

Mendonça, Mário Jorge

Working Paper

O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária

Texto para Discussão, No. 1909

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Mendonça, Mário Jorge (2013) : O crédito imobiliário no Brasil e sua relação com a política monetária, Texto para Discussão, No. 1909, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/121572>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

1909

TEXTO PARA DISCUSSÃO

O CRÉDITO IMOBILIÁRIO NO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM A POLÍTICA MONETÁRIA

Mário Jorge Mendonça

O CRÉDITO IMOBILIÁRIO NO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM A POLÍTICA MONETÁRIA

Mário Jorge Mendonça*

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: mario.mendonca@ipea.gov.br

Governo Federal

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



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

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete

Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

Texto para Discussão

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

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

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

ISSN 1415-4765

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

CDD 330.908

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

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

JEL: E32, R38.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ASPECTOS INSTITUCIONAIS E FATOS ESTILIZADOS DO CRÉDITO IMOBILIÁRIO NO BRASIL	10
3 ESTIMANDO A DEMANDA POR CRÉDITO IMOBILIÁRIO	11
4 DEMANDA POR CRÉDITO IMOBILIÁRIO POR MUDANÇA DE REGIME	21
5 EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE O SETOR IMOBILIÁRIO	32
6 COMENTÁRIOS FINAIS	42
REFERÊNCIAS	43
APÊNDICES	48

SINOPSE

Este estudo tem como objetivo analisar os determinantes da demanda por crédito imobiliário no Brasil, assim como verificar o efeito dinâmico que um choque de política monetária tem sobre este. Com base no modelo com mudança de regime tipo *Markov switching*, estima-se tal função de demanda usando-se dados mensais agregados de janeiro de 2003 a setembro de 2012. Os resultados acenam para o fato de que a demanda por hipoteca tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde 2003. O ciclo de expansão tem início ao final de 2005 e é marcado pela alternância de dois regimes distintos. O regime que se concentra entre o fim de 2005 até o início de 2009 foi impulsionado por fatores pró-mercado decorrentes das mudanças na legislação, do crescimento da economia, do aumento da renda real etc. A partir de 2009, a situação se altera, passando a prevalecer um regime onde a expansão do crédito é mais motivada por ações de medidas anticíclicas adotadas pelo governo federal com intuito de mitigar os efeitos da crise de 2007-2008. A fase recessiva do ciclo de crédito é ligada a um único regime que vai desde o início do período estudado até 2005 e retorna por volta de março de 2012, quando a série de concessões de crédito parece entrar em desaceleração. Aplica-se ainda o modelo vetor estrutural autorregressivo (*structural vector autoregression* – SVAR) para avaliar o efeito de um choque de política monetária sobre a demanda por hipoteca. De acordo com os resultados, um choque contracionista produz o efeito negativo sobre importantes variáveis ligadas ao setor imobiliário. Observa-se queda acentuada e contínua da demanda por financiamento, do preço dos imóveis e do produto da construção civil, assim como aumento da inadimplência.

Palavras-chave: crédito imobiliário; causalidade reversa; modelo *Markov switching*, VAR estrutural; gráficos acíclicos direcionados.

ABSTRACTⁱ

This study aims to analyze the determinants of demand for mortgages in Brazil as well as the effect of a restrictive monetary shock on real estate. Based on the Markov

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

Switching model, we estimate the demand for mortgage using aggregate monthly data from January 2003 to September 2012. The results show that this variable has been subject to cycles of contraction and expansion since 2003. The boom starts at the end of 2005 is marked by the alternation of two distinct regimes. The first one that concentrates between late 2005 until early 2009 seems to be driven by factors pro-market resulting from changes in legislation, economic growth, rising in real income, etc. The situation changes at the beginning of 2009 when the condition of the demand for mortgage is mainly motivated by countercyclical measures adopted by the federal government with the aim of mitigating the effects of the world economic crisis of 2007-2008. The recessive phase of the credit cycle is linked to a single regime that extends until 2005 returning around March 2012 when the series of credit seems to slow down. We also applied the structural VAR model with the purpose of evaluating the effect of a monetary policy shock on the demand mortgage. According to the results, a contractionary shock produces a negative effect on real estate. We note a continuous and sharp decline in mortgage demand, price home, industrial output construction as well as a rising on defaults.

Keywords: mortgage choice; reverse causality; Markov Switching model; structural VAR; directed acyclic graph.

1 INTRODUÇÃO

Além do crédito rural e das operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), o financiamento habitacional¹ se constituiu em outro pilar do crédito direcionado. No Brasil, o governo participa ativamente do mercado imobiliário,² sendo o principal agente de fomento deste setor por meio do direcionamento do crédito. Sabe-se que ao final de dezembro de 2012 as operações com recursos direcionados somaram uma participação de 22% no total de crédito, o que mostra que a participação do crédito direcionado abocanha parte considerável dos recursos para empréstimos. Tomando o sistema financeiro como um todo, entre 2003 e 2010, a taxa de crescimento do estoque de crédito para habitação se situou em 17% ao ano (a.a.) contra a média geral (que inclui outras atividades como indústria, crédito rural, comércio, pessoa física e outros serviços), de 12% a.a. No caso dos bancos públicos, a taxa média de expansão do crédito para habitação ficou em 19% a.a.

