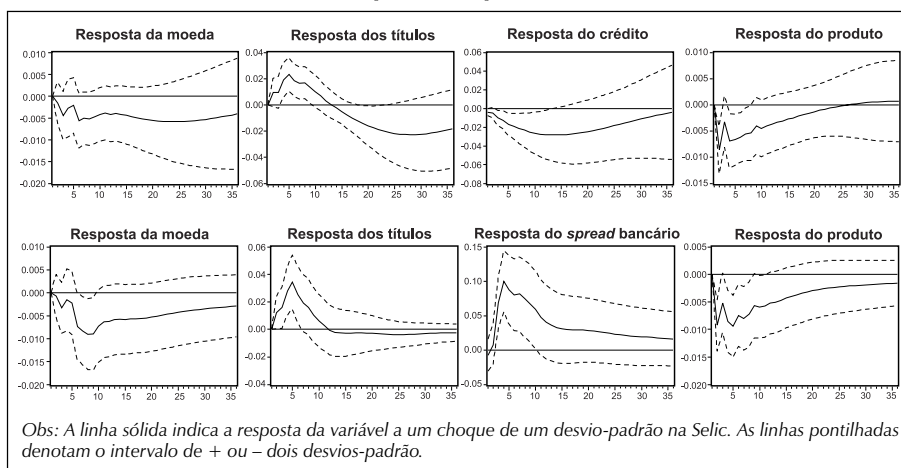
sitos) dos bancos, visando separar o canal monetário do canal de crédito. A diferença é que, além da oferta de crédito, a presente análise também enfoca o custo do crédito.

Em terceiro lugar, a ordem das variáveis no VAR se baseia na decomposição de Cholesky para identificar as perturbações do vetor ϵ_t . Esse procedimento implica que os choques que afetam a primeira variável também afetam contemporaneamente as demais, mas os choques sobre as demais variáveis não afetam a primeira. Os choques na segunda variável afetam todas as variáveis a partir da terceira, mas a segunda variável não é afetada pelos choques nessas variáveis. E assim por diante. Implementou-se uma ordenação semelhante à de alguns trabalhos do Banco Central [p.e., Minella (2001)], a saber: produto, taxa de inflação, M_1 , títulos, Selic, indicador do mercado de crédito. Sob essa ordenação, o produto não responde contemporaneamente aos choques nas demais variáveis, já que as decisões de produção levam algum tempo para se efetivar. A taxa de inflação responde aos choques no produto real, mas não aos choques nas demais variáveis. A taxa de juros, por sua vez, ajusta-se rapidamente aos choques de produto, da inflação, do mercado monetário e do mercado de títulos. Por fim, supõe-se que o mercado de crédito é afetado pelas inovações em todas as demais variáveis, mas os choques nesse mercado não se transmitem instantaneamente para elas.

A Figura 7 apresenta a resposta das principais variáveis de interesse dos VARs em nível, a um choque de um desvio-padrão na Selic. Os primeiros quatro gráficos mostram as FRIs do VAR que inclui o volume de crédito e os quatro últimos mostram as FRIs do VAR que considera o *spread*. Em ambos os modelos, a resposta do M_1 é demorada e estatisticamente insignificante. Já o comportamento dos títulos, da oferta de crédito e do *spread* chama bastante a atenção. Os títulos aumentam significativamente nos primeiros meses após o choque (cerca de 3%), atingem o pico no quinto mês e depois caem nos dois anos seguintes. Por sua vez, o crédito

FIGURA 7

Funções de resposta a impulso, VARs em nível



permanece relativamente estável nos primeiros dois meses, provavelmente devido à sua rigidez contratual, em seguida declina razoavelmente (quase 3%), mas já a partir do início do segundo ano começa a recuperar-se. Esse comportamento difere bastante da evidência encontrada para os Estados Unidos, onde os empréstimos bancários levam mais de dois anos para retomar o fôlego [Bernanke e Blinder (1992)]. Já o *spread* bancário responde fortemente ao aumento da Selic, elevando-se 10% no quarto mês após o choque.

Com relação ao produto real, ele cai cerca de 1% logo após o choque, começa a recuperar-se nos quatro meses seguintes e atinge o patamar original decorridos dois anos. Embora a resposta do produto ao aumento da taxa de juros não seja *hump-shaped*, ela é muito rápida e estatisticamente significativa. Minella (2001) também mostra que o produto reage rapidamente aos choques monetários. Segundo ele, a redução máxima do produto ocorre entre três e sete meses após o choque.

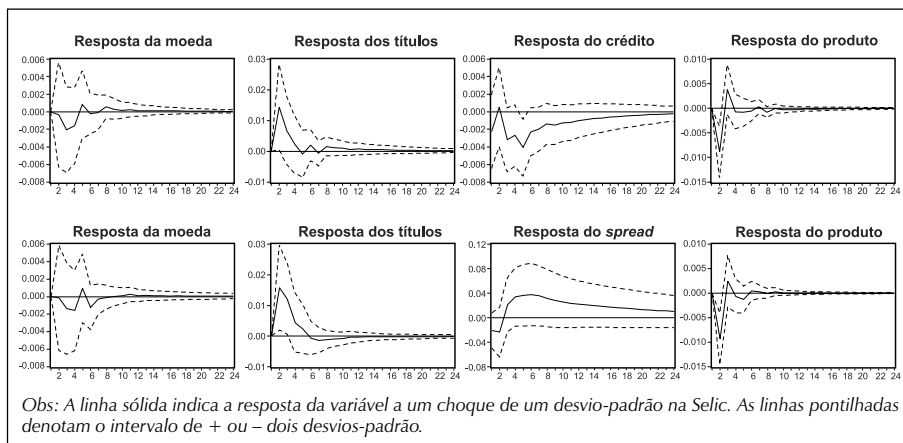
A Figura 8 apresenta as funções de resposta a impulso associadas aos VARs em primeiras diferenças. Em geral, elas confirmam as evidências mostradas nos VARs em nível. A diferença é que a significância estatística da resposta do produto e da resposta dos indicadores do mercado de crédito é inferior à dos modelos em nível, exceto nos meses de pico ou de redução máxima.

Foram realizados diversos exercícios alterando-se a ordem das variáveis no VAR, visando acessar a robustez dos resultados encontrados. Nenhum deles mostrou mudança significativa do padrão encontrado tanto nos modelos em nível, como nos modelos em primeira diferença.

A rápida reação da economia brasileira aos choques monetários mostrada pelas FRIs confirma os testes de causalidade e a análise descritiva (Seção 3.2). Conforme o quarto fato estilizado, a resposta imediata da atividade econômica

FIGURA 8

Funções de resposta a impulso, VARs em primeira diferença



está relacionada à predominância do crédito de curto prazo. A análise descritiva também mostrou que quase 25% do total de crédito-pré referem-se a crédito empresarial com maturidade média muito curta, de 1,4 mês (Tabela 5), que geralmente é demandado pelas empresas para o financiamento de seu capital de giro (vendas a prazo e, principalmente, estoques). Ora, se esse é o caso, então a resposta do índice geral da produção industrial apresentada nas duas figuras anteriores reflete apenas o comportamento médio da indústria. A resposta dos setores que tradicionalmente operam com elevado capital de giro deve ser mais intensa, o contrário ocorrendo com setores não-intensivos em capital de giro. Com relação ao *timing* da resposta, é razoável supor que ele não seja muito diferente da média da indústria.

A Figura 9 apresenta as FRIs associadas a um VAR com a mesma especificação do modelo (3.1). A única diferença é que agora o indicador de atividade econômica é dado pelo setor de bens de consumo duráveis (BCD), que é intensivo em capital de giro. Por um lado, os indicadores do mercado monetário e do mercado de crédito não alteram o seu comportamento em relação ao apresentado na Figura 7. Por outro lado, confirmando as expectativas, a queda do nível de atividade do setor de BCD é muito mais intensa e estatisticamente significativa do que a queda da indústria. A redução máxima também ocorre no mesmo mês, mas é o dobro da média da indústria.

Igualmente confirmando as suspeitas, a atividade de um setor não-intensivo em capital de giro, como o setor de bens de consumo não-duráveis (BCND), é praticamente insensível aos apertos monetários. A queda máxima também ocorre no segundo mês, mas é metade da queda da indústria como um todo, e estatisticamente insignificante (Figura 10).