Mais recentemente, considerando o Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE),³ de janeiro de 2008 a outubro de 2012, ocorreu um vigoroso aumento do saldo de crédito imobiliário, que mostrou variação de 328% em termos reais, enquanto entre agosto de 2010 a outubro de 2012 a variação foi de 86,36%. Muitos motivos podem ser apontados para explicar o *boom* imobiliário presenciado nos últimos anos, sobretudo a partir de meados de 2005.⁴ As mudanças na legislação no que concerne ao crédito imobiliário e da construção civil, a estabilidade de preços, a queda na taxa de juros, a expansão do crédito direcionado, a expectativa futura de valorização dos preços dos imóveis após um período longo de estagnação, os programas de obras públicas e os programas de incentivo para aquisição da casa própria entre a população de baixa renda são as explicações mais recorrentes para este fenômeno.

Com a inflação controlada, a economia pode sentir os efeitos benéficos da estabilização. A queda da taxa de juros diminuiu o custo do financiamento, fator

1. Neste estudo, são usados os termos crédito habitacional, crédito para hipoteca e crédito imobiliário para designar os empréstimos para financiamento de imóveis residenciais.

2. Embora o crédito imobiliário possua sentido mais amplo, se referindo às operações de financiamento não apenas de imóveis para habitação, como também comerciais, neste estudo são usados os termos habitacional e imobiliário indistintamente. Quando for o caso, a delimitação será feita no contexto.

3. Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo (SBPE) cuja principal fonte de recursos é a caderneta de poupança.

4. Ver o último gráfico do apêndice A, variável *FIMOB*.

fundamental neste mercado, pois isso aumenta o valor do investimento imobiliário na medida em que o investimento em imóveis pode ser visto como uma perpetuidade. Isto amplia a parcela deste tipo de investimento na composição do portfólio dos agentes. Também tendo em vista que normalmente uma transação imobiliária envolve financiamento de longo prazo, a estabilidade econômica permite maior segurança na predição do fluxo de caixa dos projetos. A queda da taxa de juros referencial induziu o aumento do saldo da caderneta de poupança⁵ disponibilizando mais recursos para o setor imobiliário, tendo em vista que a rentabilidade da poupança é negativamente correlacionada ao nível da Selic.⁶ Também o aquecimento do mercado de trabalho elevou a renda do trabalhador, facilitando a este o acesso ao mercado imobiliário. Além disso, as mudanças na legislação no setor imobiliário garantiram maior segurança não apenas ao prestador, como também aos mutuários.

Todos os motivos apontados no parágrafo anterior são plausíveis para explicar o *boom* no crédito imobiliário vivenciada nos últimos anos. No entanto, como assinala Araújo (2012), até a eclosão da crise financeira de 2008-2009, a expansão geral do crédito no Brasil foi liderada pelos bancos privados,⁷ sendo que a partir de 2008 a situação se inverteu. Chama atenção que, em relação ao crédito habitacional, este tem apresentado uma taxa de crescimento bem acima daquelas alcançadas por outros setores da economia. Assim sendo, embora seja razoável admitir que os fundamentos do próprio mercado imobiliário tenham sido os fatores determinantes da expansão do crédito, sobretudo a partir das reformas institucionais que aconteceram em 2004, deve-se estar atento também ao fato de que os mesmos fundamentos possam não mais explicar tão contundentemente a evolução do crédito no setor imobiliário.

Essa hipótese deriva da apreensão de que o aprofundamento das medidas do governo orientadas para incentivar o setor, intensificadas a partir de 2008, tem induzido os

5. Para cada real recebido para depósito em caderneta de poupança, os bancos devem direcionar 65 centavos para o crédito imobiliário, 80% deste valor em crédito do âmbito do Sistema Financeiro de Habitação (SFH), cuja taxa é limitada em 12% ao ano (a.a.) mais a taxa referencial (TR) e 20% em créditos a taxas de juros livremente fixadas pelas instituições credoras.

6. Isso ocorre pelo comportamento quase fixo da Selic e pelo fato de que a rentabilidade dos fundos de renda fixa e dos certificados de depósito bancário (CDBs) é altamente correlacionada com a Selic. A partir de 4 de maio de 2012, a regra de remuneração da poupança mudou. Até então, a poupança rendia 6% a.a. mais a TR; a partir desta data, a nova lei estabelece que sempre que a taxa básica de juros, a Selic, estiver em 8,5% a.a. ou abaixo deste patamar, o rendimento da poupança é 70% da Selic mais a TR. Quando a Selic for superior a 8,5%, vale a regra antiga de reajuste pela TR mais 0,5%. Atualmente, a Selic está em 8% a.a.