Destaca-se que o padrão apresentado nas duas figuras anteriores independe da ordem em que as variáveis aparecem no VAR em nível. O mesmo ocorre no VAR em primeira diferença (não-reportado), que continua mostrando uma queda

FIGURA 9

Funções de resposta a impulso – BCD, VARs em nível

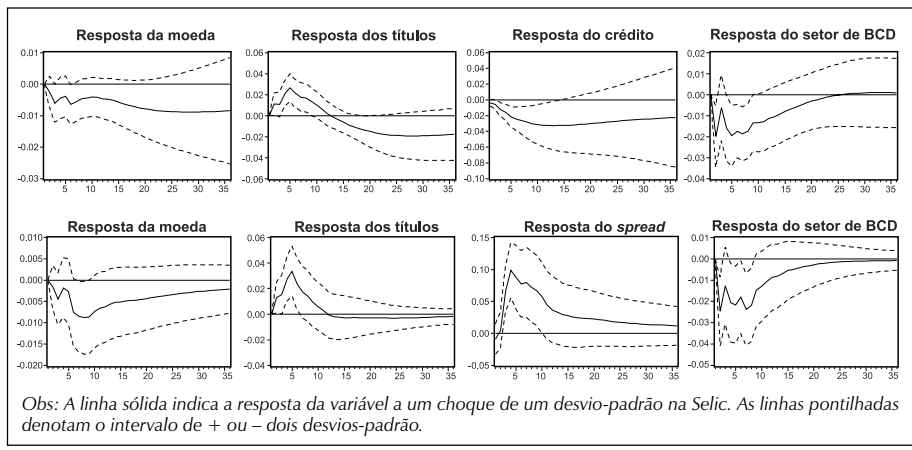
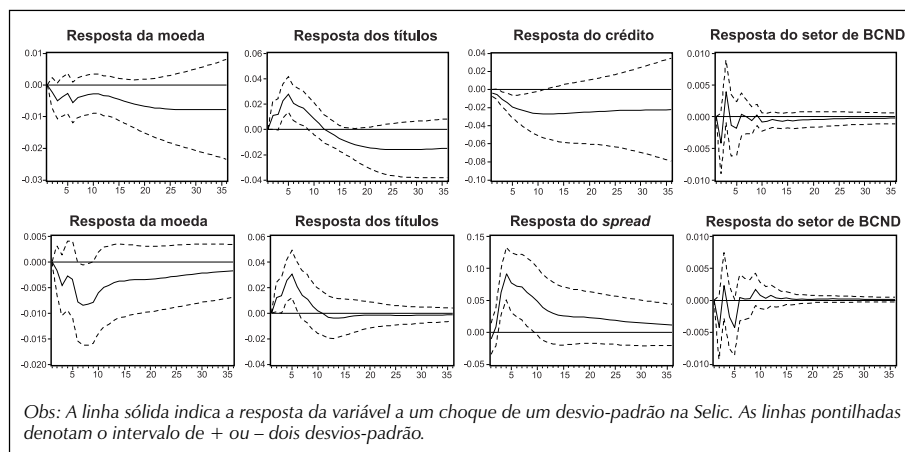


FIGURA 10

Funções de resposta a impulso – BCND, VARs em nível



de atividade bastante significativa do setor de BCD e praticamente nenhuma queda no setor de BCND. Por fim, uma desagregação ainda maior da indústria confirma os resultados anteriores. Por exemplo, setores como material de transporte (que inclui a indústria automobilística) e o setor de mecânica, sabidamente intensivos em capital de giro, reproduzem o comportamento do setor de BCD. Já setores pouco intensivos em capital de giro, como o de produtos alimentícios, são muito pouco afetados pelo choque monetário.

É importante destacar ainda que esse exercício, além de mostrar o impacto da política monetária sobre a atividade econômica, por via do mercado de crédito, também serve para testar indiretamente a endogeneidade dos indicadores desse mercado. Se os movimentos do agregado de crédito ou do *spread* bancário são determinados estritamente pelas condições da economia real, isto é, pelo lado da demanda, então o seu comportamento deveria se alterar com a mudança da ordem das variáveis do VAR ou diante dos diferentes indicadores de atividade econômica. Felizmente, os exercícios de robustez mostraram que isso não ocorre.

Em resumo, as conclusões que podem ser tiradas das FRIs são as seguintes:

- i) O produto real e o mercado de crédito reagem muito rapidamente aos choques monetários. A velocidade de reação está associada a uma importante característica do sistema bancário brasileiro, que é a curta maturidade dos contratos de empréstimos.
- ii) O comportamento dos títulos e dos indicadores de crédito mostra que os bancos brasileiros respondem às incertezas em suas fontes de recursos (o mercado monetário) adotando uma estratégia de alocação de portfólio mais conservadora: eles aumentam sua carteira de ativos líquidos (títulos) e reduzem sua exposição a ativos ilíquidos (crédito). Tal comportamento sugere que a contração monetária induz a realocação do portfólio dos

bancos em favor de títulos públicos, com conseqüente queda da oferta de crédito, elevação do *spread* bancário e contração do produto real. Esse resultado está em linha com algumas das previsões teóricas dos modelos de Bernanke e Blinder (1992), Hallsten (1999) e Chu e Nakane (2001).¹⁸

- iii) O impacto da contração monetária sobre a economia real, por via do canal de crédito, é assimétrico, pois afeta com maior intensidade os setores intensivos em capital de giro, cuja dependência dos empréstimos bancários de curto prazo é relativamente maior.

3.3.4. Análise da velocidade

Ramey (1993) critica a metodologia baseada em testes de causalidade de Granger e na análise das funções de resposta a impulso como forma de acessar a importância do mecanismo de transmissão. Segundo ela, os testes de Granger são frágeis, pois choques tecnológicos sem qualquer relação com as inovações monetárias podem atingir os mercados monetário e de crédito antes de afetar o produto real. Para tanto, basta que haja alguma defasagem nas decisões de produção. Quanto à análise baseada em VARs, Ramey observa que, quando o indicador de política monetária é incluído num VAR junto com o crédito e com a moeda, os choques nesses dois últimos são ortogonais aos choques no indicador de política. Logo, as inovações nos mercados de crédito e monetário que afetam o produto podem não estar relacionadas aos choques monetários.

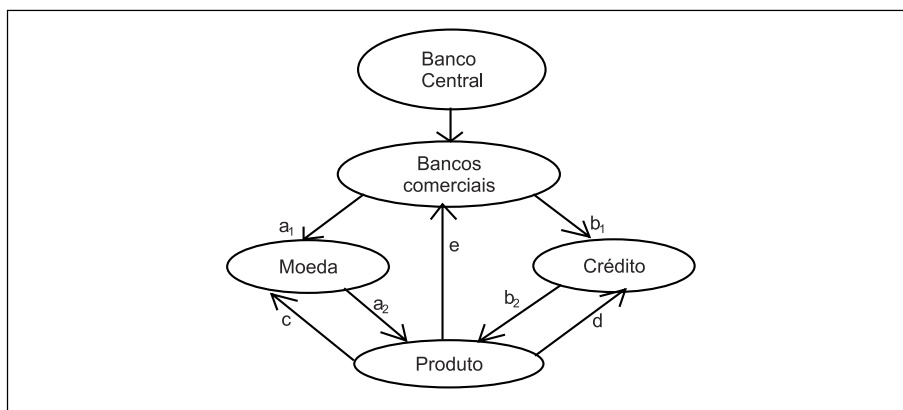
Fica implícito na crítica de Ramey que um teste robusto dos canais de transmissão depende de duas decisões metodológicas. A primeira refere-se à escolha dos indicadores adequados para cada mercado e a segunda diz respeito à maneira pela qual o teste é conduzido.

Quanto à primeira decisão, Ramey argumenta que as velocidades são mais eficientes para capturar os movimentos de curto prazo do produto do que o nível ou a primeira diferença dos agregados financeiros. Por um lado, elas tendem a carregar mais informação sobre os movimentos futuros do produto e, por outro, tendem a mapear com maior precisão os vários canais de transmissão. Quanto à segunda decisão, Ramey afirma que a forma adequada de acessar a importância relativa dos canais de transmissão é com o estudo dos choques de política que afetam o produto real através dos agregados financeiros, e não com o estudo das inovações nas próprias variáveis financeiras.

A Seção 3.3.3 lidou com a segunda questão, estudando apenas as inovações monetárias que pudessem afetar o produto real por meio do crédito ou da moeda. Esta seção trata da primeira questão, mediante a análise das velocidades, em vez dos indicadores de preço ou de quantidade. A Figura 11, reproduzida de Ramey (1993), esclarece melhor essa opção metodológica. Nela estão representadas as instituições básicas e necessárias ao teste do canal monetário e do canal de crédito: a autoridade monetária, os bancos criadores de moeda, o mercado de crédito, o mercado monetário e o mercado de bens. As setas representam a interdependência entre os diversos mercados. A metodologia defendida por Ramey, e implementada

FIGURA 11

Canais de transmissão da política monetária e efeitos de *feedback*



nesta seção, baseia-se no rastreamento dos choques de política que afetam os agregados financeiros (canais a_1 e b_1) e, por meio deles, o produto real (canais a_2 e b_2). A escolha das velocidades visa encaminhar melhor a questão da endogeneidade, que comumente afeta os agregados financeiros (efeitos c e d).

Inicialmente foi realizado o teste de co-integração de Johansen (1991), para descobrir se as variáveis de interesse – produto, crédito e moeda – compartilham tendências estocásticas comuns (Tabela 13). O teste baseou-se numa especificação bastante parcimoniosa, com duas defasagens no VAR e uma constante na equação de co-integração e no VAR. Modelos menos parcimoniosos em geral rejeitaram a hipótese de co-integração.

As equações de co-integração identificadas, com os seus respectivos nomes, são dadas a seguir (desvios-padrão entre parêntesis):

$$V_{ym} \equiv y - 0,578M_1 + 1,574 \quad (3.2)$$

(0,209)

$$V_{yl} \equiv y - 0,106L - 3,409 \quad (3.3)$$

(0,026)

em que y , L e M_1 denotam, respectivamente, a produção industrial, o crédito-pré e os meios de pagamento.

TABELA 13

**Teste de co-integração de Johansen
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

AUTOVALORES	ESTATÍSTICA DO TRAÇO	HIPÓTESE NULA
0,473	54,87***	Não há co-integração
0,221	16,46**	Há no máximo um vetor de co-integração
0,024	1,48	Há no máximo dois vetores de co-integração

(**) Rejeição da hipótese nula a 5%.

(***) Rejeição a 1%.

Ramey sugere que os dois vetores de co-integração têm uma interpretação econômica. Primeiro, a relação entre o produto e a moeda (equação 3.2) indica a velocidade da moeda. A diferença é que, além da constante, a relação encontrada é (1, -0578) em vez de (1, -1). Interpretação análoga aplica-se à relação entre a produção industrial e o crédito (equação 3.3).

O teste apresentado nesta seção é desenvolvido em três passos. O primeiro apresenta os testes de causalidade de Granger baseados nas velocidades, mantendo-se o produto defasado e a Selic como as outras duas variáveis explicativas. A Tabela 14 mostra os resultados do teste bivariado. Nota-se que a velocidade do crédito é a variável mais importante para prever a atividade econômica, seguida pela taxa Selic. Por sua vez, a velocidade da moeda é muito menos informativa do que as outras duas variáveis.

O problema da endogeneidade ainda parece afetar o indicador do mercado de crédito, embora ele praticamente desapareça no teste multivariado (Tabela 15). Mesmo no caso multivariado envolvendo as quatro variáveis de interesse (as duas velocidades, a Selic e o produto real), a velocidade do crédito mantém o poder preditivo sobre o produto real.

TABELA 14

**Teste de Granger bivariado baseado na velocidade
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

DEFASAGENS	H_0 : VARIÁVEL NÃO-GRANGER CAUSA PRODUTO			H_0 : PRODUTO NÃO-GRANGER CAUSA VARIÁVEL		
	VEL. DO CRÉDITO	VEL. DA MOEDA	SELIC	VEL. DO CRÉDITO	VEL. DA MOEDA	SELIC
2	0,019**	0,838	0,015**	0,102	0,174	0,925
3	0,014**	0,733	0,008***	0,099*	0,278	0,660
6	0,034**	0,921	0,223	0,085*	0,972	0,612
9	0,040**	0,981	0,164	0,090*	0,999	0,433

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição da hipótese nula a 1%.

Obs.: P-values associados ao teste F.

TABELA 15

**Teste de Granger multivariado baseado na velocidade
(Outubro de 1996 a dezembro de 2001)**

DEFASAGENS	H_0 : VARIÁVEL NÃO-GRANGER CAUSA PRODUTO			H_0 : PRODUTO NÃO-GRANGER CAUSA VARIÁVEL		
	VEL. DO CRÉDITO	VEL. DA MOEDA	SELIC	VEL. DO CRÉDITO	VEL. DA MOEDA	SELIC
2	0,017**	0,646	0,021**	0,160	0,049**	0,107
3	0,030**	0,793	0,021**	0,328	0,146	0,008***
6	0,146	0,953	0,640	0,609	0,437	0,349
9	0,028**	0,203	0,017**	0,023**	0,001***	0,354

(*) Rejeição a 10%.

(**) Rejeição a 5%.

(***) Rejeição da hipótese nula a 1%.

Obs.: P-values associados ao teste F.

O segundo passo visa descobrir se os choques nas velocidades relacionados às inovações monetárias ajudam a prever o produto futuro. Para tanto, foram estimados os modelos a seguir com duas defasagens, através de OLS. Defasagens maiores não foram consideradas, pois, em geral, não resultaram em incremento do poder preditivo da equação do produto. Além disso, o problema da endogeneidade é minimizado no modelo com duas defasagens, conforme sugeriram os testes de causalidade de Granger (Tabelas 14 e 15).

$$\Delta y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^2 \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_{1i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{1i} V_{ym_{t-i}} + \varepsilon_{1t} \quad (3.4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_{2i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \phi_{2i} V_{yl_{t-i}} + \varepsilon_{2t} \quad (3.5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^2 \beta_{3i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_{3i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{3i} V_{ym_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} V_{yl_{t-i}} + \varepsilon_{3t} \quad (3.6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_{40} + \sum_{i=1}^2 \beta_{4i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_{4i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{4i} V_{ym_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 \phi_{4i} V_{yl_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{4i} R_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (3.7)$$

em que Δy , π , V_{ym} , V_{yl} , R e ε representam, respectivamente, a taxa de crescimento da produção industrial, a taxa de inflação, a velocidade do crédito, a velocidade da moeda, a taxa Selic e um choque aleatório.¹⁹

A Tabela 16 apresenta algumas informações de interesse sobre os coeficientes das velocidades e da taxa Selic. Os coeficientes do produto defasado e da taxa

TABELA 16

Teste de causalidade baseado na velocidade (OLS)

COEFICIENTE	ESTIMATIVAS		N	R ²	AIC	Q(2)	SOMA	TESTE 1	TESTE 2
Modelo (3.4)			60	0,25	-4,49	0,969			
$\varphi_{21}, \varphi_{22}$	0,027 (0,14)	-0,027 (-0,17)					0,000	0,998	0,982
Modelo (3.5)			60	0,36	-4,64	0,999			
ϕ_{11}, ϕ_{12}	-3,984*** (-2,79)	3,626*** (2,69)					-0,358	0,017**	0,010***
Modelo (3.6)			60	0,37	-4,59	0,996			
$\varphi_{31}, \varphi_{32}$	0,159 (0,84)	-0,117 (-0,75)					0,042	0,526	0,658
ϕ_{31}, ϕ_{32}	-4,239*** (-2,87)	3,851*** (2,75)					-0,388	0,015**	0,007***
Modelo (3.7)			60	0,43	-4,64	0,893			
$\varphi_{41}, \varphi_{42}$	0,182 (0,98)	-0,140 (-0,93)					0,042	0,522	0,557
ϕ_{41}, ϕ_{42}	-3,323** (-2,24)	2,911** (2,04)					-0,412	0,024**	0,015**
γ_{41}, γ_{42}	-1,627** (-2,41)	0,822 (1,10)					-0,805	0,034**	0,306

(**) Significante a 5%.

(***) Significante a 1%.

Obs.: Estatísticas t entre parêntesis. A coluna do teste 1 mostra o p-value associado à hipótese nula de que os dois coeficientes podem ser excluídos da regressão. A coluna do teste 2 mostra o p-value referente à hipótese de que a soma dos dois coeficientes é igual a zero. A coluna denotada por Q(2) apresenta o p-value associado à hipótese de não-autocorrelação dos resíduos, pelo teste de Ljung-Box, com duas defasagens.

de inflação foram omitidos, pois não são de interesse imediato. Pode-se observar que a velocidade do crédito é uma variável relevante para prever o comportamento futuro do produto. Por um lado, o *p-value* associado ao teste de exclusão dos parâmetros (teste 1) indica rejeição da hipótese nula, mesmo na presença da velocidade da moeda (modelo 3.6) e do indicador de política monetária (modelo 3.7).