7. De propriedade privada ou estrangeira.

agentes a orientar suas decisões com base menos nos fundamentos de mercado e mais em outros fatores; por exemplo, o movimento especulativo induzido por uma expansão exagerada do crédito. Talvez seja por isso que, concomitantemente a expansão do crédito que houve de janeiro de 2008 a outubro de 2012, ocorreu no preço de venda dos imóveis no Rio de Janeiro e em São Paulo⁸ variação de, respectivamente, 188% e 154%.⁹ Tomando apenas o período de agosto de 2010 a outubro de 2012, a variação do preço do imóvel no Rio de Janeiro foi de 73,76%, enquanto em São Paulo a variação ficou em 58,31%.¹⁰ A possibilidade de que a demanda por crédito imobiliário para o período mais recente esteja menos relacionada aos fundamentos leva a preocupação de que cedo ou tarde o equilíbrio deverá se estabelecer com consequências possivelmente adversas, como o aumento na inadimplência, a queda no preço dos imóveis, a perda de capital etc.

Tendo em vista os comentários feitos até aqui, este estudo tem dois objetivos principais: analisar os determinantes da demanda por crédito imobiliário no Brasil, assim como investigar que efeito um choque de política monetária terá nesta variável. Assim sendo, este estudo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2, faz-se um resumo das principais mudanças institucionais ocorridas no setor imobiliário a partir de 2000. Na seção 3, o modelo para a função demanda por crédito imobiliário é introduzido, visando-se detectar se existe causalidade reversa entre as concessões de crédito habitacional e o preço dos imóveis. Assim como faz todo o sentido afirmar que o preço do imóvel é um dos fatores que determinam a demanda por crédito habitacional, também cabe responder se a expansão do crédito tem impacto sobre o preço dos imóveis. Tendo em vista que durante o período analisado aconteceram mudanças importantes não somente do ponto de vista institucional no mercado imobiliário, como também em outros segmentos, na seção 4, analisa-se, com base no modelo com mudança de regime do tipo *Markov switching* (MS), a função de demanda por hipoteca. O emprego do modelo de mudança de regime permite conhecer como a importância dos fatores determinantes da demanda por crédito sofreu alteração ao longo do tempo. A seção 5 tem como propósito avaliar o efeito de um choque de política monetária sobre a demanda por crédito imobiliário, por meio de um modelo VAR estrutural. Por fim, os comentários finais são apresentados na seção 6.

8. Usam-se aqui dados do Fipezap. Não existem dados referentes a outras capitais no mesmo período.

9. O Ibovespa variou no mesmo período em apenas -3,4%, enquanto o CDI apresentou rendimento de 60,73%. A taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no período foi de 29,4%.

10. Incluindo outras capitais – Brasília, Recife, Salvador Belo Horizonte e Fortaleza –, a variação ficou em 53,54%.

2 ASPECTOS INSTITUCIONAIS E FATOS ESTILIZADOS DO CRÉDITO IMOBILIÁRIO NO BRASIL

Um ponto sumamente importante se refere às mudanças institucionais ocorridas no âmbito da legislação que tornaram o investimento no setor imobiliário bem mais seguro para todos os agentes envolvidos na compra de imóvel. Entre as alterações mais significativas no âmbito institucional, destacam-se as seguintes: *i*) a Medida Provisória nº 2.221, ao final de 2001, criou a figura jurídica do patrimônio de afetação que diferencia os recursos captados para o financiamento da obra do patrimônio da incorporadora, reduzindo o risco para o comprador de imóvel na planta e para quem faz o financiamento da obra; e *ii*) a Medida Provisória nº 2.223, editada em setembro de 2004, criou dois novos títulos, as letras de crédito imobiliários (LCIs) e as cédulas de crédito imobiliário (CCIs), que ampliaram a captação de recursos pelos agentes de financeiros responsáveis pela concessão de crédito imobiliário.

Outro marco na mudança na legislação no âmbito do Sistema Financeiro Imobiliário (SFI) foi a introdução da Lei nº 10.931, de agosto de 2004, que consolida o instituto da alienação fiduciária do bem imóvel¹¹ e que também indica que o valor incontroverso deve continuar a ser pago no tempo e modo contratados e a exigibilidade do valor controvertido pode ser suspensa mediante depósito do montante correspondente, no tempo e modo contratados.¹² A alienação fiduciária, ao manter a propriedade do bem financiado em nome da instituição financeira, garante maior segurança jurídica ao crédito imobiliário. A mesma lei criou um novo tipo de empresa: a companhia securitizadora imobiliária organizada por sociedade por ações. O objeto social deste tipo de empresa está na aquisição de créditos imobiliários originados das instituições financeiras, que serão transformados em valores mobiliários sob a denominação de certificados recebíveis imobiliários (CRIs).

Evidentemente, as políticas públicas do governo específicas para esse setor também ajudaram a aquecer o mercado imobiliário. Tais ações públicas englobam um conjunto de medidas, como aquelas que têm como objetivo facilitar o acesso à casa própria

11. Na verdade, o instituto da alienação fiduciária de imóveis foi introduzido pela Lei nº 9.514, que criou também o SFI.

12. Para uma resenha detalhada acerca das mudanças institucionais ocorridas desde a criação do Sistema Financeiro de Habitação em 1964, ver Martins, Lundberg e Takeda (2008).

a grupos específicos da população, sobretudo aos grupos pertencentes ao extrato de baixa renda.¹³ Não obstante, houve redirecionamento dos recursos da poupança para o sistema de financiamento da casa própria. A medida, aprovada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), incrementou em R\$ 1,6 bilhão os recursos para o setor. Por fim, a implementação de um programa de obras públicas que tem como propósito modernizar e dinamizar algumas cidades para atender aos eventos mundiais, como a Copa do Mundo em 2014 e as Olimpíadas no Rio de Janeiro em 2016, vem contribuindo para a valorização dos imóveis.

3 ESTIMANDO A DEMANDA POR CRÉDITO IMOBILIÁRIO

Na seção 2, explicitou-se que o mercado imobiliário experimentou várias mudanças institucionais importantes até meados da década de 2000. Estas mudanças, entre as quais se destacam o instituto da alienação fiduciária¹⁴ e a figura do patrimônio de afetação, ajudaram sem sombra de dúvida a gerar um ambiente favorável à expansão do mercado imobiliário. Conforme pode ser visto no apêndice A, o volume de concessões de crédito habitacional apresenta um salto entre 2005 e 2006, que adquire caráter permanente que muito provavelmente se deveu em grande parte às inovações introduzidas na legislação.

Este estudo parte da hipótese de que, em princípio, os agentes demandam empréstimos hipotecários pelo fato de que eles não possuem riqueza suficiente para financiar seus imóveis. Portanto, os compradores tomam emprestado do sistema bancário a quantidade máxima de empréstimos que os bancos estão dispostos a oferecer. Artle e Varaiya (1978) fornecem uma análise teórica acerca da decisão de comprar uma casa em um cenário de ciclo de vida. Isso proporciona um ponto de partida para a especificação de uma equação de demanda por empréstimos hipotecários. Os autores mostraram que o preço do imóvel é o determinante mais importante para explicar o valor do empréstimo.

13. O Programa Minha Casa, Minha Vida tem como foco as famílias que possuem renda de zero a três salários mínimos.

14. A lei da alienação fiduciária não se restringiu apenas ao mercado imobiliário, mas também a outros mercados como, por exemplo, o de veículos. Assunção, Benmelech e Silva (2012) mostram que houve mudanças estruturais no perfil do crédito para aquisição de veículos em decorrência da introdução da lei da alienação fiduciária, como a diminuição do *spread* e o aumento dos empréstimos e do prazo de financiamento. No entanto, diferentemente deste último, onde o colateral, no caso o veículo, se desvaloriza substancialmente logo após a venda e mantém esta tendência, o imóvel em geral tende a se valorizar ou pelo menos a acompanhar a inflação. Assim, depreende-se que o efeito do instituto da alienação fiduciária tenha sido bem maior no mercado imobiliário que em outros mercados.

No campo empírico, grande parte da pesquisa sobre demanda de financiamento imobiliário usa como variáveis explicativas aquelas ligadas às características específicas do demandante além de variáveis de preço. Dhillon, Shilling e Sirmans (1987) exploraram uma base de dados de hipotecas entre 1983 e 1984 obtida junto aos bancos de Luisiana, constatando que variáveis ligadas a preços – preço do imóvel e taxa de financiamento – são variáveis fortemente significativas para explicar a demanda por hipoteca, enquanto características individuais, como renda e idade, são menos significativas.

Brueckner e Follain (1988), usando dados desagregados de 1995 obtidos junto a Associação Nacional de Corretores, mostram que ligados a preços, como o nível da taxa fixa de financiamento e a diferencial entre esta e a taxa ajustada, são os melhores preditores para explicar a demanda por hipoteca com taxa ajustadas. Também Nothaft e Wang (1991) obtêm resultados similares. Jones, Miller e Riddiough (1995) também procuram verificar que fatores estariam por trás para explicar a demanda por uma hipoteca. Este estudo tenta avançar na medida em que incorpora na discussão o lado da oferta no mercado de hipoteca, com o intuito de controlar uma suposta endogenia no custo de financiamento. De acordo com Jones, Miller e Riddiough (1995), entre os principais determinantes da demanda por hipoteca estão o custo do financiamento,¹⁵ o preço do imóvel, a confiança do consumidor e a volatilidade da taxa de juros de curto prazo.

Com base no que foi dito, será estimada uma função demanda por hipoteca cujos determinantes são o preço do financiamento (*SELIC*), que será representado aqui pela taxa de juros básica da economia, pelo índice de preço do imóvel (*PRIMOV*) e pela renda real (*REND*), representada aqui pela renda do trabalho principal. É necessária ainda uma variável de escala, pois quanto maior o volume de negócios no mercado imobiliário, maior deverá ser também o volume de concessão de crédito. Aqui será utilizado o índice da produção industrial da construção civil (*INDCC*) para representar esta variável. Esta variável pode também ser vista como uma *proxy* para representar a confiança no setor. Assim, considera-se que a função de demanda por financiamento imobiliário pode ser representada pela seguinte equação:

$$FIMOB_t = \beta_0 + \beta_1 SELIC_t + \beta_2 PRIMOV_t + \beta_3 REND_t + \beta_4 INDCC_t + D06 + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

15. O custo de financiamento é representado pela taxa fixa de financiamento (FRM) e a diferença entre esta e a taxa ajustada (ARM).

em que $FIMOB_t$ é o volume de concessões¹⁶ de financiamento imobiliário no período t . As outras variáveis foram definidas anteriormente. Por teoria, pode-se dizer que β_1 tem sinal negativo, pois representa o custo de financiamento, enquanto o sinal do coeficiente β_2 se presume, pelo menos em princípio, como sendo positivo. Por hipótese, quanto maior o preço do imóvel, menor será a capacidade do adquirente de fazer a compra à vista e, portanto, maior o valor da hipoteca. Também, em uma situação em que existe tendência de crescimento no preço dos imóveis, os agentes podem obter várias vantagens decorrentes deste aumento.