Por outro lado, nos três modelos em que são considerados, os coeficientes da velocidade do crédito apresentam soma negativa e significativamente diferente de zero (teste 2). Os valores negativos indicam que, na relação de longo prazo entre crédito e produto, quando o crédito bancário cai, espera-se que a velocidade aumente, o que implica queda do produto futuro. Essa previsão é coerente com a visão do canal de crédito. Com relação à velocidade da moeda, o teste mostra que essa variável contém pouca informação para prever a produção industrial, fato evidente no elevado *p-value* e na soma de suas defasagens, a qual é estatisticamente igual a zero (teste 2).

Embora bastante informativos, os resultados da Tabela 16 não permitem afirmar que os choques que afetam o produto através das velocidades são inovações de política monetária. Para testar essa hipótese, os modelos (3.4) a (3.6) foram estimados pelo método de variável instrumental (IV), utilizando-se seis defasagens da taxa Selic como instrumentos para as velocidades. Ainda que menos contundentes, os resultados usando IV confirmam os resultados obtidos via OLS (Tabela 17).

O terceiro e último passo visa acessar a *importância marginal* de cada canal de transmissão, ou seja, a importância dos canais denotados pelas setas *a*, e *b*, da Figura 11. Primeiramente, foi estimado um VAR restrito com duas defasagens e as seguintes variáveis, nesta ordem: taxa de variação da produção industrial, taxa de inflação, velocidade da moeda, velocidade do crédito e taxa Selic, além de uma constante. Diferentemente do teste realizado na Seção 3.3.3, o indicador do mercado de crédito foi ordenado antes da taxa de juros, já que representa uma relação de longo prazo que se deve ajustar mais lentamente aos choques de política monetária, *vis-à-vis* ao agregado de crédito.

TABELA 17

Teste de causalidade baseado na velocidade (IV)

COEFICIENTE	ESTIMATIVAS		N	R ²	Q(2)	SOMA	TESTE 1	TESTE 2
Modelo (3.4)			57	0,03	0,991			
Φ_{21}, Φ_{22}	-1,060 (-1,03)	1,127 (1,23)				0,067	0,431	0,837
Modelo (3.5)			57	0,22	0,986			
Φ_{11}, Φ_{12}	-9,213** (-2,36)	8,567** (2,39)				-0,646	0,059*	0,093*
Modelo (3.6)			57	0,18	0,054*			
Φ_{31}, Φ_{32}	-0,150 (-0,10)	0,047 (0,02)				0,103	0,980	0,944
Φ_{31}, Φ_{32}	-9,134 (-1,35)	8,549 (1,20)				-0,585	0,178	0,510

(*) Significante a 10%.

(**) Significante a 5%.

Obs.: Estatísticas t entre parêntesis. A coluna do teste 1 mostra o *p-value* associado à hipótese nula de que os dois coeficientes podem ser excluídos da regressão. A coluna do teste 2 mostra o *p-value* referente à hipótese de que a soma dos dois coeficientes é igual a zero. A coluna denotada por Q(2) apresenta o *p-value* associado à hipótese de não-autocorrelação dos resíduos, pelo teste de Ljung-Box, com duas defasagens.

A taxa de juros entra apenas nas equações das velocidades e na dela própria, de modo que a política monetária afeta a produção industrial somente através dos efeitos sobre as velocidades. Um VAR sem restrições também foi estimado para fins de comparação. O VAR restrito considerado aqui, caracterizado pela exclusão de um subconjunto de regressores de duas das cinco equações estimadas, pode ser visto como um sistema de equações aparentemente não-correlacionadas (SUR) [Hamilton (1994)]. A estimação do sistema pelo método da máxima verossimilhança (ML), bem como sua simulação, baseia-se no algoritmo apresentado por Hamilton (p. 315-23). A construção da FRI ortogonalizada, utilizando a decomposição de Cholesky, é descrita a seguir. Em notação matricial, o VAR de cinco equações e duas defasagens é dado por:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

em que Y_t é o vetor (5 x 1) das variáveis incluídas no VAR, α é o vetor (5 x 1) de constantes, β_i é a i -ésima matriz (5 x 5) de coeficientes, contendo as restrições impostas, e ε_t é o vetor (5 x 1) de distúrbios aleatórios, tal que $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } (0, \Omega)$.²⁰ Inicialmente, transformou-se convenientemente o VAR de segunda ordem, dado por (3.8), num VAR de primeira ordem, como segue [Greene (2000)]:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ I_5 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

cuja forma compacta pode ser escrita como sendo:

$$Z_t = \mu + \Delta Z_{t-1} + v_t, \quad (3.10)$$

Aplicando o operador de defasagem a (3.10), e considerando que o sistema seja estável, obtém-se um vetor de média móvel de ordem infinita:

$$Z_t = \bar{Z} + \Psi_t v_t + \Psi_1 v_{t-1} + \Psi_2 v_{t-2} + \Psi_3 v_{t-3} + \dots, \quad (3.11)$$

em que $\bar{Z} \equiv (I_{10} - \Delta)^{-1} \mu$ e $\Psi_{t-i} = \Delta^i, i = 0, 1, 2, 3, \dots$. A partir das estimativas da matriz Δ e da matriz de covariância dos resíduos Ω , obtidas através de ML, chega-se à FRI ortogonalizada. Os elementos da FRI mostram o efeito de uma inovação em algum elemento do vetor das distúrbios v_t sobre Z_t . Por exemplo, o impacto de uma inovação ocorrida em t no i -ésimo elemento de v_t sobre Z_t , considerando s períodos à frente, é dado por:

$$\frac{\partial Z_{t+s}}{\partial v_{it}} = \hat{\Psi}_s \hat{\lambda}_i \quad (3.12)$$

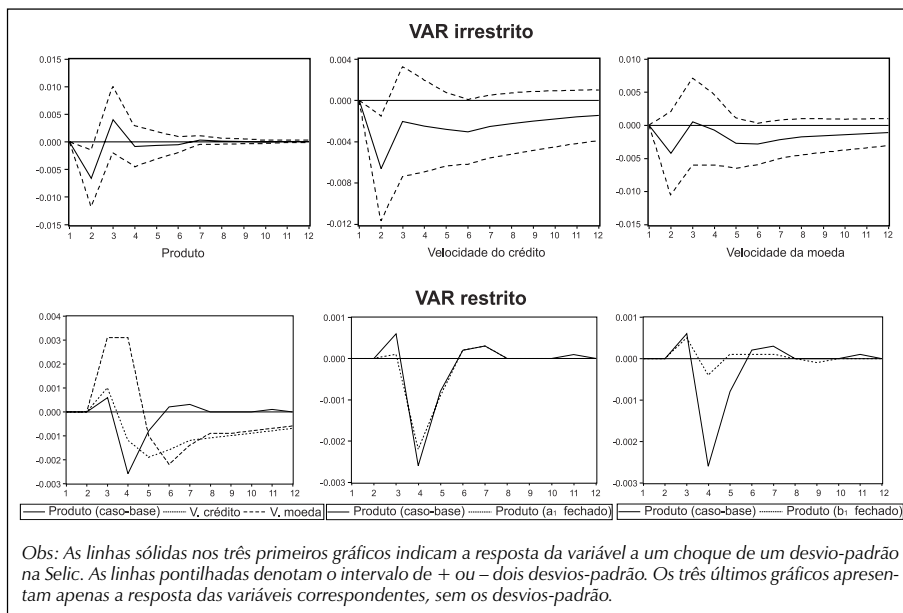
em que $\hat{\lambda}_i$ é a estimativa da i -ésima coluna da matriz triangular inferior \hat{L} , obtida pela decomposição de Cholesky, tal que $\hat{L}\hat{L}' = \hat{\Omega}$. A simulação da FRI foi realizada no Matlab.

Os três primeiros gráficos da Figura 12 mostram, respectivamente, as FRI da produção industrial e das duas velocidades a um choque de um desvio-padrão na Selic, no VAR irrestrito. Nota-se que as três variáveis caem imediatamente após o choque, em seguida se recuperam rapidamente, para retomar a trajetória inicial cerca de 12 meses depois. O comportamento do produto, mostrado no primeiro gráfico da Figura 12, é muito parecido com a resposta do produto apresentada na Figura 8, que também está associada a um VAR irrestrito em primeira diferença. O quarto gráfico apresenta conjuntamente as funções de resposta a impulso das mesmas variáveis, mas considerando o VAR restrito. Agora, a trajetória das variáveis muda bastante em relação ao modelo irrestrito. Logo após o choque, tanto o produto como as velocidades quase não se alteram. De particular interesse é o comportamento do produto. Este cresce a taxas negativas somente a partir do quarto mês e, ainda assim, a queda é relativamente pequena, pois deixou de ser afetado diretamente pela política monetária.

Os dois últimos gráficos são os que mais interessam aqui. Eles apresentam a FRI do produto do VAR restrito (caso-base) e a FRI quando os coeficientes estimados da Selic são fixados em zero nas equações das velocidades, o que equivale a fechar os canais a_1 e b_1 da Figura 11. Isto é, as velocidades não respondem diretamente aos choques de política, mas respondem às demais variáveis. O fechamento do canal monetário (canal a_1) praticamente não muda a trajetória do produto, sugerindo a pequena importância marginal do canal a_1 nesse exercício. Já o fechamento do canal do crédito (canal b_1) altera bastante a trajetória do produto, de modo que ele quase não é afetado pelo choque, indicando que o crédito é um

FIGURA 12

Importância marginal dos canais de transmissão



canal relevante. A mudança da ordem das variáveis altera a resposta do produto em alguns casos, mas de forma alguma muda a conclusão anterior.

Em resumo, as seguintes conclusões podem ser tiradas dos testes baseados nas velocidades:

- i) Os testes de causalidade de Granger indicam que a velocidade do crédito está menos contaminada pela endogeneidade do que o agregado de crédito, principalmente nos modelos multivariados. Esses testes também indicam que a velocidade do crédito é um bom predictor do produto, o contrário ocorrendo com a velocidade da moeda.
- ii) Os testes de causalidade baseados em OLS e IV evidenciam que a política monetária consegue afetar a economia real através do impacto sobre a velocidade do crédito.
- iii) Por fim, o exercício com o VAR restrito demonstrou que a importância marginal do canal do crédito é maior do que a do canal monetário, ambos medidos pelas respectivas velocidades. Na realidade, é improvável que o canal monetário seja totalmente irrelevante e que o canal de crédito seja o mais significativo no Brasil. Os resultados desse exercício devem ser vistos em conjunto com os resultados anteriores, em que se mostrou que o canal de crédito é relativamente importante, mas não o mais importante. Saber a importância exata do canal de crédito requer que se faça um teste envolvendo todos os mecanismos de transmissão da economia, e não apenas os dois canais analisados neste trabalho.

3.3.5. Testes baseados em estimativas das curvas IS e CC

Nesta seção, será realizado o último conjunto de testes para o canal de crédito, a partir de estimativas das curvas IS e CC. O objetivo é encontrar evidências para a previsão teórica do modelo de Bernanke e Blinder (1992), segundo a qual os choques monetários afetam a curva CC através de deslocamentos da oferta de crédito (ou do custo do crédito). A curva CC, definida por Bernanke e Blinder como a combinação de produto e taxa de juros consistente com o equilíbrio no mercado de crédito, é representada por (os termos subscritos denotam os sinais das derivadas parciais):

$$y = Y(r_-, r_+), \text{ sendo } r_+ = \phi(r_+, y, R_b) \quad (3.13)$$

em que y representa a demanda agregada como função da taxa real de juros sobre títulos r e da taxa sobre empréstimos bancários r_+ , que, segundo o modelo, é afetada pela própria demanda agregada e pela taxa real de juros, bem como pelas reservas R_b , que no modelo de Bernanke e Blinder funcionam como instrumento de política monetária.

Hallsten (1999) apresenta uma versão alternativa para (3.13), baseando-se no *spread* bancário:

$$y = Y(r, \delta), \text{ sendo } \delta = \Delta(r, y, R_b) \equiv r_l - r \quad (3.14)$$

em que δ denota o *spread*, definido pela diferença entre a taxa sobre empréstimos e a taxa básica de juro, do mesmo modo que foi calculado no presente trabalho.

As expressões (3.13) e (3.14) têm duas implicações teóricas e uma empírica, a saber:

- 1) A economia real é afetada tanto pela taxa básica de juros, como no modelo tradicional, quanto pelo custo do crédito.
- 2) O custo do crédito, medido pela taxa sobre empréstimos ou pelo *spread* bancário, também é afetado pela política monetária e pela economia real. O efeito de y sobre o custo do crédito pode ser justificado como segue: um aumento da demanda por capital de giro – provocado, por exemplo, pela expansão da atividade econômica – deve aumentar a demanda por crédito e, logo, o seu custo.
- 3) Um modo de testar empiricamente as duas hipóteses teóricas é através da estimação simultânea das duas equações (do produto e do indicador do mercado de crédito). Hallsten estima o sistema de duas equações usando o método de máxima verossimilhança com informação plena (FIML).

Com relação aos modelos estimados aqui, cabem os seguintes comentários. Em primeiro lugar, eles se baseiam no agregado de crédito, e não na taxa sobre empréstimos ou no *spread*, pois estes se mostraram insignificantes. Em segundo, o indicador de atividade econômica utilizado é o hiato do produto, obtido através da diferença entre o log da produção industrial real e a tendência de longo prazo encontrada pelo filtro HP, utilizando o parâmetro de alisamento $\lambda = 14.400$. O hiato é a variável comumente utilizada nesse tipo de análise, em vez da primeira diferença ou do nível do produto. A variável foi submetida aos testes de raiz unitária ADF e PP, os quais indicaram que a mesma é estacionária a 5% e 1%, respectivamente. Em terceiro, foram utilizados dois indicadores para a política monetária, a Selic e a taxa *swap* de 180 dias. Em quarto, variáveis como a taxa real de câmbio e o déficit público não foram incluídas nas regressões, pois se mostraram insignificantes.²¹ Em quinto, inicialmente foi estimada a curva IS simples e, em seguida, a curva CC de forma univariada e então se estimou o sistema de duas equações. Os modelos selecionados com base nos critérios de informação e na significância da maior defasagem são os seguintes:

$$\text{Curva IS: } h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \beta_{R1} R_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (3.15)$$

$$\text{Curva CC: } h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \beta_{R1} R_{t-1} + \beta_{L1} \Delta L_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (3.16)$$

e

$$\text{Sistema: } h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \beta_{R1} R_{t-1} + \beta_{L1} \Delta L_{t-1} + \varepsilon_t^h$$

$$\Delta L_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 h_{t-2} + \beta_{R1} R_{t-1} + \beta_{R2} R_{t-2} + \beta_{L1} \Delta L_{t-1} + \beta_{L2} \Delta L_{t-2} + \varepsilon_t^l \quad (3.17)$$

em que h , R , ΔL e ε denotam, respectivamente, o hiato da produção industrial, a taxa de juros, a taxa de crescimento do crédito e um choque aleatório. As reservas bancárias não aparecem no modelo (3.17), pois o indicador de política monetária no Brasil é a taxa de juros, como ocorre na maioria dos países. Além disso, a sua inclusão produz estimativas insignificantes. O modelo (3.15) foi estimado através de OLS. O modelo (3.16) foi estimado por meio de OLS e de IV, utilizando-se seis defasagens da taxa de juros para instrumentalizar o crédito. E o sistema (3.17) foi estimado através de OLS e de FIML.

A Tabela 18 apresenta os resultados quando a taxa Selic é o indicador de política utilizado. A primeira coluna mostra a estimativa da curva IS. Todos os parâmetros são significantes e com o sinal esperado. As duas colunas seguintes apresentam as estimativas da curva CC. Novamente, todos os coeficientes possuem o sinal esperado e são estatisticamente significantes. Destaca-se que a inclusão do crédito na regressão do produto melhora o seu poder preditivo, em particular na estimativa por meio da IV, mais uma vez sugerindo que o mercado de crédito transmite para a economia real os choques na taxa de juros.

Por fim, as quatro últimas colunas mostram as estimativas do sistema (3.17). Confirmando os resultados obtidos com IV, a taxa de juros tem elevado poder preditivo sobre o crédito. Seus coeficientes são significantes e com soma negativa, de acordo com o previsto pela teoria do canal do crédito. É interessante notar que as defasagens do produto na equação do crédito são estatisticamente iguais a zero, sugerindo ausência de endogeneidade do crédito. Nas duas equações do produto, o crédito é significativo e com o sinal previsto pela teoria, mais uma vez informando

TABELA 18

Estimativas das curvas IS e CC – Taxa Selic

COEFICIENTE	MODELO (3.15)	MODELO (3.16)		MODELO (3.17)		MODELO (3.17)	
	OLS	OLS	IV	OLS		FIML	
	HIATO	HIATO	HIATO	HIATO	CRÉDITO	HIATO	CRÉDITO
α_1	0,417*** (3,33)	0,366*** (2,94)	0,335** (2,61)	0,366*** (2,94)	0,004 (0,03)	0,362*** (3,47)	-0,002 (-0,009)
α_2	0,284** (2,25)	0,245** (2,00)	0,251* (1,98)	0,248** (2,00)	-0,082 (-0,72)	0,245 (1,56)	-0,081 (-0,59)
β_{R1}	-0,356* (-1,66)	-0,427** (-2,01)	-0,400* (-1,85)	-0,427** (-2,01)	0,752** (2,22)	-0,419 (-1,50)	0,807* (1,93)
β_{R2}					-0,805** (-2,32)		-0,874** (-2,41)
β_{L1}		0,231** (2,09)	0,366* (1,92)	0,231** (2,09)	0,354*** (2,83)	0,249* (1,65)	0,358*** (2,58)
β_{L2}					0,402*** (3,30)		0,399*** (2,91)
N	61	61	57	61	60	60	60
R ²	0,396	0,439	0,461	0,439	0,381	0,440	0,381
Normalidade	0,050**	0,125	0,214	0,159	0,083*	0,176	0,073*
Q(2)	0,856	0,913	0,956	0,913	0,112	0,921	0,114

(*) Significante até 10%.