Primeiro, podem tirar vantagem do efeito riqueza. Neste caso, usa-se o financiamento para compra do imóvel, passando-se adiante por um preço maior, quitando o débito e obtendo-se lucro na operação. Em segundo lugar, como o imóvel financiado entra como colateral, o mutuário pode fazer um refinanciamento visando adquirir um imóvel mais caro (Jones, 1993). Pode acontecer que o preço do imóvel seja guiado pelo movimento especulativo, tal como ocorre em um processo de formação de bolha especulativa. Tal movimento de alta no preço dos imóveis leva os agentes a acreditar que tal elevação se manterá indefinidamente. Esta alta do preço induzirá naturalmente o aumento na demanda por hipoteca à medida que o imóvel se torna mais atrativo como investimento. Portanto, pelos motivos alegados, espera-se que exista uma relação positiva entre o preço do imóvel e o volume de empréstimos.

Com relação às variáveis *REND*A e *INDCC*, espera-se que ambas tenham sinal positivo. No caso da renda, pode-se dizer que esta variável entra como representativa da capacidade de pagamento. Assim, quanto maior a renda, maior a capacidade de obter empréstimo para o financiamento habitacional. No que se refere ao índice da construção civil, esta variável, além de ser uma variável que tem como objetivo controlar a tendência ou escala, é também supostamente capaz de controlar a confiança dos indivíduos no setor. Incluiu-se ainda uma variável *dummy D06*, visando controlar a quebra estrutural ocorrida na variável *FIMOB*, entre meados de 2005.

Pode-se argumentar que a taxa de financiamento do imóvel não deveria ser representada pela taxa Selic, e sim pela taxa realmente contratada, sendo que tal taxa seria derivada da interação entre a demanda e a oferta de financiamento habitacional.

16. O termo concessão se relaciona com o fluxo mensal de novas concessões de crédito.

No entanto, deve-se ter em mente que o seguimento de crédito para habitação constitui um dos pilares do crédito direcionado onde o governo é quem basicamente arbitra a taxa de financiamento.¹⁷ No que se refere ao Sistema Financeiro de Habitação (SFH), o governo fixa ou limita a taxa de financiamento, ofertando recursos para concessão de empréstimos de modo a atender à demanda. Assim, a taxa de financiamento não obedece à lei da oferta e da procura. O governo determina a taxa, e o volume de financiamento decorre dela. Portanto, a identificação ocorre no sentido em que o preço (taxa de financiamento) afeta a demanda, mas não o contrário. A curva de oferta é totalmente elástica. Uma das consequências do direcionamento do crédito em tal proporção é que não existe, ou, pelo menos, é muito diminuída a questão da causalidade reversa no processo de interação entre a oferta e a demanda por empréstimos habitacionais. Na verdade, existe um seguimento do crédito imobiliário cuja taxa é “livremente”¹⁸ determinada pelas instituições financeiras. No entanto, mesmo este seguimento deriva seus recursos de cerca de 20%¹⁹ dos depósitos feitos na caderneta de poupança, cuja remuneração é também arbitrada pelo governo.²⁰

A equação (1) postula que o preço do imóvel tem efeito sobre o financiamento, mas é questionável se também seria razoável postular que o volume de financiamento pode afetar o preço. Com o objetivo de verificar a existência de causalidade reversa ou simultaneidade entre as variáveis *FIMOB* e *PRIMOV*, é preciso outra equação que determine o preço do imóvel. Será assumida a seguinte equação para formação da variável *PRIMOV*

$$PRIMOV_t = \alpha_0 + \alpha_1 SELIC_t + \alpha_2 FIMOB_t + \alpha_3 ALUG_t + \alpha_4 VINCC_t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

De acordo com a equação (2), o preço do imóvel é determinado pela taxa básica de juros *SELIC*, o volume de concessões de empréstimos para financiamento imobiliário, o índice do aluguel (*ALUG*) e pela taxa de variação do índice de custo geral da construção civil (*VINCC*). O imóvel deve ser visto com um investimento em um ativo real; assim, quanto maior a taxa de juros, menor sua atratividade como investimento, pois o custo de oportunidade se torna maior. Assim, na equação (2), um aumento da

17. Ver nota de rodapé 3.

18. Observa-se que as taxas de juros pré e pós-cobradas nesse seguimento mantêm uma tendência próxima à taxa Selic.

19. O restante vai para o crédito habitacional direcionado.

20. Neste estudo, usam-se as concessões de crédito para habitação que estão inseridas apenas no âmbito do SFH.

SELIC deve ter impacto negativo sobre o preço do imóvel. Em relação ao aluguel, esta variável representa rendimento usufruído pelo proprietário do imóvel, seja alugando para terceiros ou para uso próprio. Portanto, espera-se obter uma relação positiva entre as variáveis *PRIMOV* e *ALUG*. Com relação ao custo da construção, é sabido que as construtoras reajustam o preço das unidades habitacionais durante a obra com base neste índice. Tendo em vista o enorme volume de lançamentos imobiliários ocorridos a partir de 2005, é razoável admitir a influência deste índice na formação do preço dos imóveis.