(**) Significante a 5%.

(***) Significante a 1%.

Obs.: Estatísticas t entre parêntesis. Os instrumentos utilizados para o crédito são seis defasagens da taxa Selic.

que o canal de crédito tem relevância no Brasil. Já a taxa de juros, embora com o sinal esperado em ambas as equações, torna-se pouco significativa na estimativa por meio de FIML. Destaca-se que os diferentes testes de diagnóstico, em geral, não sugerem especificação inadequada, exceto pela rejeição da hipótese de normalidade em alguns modelos.

A Tabela 19 mostra os resultados quando o *swap* de 180 dias é a taxa de juros utilizada. Todos os parâmetros de interesse mantêm o seu sinal, mas o poder preditivo do crédito torna-se menor, sendo estatisticamente significativo apenas no modelo (3.16), estimado por IV. Entretanto, na equação do produto do modelo (3.17), ambos, a taxa *swap* e o crédito, têm uma importância marginal parecida. Na estimativa por meio de OLS, a taxa *swap* é significativa a 10%, enquanto o nível de significância para o crédito é de 13%. Já na estimativa através de FIML, ambos são não-significantes. Em contrapartida, a segunda defasagem do produto torna-se relevante para prever o produto corrente. O mesmo resultado é obtido com o *swap* de 360 dias. Por fim, os testes de diagnóstico continuam apontando ausência de autocorrelação, mas a não-normalidade tornou-se mais evidente.

Em resumo, as estimativas das curvas IS e CC permitem tirar as seguintes conclusões:

- i) Quando a taxa Selic é o indicador de política utilizado, a inclusão do crédito na curva IS (ou na curva CC) aumenta o poder preditivo da equação do produto.

TABELA 19

Estimativas das curvas IS e CC – Taxa *swap* de 180 dias

COEFICIENTE	MODELO (3.15)	MODELO (3.16)		MODELO (3.17)		MODELO (3.17)	
	OLS	OLS	IV	OLS		FIML	
	HIATO	HIATO	HIATO	HIATO	CRÉDITO	HIATO	CRÉDITO
α_1	0,425*** (3,11)	0,378*** (2,74)	0,312** (2,11)	0,378*** (2,74)	0,044 (0,26)	0,387*** (2,73)	0,041 (0,143)
α_2	0,356** (2,60)	0,317** (2,31)	0,296** (2,05)	0,317** (2,31)	-0,047 (-0,31)	0,308* (1,88)	-0,045 (-0,22)
β_{R1}	-0,390* (-1,70)	-0,457* (-1,98)	-0,826*** (-2,87)	-0,457* (-1,98)	0,877* (1,86)	-0,497 (-1,55)	0,900 (1,48)
β_{R2}					-0,900* (-1,81)		-0,929* (-1,67)
β_{L1}		0,187 (1,52)	0,387* (1,88)	0,187 (1,52)	0,322** (2,02)	0,198 (1,06)	0,325* (1,84)
β_{L2}					0,385** (2,31)		0,379** (2,10)
N	48	48	43	48	47	47	47
R ²	0,529	0,553	0,590	0,553	0,351	0,560	0,351
Normalidade	0,00001***	0,003***	0,013**	0,002***	0,158	0,002***	0,147
Q(2)	0,960	0,934	0,881	0,934	0,147	0,920	0,155

(*) Significante até 10%.

(**) Significante a 5%.

(***) Significante a 1%.

Obs.: Estatísticas t entre parêntesis. Os instrumentos utilizados para o crédito são seis defasagens da taxa *swap* de 180 dias.

- ii) Quando se introduz alguma informação sobre a estrutura a termo da taxa de juros, como as taxas *swaps*, o crédito perde poder preditivo, embora o mesmo pareça ocorrer com as próprias taxas de juros nas estimativas da curva CC. O enfraquecimento do crédito não surpreende, pois, segundo Bernanke e Gertler (1995), uma forma de resolver alguns dos *puzzles* não-explicados pela visão monetária, referidos na Introdução, é através da estrutura a termo da taxa de juros.²² A estrutura a termo carrega mais informação do que outros indicadores dos mercados à vista, pois reflete tanto o impacto corrente da política monetária, como as expectativas dos agentes com relação aos seus efeitos futuros.
- iii) A instrumentalização do crédito pela taxa de juros sugere que o mercado de crédito transfere as ações de política para a economia real (canal b_2 na Figura 11). Por fim, o hiato do produto não parece afetar o mercado de crédito, sugerindo ausência de endogeneidade. Essas duas evidências satisfazem a crítica feita por Ramey (1993).

4. Conclusão

Nos últimos anos, o canal de crédito tem sido objeto de renovado interesse. Contribuições teóricas e empíricas vêm sendo continuamente apresentadas pela literatura, sem que o assunto tenha se esgotado completamente. As evidências empíricas a favor do canal de crédito são numerosas, principalmente para os Estados Unidos (ver Tabela 1). Este trabalho apresentou evidências para o *bank lending channel* no Brasil, através de uma análise descritiva (Seção 3.2) e de testes econométricos (Seção 3.3). A análise descritiva mostrou que, embora a proporção crédito/PIB seja pequena e declinante no Brasil e o custo do crédito (medido pelo *spread* bancário) seja muito elevado, as relações entre os principais indicadores do mercado de crédito, a política monetária e a economia real se conformam com o previsto pela teoria do canal do crédito. Ela mostrou ainda que os empréstimos bancários determinados pelas condições de mercado são predominantemente de curto prazo, o que explica a rápida reação da economia aos choques de política monetária.

A análise econométrica consistiu, inicialmente, de testes de causalidade de Granger e da análise das funções de resposta a impulso (FRIs), ambos baseados em indicadores de preço e de quantidade para o mercado de crédito. Em seguida, os testes foram baseados na velocidade do crédito, visando superar o problema da endogeneidade. Por fim, foram estimadas as curvas IS e CC para o Brasil, considerando o mercado de crédito nas estimativas. Algumas conclusões gerais que podem ser tiradas desses testes são as seguintes:

- i) Os testes de causalidade sugeriram que a velocidade seguida pela oferta de crédito e pelo *spread* bancário contém informação econômica relevante para prever o comportamento futuro do produto, o mesmo não ocorrendo com o agregado monetário.
- ii) As FRIs baseadas em preços e quantidades mostraram que tanto o mercado de crédito como a economia real reagem muito rapidamente às inovações monetárias, confirmando a evidência apresentada na análise descritiva. Elas mostraram também que um aperto monetário aumenta a cartei-

ra de títulos públicos em poder dos bancos, reduz os recursos disponíveis para empréstimos, eleva o custo do crédito e, através desse impacto no mercado de crédito, reduz o ritmo da atividade econômica, principalmente nos setores intensivos em capital de giro. Por fim, as FRIs baseadas nas velocidades sugeriram que o mercado de crédito é mais importante do que o mercado monetário na transmissão das inovações monetárias.

- iii) O teste do canal de crédito baseado na previsão do modelo de Bernanke e Blinder (1992) sugere a existência da curva CC no Brasil, embora a evidência seja menos contundente quando se considera a estrutura a termo da taxa de juros.

Pelos menos duas implicações de política monetária decorrem naturalmente desses resultados, sendo uma relativa à eficácia e outra relacionada à eficiência das ações de política.

Em primeiro lugar, torna-se prescindível a implementação, pela autoridade monetária, de uma política monetária excessivamente contracionista, como tem sido feita nos últimos anos. Como a evidência empírica mostra que o *spread* responde às mudanças na taxa básica, uma política monetária menos severa teria um impacto menor sobre o *spread* bancário e, eventualmente, contribuiria para reduzi-lo, mantendo a sua eficácia. Além disso, de acordo com a previsão teórica, a mera existência de um canal de crédito implica que a política monetária consegue ser eficaz mesmo sem alterar significativamente as taxas de juros.