3.1 Descrição da base de dados

Antes de passar aos resultados, é necessário tecer algumas considerações acerca das variáveis que são utilizadas neste estudo. Trabalha-se com informação para o período entre janeiro de 2003 e setembro de 2012. Em relação ao preço do imóvel, utiliza-se o Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R),²¹ calculado pelo Banco Central do Brasil. Sabe-se que existem grandes dificuldades para obter uma medida fidedigna tanto do ponto de vista teórico como do prático (Gregory e Wood, 2003). Do ponto de vista teórico, o imóvel é um bem heterogêneo, e, portanto, isto cria dificuldade de se prever o preço de um imóvel com base em outro imóvel. Do ponto de vista prático, existem igualmente sérios entraves para se obter os valores realmente transacionados no mercado.

O índice de imóveis anunciados Fipezap (Fipe, 2011) emprega os anúncios de imóveis como fonte de informação, tal como é feito em outros países. Uma desvantagem deste tipo de informação é que existe uma clara distância entre o preço ofertado e o preço de fato transacionado. Mas pode-se assumir a hipótese de que no médio e no longo prazo a evolução dos dois preços tenha tendência semelhante;²² mesmo assim, a série deste índice somente se inicia com abrangência nacional a partir de janeiro de 2010.

21. Esse índice é calculado com dados de operações de financiamento imobiliário para pessoas físicas, em que a garantia é composta de alienação fiduciária de imóveis residenciais ou hipoteca imobiliária. O valor de avaliação de cada imóvel pelo banco no momento da concessão do crédito é a fonte primária de informação para construção do indicador (BCB, 2013).

22. Outra solução seria usar os registros de cartórios de imóveis. Contudo, estes não dispõem de uma base de dados de fácil acesso. Mesmo assim, sabe-se que grande parte das escrituras não reflete os valores transacionados de fato. Além disso, existe a possibilidade de construir um índice com base em dados das instituições financeiras responsáveis pelo financiamento imobiliário. Entretanto, isto ofereceria a perspectiva de uma parcela do mercado, pois muitas transações são feitas sem financiamento. Outro problema aqui é a defasagem do tempo, pois, do momento em que a transação é realizada até a disponibilização desta informação em formato de banco de dados, podem transcorrer meses.

Neste estudo, a taxa Selic é usada como variável *proxy* da taxa de financiamento.²³ A justificativa para isso é que a tendência da taxa de financiamento imobiliário tem acompanhado aquela da taxa Selic.

Para representar a variável aluguel, usa-se o índice do subitem aluguel dentro do item habitação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para denotar a renda, usam-se duas variáveis *proxies*: a taxa de desemprego aberta e a renda média do trabalho principal. Conforme pode ser visto no apêndice A, esta última possui forte estrutura sazonal e, portanto, entra na regressão dessazonalizada. A série de preço de imóveis também possui estrutura sazonal e igualmente entra nas regressões dessazonalizadas. Outro ponto importante é que a série das concessões de financiamento imobiliário é muito irregular. Neste caso, considera-se apropriado trabalhar com a média móvel de três períodos. A descrição de todas as variáveis usadas neste estudo aparece no apêndice B.

3.2 Identificação

Conforme foi dito anteriormente, especula-se a existência de causalidade reversa para a variável *PRIMOV*. Assim, é necessário usar um tratamento econométrico específico para tratar esse problema. A estratégia de identificação a ser empregada segue os seguintes passos. Em primeiro lugar, será estimada a função de demanda com base no método de variáveis instrumentais (IV). Em segundo lugar, serão aplicados os testes usuais de modo que seja certificado se de fato acontece problema de endogeneidade, e de modo que seja verificado se a regressão estimada não apresenta problemas de especificação, tal como heteroscedasticidade, instrumentos fracos, subidentificação etc. Por fim, será feito o uso do método de mínimos quadrados três estágios (3SLQ) para estimar o modelo de equações simultâneas (1-2).

Embora muitos estudos utilizem o método de momentos generalizado (GMM)²⁴ para estimação de modelos com problemas de endogeneidade, deve-se assinalar que esta metodologia não necessariamente é superior à estimação feita pelo método de variáveis instrumentais. Tal como ressaltam Baum, Schaeffer e Stillman (2007) em uma

23. No âmbito do SFH, a taxa de financiamento possui um teto de 12% a.a. mais a TR e, no máximo, 20% a.a. mais TR para concessão, com base na taxa de juros livremente fixada pelas instituições financeiras.

24. Do inglês, *generalized method of moments*.

excelente resenha acerca da aplicação dos métodos IV e GMM, a vantagem da abordagem GMM se dá, sobretudo, na presença de heteroscedasticidade.²⁵ Ainda assim, tal vantagem em termos da propriedade de consistência do estimador GMM na presença de heteroscedasticidade pode ser ofuscada pelo custo de uma performance fraca para o caso de pequenas amostras. Deste modo, quando o problema de heteroscedasticidade não se faz presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais. De modo a checar a existência de heteroscedasticidade na regressão, aplica-se neste estudo uma versão específica do teste de Pagan e Hall (1983).²⁶

Para que a aplicação do método IV seja adequada, se faz necessário que os instrumentos sejam “bons” no sentido de serem relevantes, bem como válidos. No jargão econométrico, isso significa que as variáveis usadas como instrumentos devam ser correlacionadas com os regressores endógenos e, ao mesmo tempo, ortogonais ao distúrbio da regressão. Neste sentido, são mostrados na mesma tabela o teste de subidentificação²⁷ (Cragg e Donald, 1993; Kleibergen e Paap, 2006),²⁸ o teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen,²⁹ além do teste de Stock-Yogo (Stock e Yogo, 2005), para verificar se os instrumentos são fracos.³⁰ Usa-se ainda o teste de Durbin-Wu-Hausman, cuja hipótese nula é que o regressor é exógeno para verificar a endogeneidade da variável *PRIMOV*.

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

26. Esse teste assume a hipótese nula de homocedasticidade.

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

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

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

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

A pesquisa teórica econométrica mais recente sobre o método de variáveis instrumentais tem enfatizado muito a questão dos instrumentos fracos (Stock, Wright e Yogo, 2002; Moreira, 2003; Stock e Yogo, 2005). Ma (2002) aponta que o uso de instrumentos pode ser um sério problema nos estudos para a curva de Phillips novo-keynesiana. Quando os instrumentos são fracos, dois problemas sérios ocorrem na estimação por dois estágios (2SLS). O primeiro é a questão do viés. Embora o método 2SLS seja consistente,³¹ as estimativas são sempre viesadas para pequenas amostras. Segundo, quando os instrumentos são fracos, o erro-padrão estimado se torna muito pequeno. Neste caso, o intervalo de confiança é não fidedigno, pois, juntamente ao fato do ponto médio deste estimador ser viesado, pode-se dizer que o intervalo de confiança se torna pequeno. Tudo isto faz com que o procedimento de teste de hipótese na estimação por 2SLS se fragilize no caso da ocorrência de instrumentos fracos. Como Staiger e Stock (1997) mostraram, o problema de instrumentos fracos pode ocorrer mesmo se no primeiro estágio os testes forem significativos nos níveis convencionais (5% ou 10%) e para grandes amostras.

Vários testes são sugeridos na literatura para testar a hipótese de instrumentos fracos. Uma estatística comumente usada é o R^2 do primeiro estágio com os instrumentos ditos “inclusos” (Bound Jaeger e Baker, 1995).³² Contudo, quando existe mais de uma variável endógena na regressão, este indicador pode não ser mais válido. Shea (1997) propôs uma estatística conhecida como “ R^2 parcial”, que capta a intercorrelação entre os instrumentos. Quando existe somente uma variável endógena, as duas medidas de R^2 são equivalentes. Outra regra aplicada quando se tem apenas um regressor endógeno é checar o valor da estatística F no primeiro estágio. Neste caso, um valor menor que 10 é uma indicação que os instrumentos são fracos. Alternativamente, Stock e Yogo (2005) sugerem um teste cuja hipótese nula é que o viés do estimador 2SLS seja menor que uma fração (diga-se, 10%) do estimador OLS.³³ De acordo com Murray (2006), a mais recente abordagem em relação ao problema de teste de hipótese com instrumentos fracos com um único regressor endógeno é o “teste da razão de verossimilhança condicional”;

31. De modo que quase certamente o valor médio do estimador 2SLS se aproxima do verdadeiro valor do parâmetro quando o tamanho da amostra convergir para o infinito.

32. Alternativamente, isso também pode ser expresso como um teste F da significância conjunta dos instrumentos excluídos Z_1 .

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

desenvolvido por Moreira (2003) e aperfeiçoado em Andrews, Moreira e Stock (2006). O teste de Moreira (2003) supera as distorções encontradas nos testes convencionais, ajustando os valores críticos do teste de hipótese de acordo com cada amostra, de modo que o intervalo de confiança corrigido gere um nível de significância correto. Assim, seus valores críticos “são condicionados” nos dados à disposição, e não constante.

3.3 Resultados

A tabela 1 apresenta os resultados obtidos a partir dos procedimentos econométricos apresentados na seção anterior. A coluna (1) estima a função de demanda por imóvel com base no método de mínimos quadrados ordinários (LS). Na coluna (2), estima-se a função demanda por financiamento como base no mesmo método. As diferenças entre estas duas regressões reside no fato de que na coluna (1) se usa o desemprego (*DESP*) como variável *proxy* da renda, e não a renda do trabalho principal (*RENDA*), que aparece na coluna (2). O método LS não corrige o problema de endogeneidade supostamente existente na variável *PRIMOV*, tal como comentado na seção 3, mas permite aplicar a estatística VIF^{34} de modo a inferir por meio desta se existe problema de multicolinearidade na regressão (Judge *et al.*, 1982). De modo a corrigir o viés de causalidade reversa, a estimação da função é feita com base no método de variáveis instrumental (IV). Aqui, a variável *PRIMOV* é instrumentalizada pelo índice do aluguel (*ALUG*) e pela variação do índice de custo geral da construção (*VINCC*). Os resultados são mostrados na coluna (3). A estimação é refeita pelo método GMM, cujo resultado aparece na coluna (4), com objetivo de corrigir o problema de autocorrelação apontado na regressão estimada pelo método IV. Por fim, as colunas (5) e (6) mostram, respectivamente, os resultados das funções de demanda e oferta por concessões de empréstimos imobiliários, estimadas simultaneamente pelo método de informação completa 3SLS.