Em segundo, os efeitos da contração monetária, além de assimétricos, provavelmente são também ineficientes. Os setores intensivos em capital de giro, como material de transporte, material elétrico e de comunicação, mecânica, entre outros, em geral são os mais dinâmicos da economia e apresentam as melhores oportunidades de crescimento. As evidências apresentadas neste trabalho mostram que são justamente esses setores os mais afetados pelas contrações monetárias. Portanto, a queda do produto agregado em boa parte se deve à contração da atividade econômica que eles experimentam. Kashyap *et al.* (1994) lembram que a queda do investimento em estoques (talvez o item mais importante do giro das empresas) é responsável por quase 90% da queda do PIB durante as recessões nos Estados Unidos. O contrário deve ocorrer com os setores tradicionais, pouco intensivos em capital e que produzem bens de consumo não-duráveis, como alimentos, bebidas e têxtil. Destaca-se, porém, que a análise empírica baseada em setores é insuficiente para acessar o grau de ineficiência da política monetária. Para tanto, seria preciso descer a um nível ainda maior de desagregação, até as empresas, e descobrir o impacto da política monetária sobre as firmas com as melhores oportunidades de lucro e de crescimento. Em todo caso, fica a mensagem de que a autoridade monetária precisa avaliar criteriosamente os efeitos assimétricos de suas ações de política.

Uma possível crítica aos testes realizados neste trabalho é que eles prejudicaram a visão do canal monetário (ou canal da taxa de juros), em favor do canal do crédito, por ter usado apenas um indicador do mercado monetário (M_1) contra três

indicadores do mercado de crédito (empréstimos bancários, taxa sobre empréstimos e *spread* bancário). Na verdade, a taxa Selic, além de indicador de política, também é um indicador do canal monetário. Dessa forma, o teste das hipóteses rivais pode ser analisado sob a ótica do “crédito *versus* taxa de juros”, em vez de “crédito *versus* moeda”. Nesse sentido, os testes deixaram claro que ambos, a taxa de juros e o mercado de crédito, são importantes previsores do produto real.

Notas

- ¹ Para uma discussão detalhada sobre os diversos canais de transmissão, ver o simpósio publicado pelo *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 3-96, Fall (1995), com interessante introdução de Mishkin, p. 31-10.
- ² Modigliani (1963), Tobin e Brainard (1963) e Tobin (1969) relaxam a hipótese de substituição perfeita nos modelos tradicionais, permitindo que os intermediários financeiros também desempenhem um papel relevante.
- ³ O estudo do *broad channel* para o Brasil é uma tarefa difícil, diante da escassez de dados individuais para firmas e bancos e da baixa qualidade das informações existentes. Assim, a análise desse canal fica como tema para pesquisa futura.
- ⁴ No contrato-padrão, o pagamento da dívida não é contingente à ocorrência de todos os estados possíveis da natureza. Ele estipula um repagamento fixo em alguns estados (digamos, se o projeto do tomador é bem-sucedido) ou zero ou algum colateral dado em garantia em outros estados (p.e., em caso de fracasso).
- ⁵ No caso de racionamento de crédito, os fundos externos são restringidos pela redução da quantidade ofertada, e não através de *overprice* (prêmio de financiamento externo).
- ⁶ O choque negativo inicial deteriora a saúde financeira das firmas e, conseqüentemente, aumenta o prêmio de financiamento externo. O aumento do prêmio debilita ainda mais a capacidade financeira das firmas, implicando restrições adicionais aos seus gastos. Por causa da intensificação dos efeitos secundários do choque, o *broad credit channel* é também denominado de "mecanismo do acelerador financeiro" ou "mecanismo de propagação financeira". A interpretação da Grande Depressão dada por Bernanke (1983) é um exemplo clássico desse fenômeno.
- ⁷ Equivalentemente, títulos e empréstimos não podem ser substitutos perfeitos no ativo dos bancos. Kashyap e Stein (1993) observam que a venda de títulos ativos e a emissão de CDs são estratégias parecidas. Ambas reduzem a carteira líquida de títulos se ela é definida como títulos ativos menos CDs.
- ⁸ O teorema MM estabelece que, se os mercados são completos, as decisões acerca das variáveis reais são independentes da estrutura financeira da firma ("o lado financeiro é um véu"). No caso dos bancos, equivale a dizer que as decisões quanto à alocação de empréstimos (ativos) são independentes da composição de suas fontes de recursos (passivos).

- ⁹ Em algumas circunstâncias, pode haver ambigüidades em relação aos movimentos das taxas de juros e da taxa sobre empréstimos (ou do *spread* bancário), bem como quanto à inclinação da curva CC. Bernanke e Blinder (1988), Hallsten (1999) e Chu e Nakane (2001) discutem as condições de regularidade sob as quais essas ambigüidades podem ser superadas.
- ¹⁰ As *Romer dates* foram identificadas por Romer e Romer (1989) como datas em que o Federal Reserve implementou uma política monetária claramente antiinflacionária, tendo entrado para a literatura como períodos clássicos de contração monetária. São elas outubro de 1947, setembro de 1955, dezembro de 1968, abril de 1974, agosto de 1978 e setembro de 1979.
- ¹¹ Para uma aplicação dessa metodologia aos dados brasileiros, ver a Seção 3.3.4.
- ¹² Ambos os testes são afetados pela endogeneidade. Mas o problema é menos grave nos testes com microdados, pois o que importa nesse caso são as diferenças nas reações dos agentes, e não a capacidade preditiva das variáveis financeiras.
- ¹³ Gledson de Carvalho (2000) argumenta que, após um período de relativo florescimento da bolsa de valores na primeira metade dos anos 90, o mercado de capitais começa a declinar já no final da década. Nota: a fonte dos dados do painel balanceado (os quais foram cedidos gentilmente pelo professor Gledson de Carvalho) é a Austin Assis.
- ¹⁴ Em contrapartida ao aumento do volume de títulos públicos indexados à Selic, observou-se redução de títulos corrigidos por outros indexadores, como, por exemplo, os títulos com taxas prefixadas. Mesmo considerando essa realocação de portfólio, os títulos públicos indexados à Selic tiveram um crescimento real vigoroso a partir de 1995.
- ¹⁵ Para um exame das causas do elevado *spread* bancário no Brasil, ver “Juros e *spread* bancário no Brasil – Avaliação de 2 anos de projeto”, Banco Central do Brasil, novembro de 2001.
- ¹⁶ Neste e nos testes seguintes, as taxas de juros e o *spread* serão sempre considerados no nível. Ramey (1993) faz o mesmo, justificando que o nível das taxas de juros contém maior poder preditivo do que suas primeiras diferenças.
- ¹⁷ As FRIs do VAR que inclui a taxa sobre empréstimos não são reportadas, pois são idênticas às do VAR que considera o *spread*. Além disso, essas últimas têm a vantagem de ser visualmente mais informativas.
- ¹⁸ A direção de causalidade do agregado de crédito para o produto real não fica muito clara nas figuras, já que este se recupera muito antes daquele. Se, por um lado, é possível inferir, como fazem Bernanke e Blinder (1992), que o crédito não é um bom indicador antecedente do produto, por outro, não se pode afirmar sem ambigüidades que o choque monetário afeta a trajetória do produto através do deslocamento da oferta de crédito.
- ¹⁹ Todas as variáveis foram submetidas ao teste de raiz unitária PP, que rejeitou a hipótese nula, independentemente da truncagem e da inclusão de termos deterministas. Idêntico resultado foi obtido pelo teste ADF, exceto para a taxa Selic (ver Tabela 5). A taxa de juros foi definida como $R = \ln(1+r)$, em que r é a taxa Selic real. Essa transformação permite que os coeficientes sejam melhor comparáveis.
- ²⁰ A restrição imposta é *ad hoc* e serve apenas para medir a importância marginal de cada canal de transmissão.
- ²¹ O mesmo resultado é encontrado por Werlang *et al.* (2000) e por Muinhos e Springer de Freitas (2001), entre outros.
- ²² Por exemplo, o *puzzle* relativo às mudanças na *composição* da demanda agregada. A evidência mostra que o maior e mais rápido efeito da contração monetária é sentido em bens duráveis

(conforme sugerido na Seção 3.3.3), que pela teoria convencional seriam mais sensíveis às taxas de juros de longo prazo. Pela estrutura a termo, a taxa de juros de longo prazo é uma média ponderada das taxas de juros de curto prazo esperadas para o futuro. Logo, uma elevação da taxa de curto prazo, que afeta a taxa de longo prazo, por meio da estrutura a termo, também afeta o preço dos ativos duráveis.

Referências bibliográficas

- BERNANKE, Ben. Non monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. *American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 256-76, June, 1983.
- BERNANKE, Ben e BLINDER, Alan. Credit, money and aggregate demand. *American Economic Review*, v. 78, n. 2, p. 435-39, May, 1988.
- . The Federal Funds Rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901-21, September, 1992.
- BERNANKE, Ben, e GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, Fall, 1995.
- BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark; e GILCHRIST, Simon. The financial accelerator and the flight to quality. *Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 1-15, February, 1996.
- CECCHETTI, Stephen. Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism. *Federal Reserve Board of Saint Louis Review*, v. 77, n. 3, p. 83-97, May-June, 1994.
- CHU, Victorio Y. T., e NAKANE, Márcio I. Credit channel without the LM curve. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 1, p. 213-27, January-March, 2001.
- DIAMOND, Douglas. Financial intermediation and delegated monitoring. *Review of Economic Studies*, July, 1984.
- ENGLE, Robert F. e GRANGER, C. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-76, 1987.
- FAVERO, Carlo A.; GIAVAZZI, FRANCESCO; e FLABBI, Luca. The transmission mechanism of monetary policy in Europe: evidence from bank's balance sheets. *NBER Working Paper*, n. w7231, July, 1999.
- FISHER, Irving. The debt-deflation theory of great depressions. *Econometrica*, n. 1, p. 337-57, October, 1933.

- FREIXAS, Xavier e ROCHET, Jean-Charles. *Microeconomics of banking*. Cambridge, MA, The MIT Press, 1999.
- GERTLER, Mark. Financial structure and aggregate activity: an overview. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 20, n. 3, Part 2, p. 559-88, August, 1988.
- GERTLER, Mark e GILCHRIST, Simon. The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, n. 1, p. 43-64, 1993.
- . Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *Quarterly Journal of Economics*, v. 59, n. 2, p. 309-40, May, 1994.
- GLEDSON DE CARVALHO, Antonio. Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil – A experiência dos anos noventa. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, jul-set, 2000.
- GREENE, William H. *Econometric analysis*. London, Prentice-Hall, 2000.
- HALLSTEN, Kerstin. Bank loans and the transmission mechanism of monetary policy. *Sveriges Riksbank Working Paper*, n. 73, October, 1999.
- HAMILTON, James D. *Time series analysis*. New Jersey, Princeton University Press, 1994.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in Gaussian vector auto-regressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1.551-80, 1991.
- KASHYAP, Anil K. e STEIN, Jeremy C. Monetary policy and bank lending. In: MANKIWI Gregory (ed.). *Monetary policy*. Chicago, University of Chicago Press, 1993.
- . What do a million bank have to say about the transmission of monetary? *American Economic Review*, v. 90, n. 3, p. 407-28, 1999.
- KASHYAP, Anil; LAMONT, Owen; e STEIN, Jeremy. Credit conditions and the cyclical behavior of inventories. *Quarterly Journal of Economics*, v. 109, n. 3, p. 565-92, August, 1994.
- KASHYAP, Anil; STEIN, Jeremy; e WILCOX, David W. Monetary policy and credit conditions: evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, v. 83, n. 1, p. 78-98, March, 1993.
- MINELLA, André. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Working Paper Series Banco Central do Brasil*, n. 33, November, 2001.
- MISHKIN, Frederic S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, Fall, p. 3-10, 1995.
- MITTELHAMMER, Ron C. *Mathematical statistics for economics and business*. New York, Springer, 1996.
- MODIGLIANI, Franco. The monetary mechanism and its interaction with real phenomena. *The Review of Economics and Statistics*, v. 45, n. 1, Part 2, p. 79-107, February, 1963.

- MODIGLIANI, Franco e MILLER, Merton H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, v. 48, n. 3, p. 261-97, June, 1958.
- MUINHOS, Marcelo Kfoury e SPRINGER DE FREITAS, Paulo. A simple model for inflation targeting in Brazil. *Working Paper Series Banco Central do Brasil*, n. 18, April, 2001.
- OLINER, Stephen e RUDEBUSCH, Glenn. Is there a bank lending channel for monetary policy? *Federal Reserve Board of San Francisco Economic Review*, n. 2, p. 3-20, Spring, 1995.
- . Is there a broad credit channel for monetary policy? *Federal Reserve Board of San Francisco Economic Review*, n. 1, p. 3-13, Winter, 1996.
- RAMEY, Valerie. How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Fall, 1993.
- ROMER, Christina; MIRON, Jeffrey; e WEIL, David. Historical perspectives on the monetary transmission mechanism. In: GREGORY, Mankiw (ed.). *Monetary policy*. Chicago, University of Chicago Press, 1994.
- ROMER, Christina e ROMER, David. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. In: BLANCHARD, O. J. and FISHER, S. (eds.). *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, The MIT Press, p. 121-70, 1989.
- . New evidence on the monetary transmission mechanism. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 149-98 e 211-3, 1990.
- . Credit channel or credit actions? An interpretation of the postwar transmission mechanism. In: HOLE, Jackson (ed.). *Changing capital markets: implications for monetary policy*. The Federal Reserve Bank of Kansas City, p. 71-116, August 19-21, 1993.
- SHARPE, S. A. Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: a stylized model of customer relationships. *Journal of Finance*, v. 45, p. 1069-87, 1990.
- SOARES, Ricardo Pereira. Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação. *Texto para Discussão Ipea*, n. 808, julho, 2001.
- STIGLITZ, Joseph E. e WEISS, Andrew. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, v. 71, n. 3, p. 393-410, June, 1981.
- TOBIN, James. A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 1, n. 1, p. 15-29, February, 1969.
- TOBIN, James e BRAINARD, William C. Financial intermediaries and the effectiveness of monetary controls. *American Economic Review*, v. 53, p. 383-400, 1963.
- WALSH, Carl E. *Monetary theory and policy*. Cambridge, MA, The MIT Press, 1998.
- WERLANG, Sérgio Ribeiro C.; BOGDANSKI, Joel; e TOMBINI, Alexandre Antonio. Implementing inflation targeting in Brazil. *Working Paper Series Banco Central do Brasil*, n. 1, July, 2000.

WILLIAMSOM, Stephen D. Costly monitoring, financial intermediation, and equilibrium credit rationing. *Journal of Monetary Economics*, v. 18, n. 2, p. 159-79, September, 1986.

———. Costly monitoring, loan contracts, and equilibrium credit rationing. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, n. 1, p. 135-45, February, 1987a.

———. Financial intermediation, business failures and real business cycles. *Journal of Political Economy*, v. 95, n. 6, p. 1196-216, December, 1987b.

Abstract

This paper presents empirical evidences for the bank lending channel in Brazil. These evidences are based on qualitative analysis and on several econometric tests, using aggregate data for the Brazilian credit market. First of all, qualitative analysis shows that economic activity and bank loan supply (or bank interest spread) are positively (negatively) related. At the same time, the interest rate on loans and the bank interest spread are both directly related to the monetary policy indicator (Selic overnight rate). It also shows that loan maturity is very short, which makes the economy to react very quickly to monetary innovations. Second, Granger causality tests point out that bank loans supply help to predict economic activity. Third, the impulse response functions show that, after a monetary tightening, Brazilian banks reduce loans supply and increase bank interest spread. The effects of monetary contraction over the credit market seem to have a negative impact on output. Fourth, besides credit supply and bank interest spread, the credit velocity variable also changes the output path after a monetary shock. Finally, estimations of IS curve including the credit aggregate perform relatively well, even considering alternative estimation methods. All these evidences suggest that the lending channel is an important transmission mechanism of monetary policy in Brazil, conforming to the predictions and the empirical results found in the literature related to the credit channel view.

BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

Av. República do Chile, 100
20031-917 – Rio de Janeiro – RJ
Tel.: (21) 2277-7447
Fax: (21) 2240-3862

Escritórios

Brasília

Setor Bancário Sul – Quadra 1 – Bloco J
Ed. BNDES/13º andar
70076-900 – Brasília – DF
Tel.: (61) 214-5600
Fax: (61) 225-5510

São Paulo

Av. Presidente Juscelino Kubitschek, 510/5º andar
Vila Nova Conceição
04543-906 – São Paulo – SP
Tel.: (11) 3471-5100
Fax: (11) 3044-9800

Recife

Rua Antonio Lumack do Monte, 96/6º andar
51020-350 – Recife – PE
Tel.: (81) 3464-5800
Fax: (81) 3465-7861

Internet

www.bndes.gov.br