Em relação aos resultados obtidos, é oportuno mencionar que os sinais encontrados e os níveis de significância estão em conformidade com o esperado e também em concordância com os resultados mencionados na literatura. Observa-se que as variáveis de preço como a taxa de financiamento *SELIC* e o índice de preço dos imóveis são fortemente significativas, enquanto as variáveis representativas da renda (*RENDA* e *DESP*) são fracamente significativas. A demanda por concessão de financiamento reage

34. *Variation inflation factor*. Um valor abaixo de 5.00 indica a não ocorrência de problema de multicolinearidade.

negativamente à taxa de financiamento e positivamente ao preço do imóvel, enquanto a renda tem efeito positivo sobre a demanda. A variável *dummy D06* parece captar a quebra estrutural ocorrida na variável *FIMOB* em meados de 2005. Nota-se ainda que quando a equação (1) foi estimada por IV, o efeito da variável *REND*A aumentou, enquanto o efeito da variável *PRIMOV* diminuiu. Nas colunas (5) e (6), os sistemas *FIMOB* e *PRIMOV* são estimados simultaneamente. Os resultados aqui parecem indicar que de fato existe causalidade reversa no sentido de que o volume de hipotecas realimenta o preço dos imóveis.

Com base na regressão estimada para a demanda na coluna (3), os testes de especificação descritos na seção anterior são aplicados. O teste de Pagan-Hall não indicou a necessidade da aplicação de nenhum procedimento para correção de heteroscedasticidade. Entretanto, o teste de Cumby-Huizinga detectou problema de autocorrelação. De modo a corrigir isso, emprega-se na coluna (4) o método GMM, cujo resultado não difere basicamente do anterior. O teste de subidentificação indica que a condição de ordem é preenchida. De acordo com as estatísticas para checar a capacidade dos instrumentos (R^2 parcial e o teste Stock-Yogo), o conjunto de instrumentos utilizados atende amplamente a condição de serem “bons instrumentos”. Também o teste de Sargan-Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos excluídos sejam não correlacionados com o resíduo. Assim sendo, os testes de especificação para checar a qualidade dos instrumentos indicam que as variáveis *ALUG* e *VINCC* atendem aos critérios de bons instrumentos. Por fim, o teste de Durbin-Wu-Hausman para checar problema de endogeneidade na variável *INDPR* rejeita a hipótese nula de que a variável *PRIMOV* seja exógena.

TABELA 1
Equação de demanda de crédito

	LS	LS	IV ¹	GMM ¹	3SLS	
	<i>FIMOB</i> (1)	<i>FIMOB</i> (2)	<i>FIMOB</i> (3)	<i>FIMOB</i> (4)	<i>FIMOB</i> (5)	<i>PRIMOV</i> (6)
<i>SELIC</i>	-0,226 (0,000)	-0,203 (0,000)	-0,232 (0,050)	-0,212 (0,088)	-0,233 (0,003)	-0,108 (0,001)
<i>PRIMOV</i>	2,031 (0,000)	2,205 (0,015)	2,099 (0,000)	2,091 (0,000)	2,110 (0,000)	–
<i>REND</i> A		0,084 (0,005)	0,209 (0,056)	0,214 (0,064)	0,180 (0,076)	–
<i>DESP</i>	-0,287 (0,039)					
<i>INDCC</i>	0,457 (0,013)	0,552 (0,000)	0,671 (0,000)	0,680 (0,000)	0,675 (0,000)	

(Continua)

(Continuação)

	LS	LS	IV ¹	GMM ¹	3SLS	
	FIMOB (1)	FIMOB (2)	FIMOB (3)	FIMOB (4)	FIMOB (5)	PRIMOV (6)
ALUG						0,165 (0,000)
VINCC						0,120 (0,000)
FIMOB						0,044 (0,000)
D06	0,814 (0,000)	0,812 (0,000)	0,808 (0,000)	0,811 (0,000)	0,808 (0,000)	
CTE	-3,703 (0,003)	-6,313 (0,000)	-7,168 (0,000)	-7,238 (0,000)	-7,188 (0,000)	0,233 (0,000)
OBS	117	117	117	117	117	
VIF	7,19	5,17				
Teste de Pagan-Hall			5,08 (0,446)			
Teste de Cumby- Huizinga			46,11 (0,000)			
Teste de subidentificação			96,38 (0,000)	34,35 (0,000)		
Teste de Sargan-Hansen			0,361 (0,548)	2,04 (0,605)		
R ² parcial	97,33	98,42	98,93	98,93		
Teste de Stock-Yogo			257,21 19,93	70,224 19,93		
Teste de Durbin-Wu- Hausman			5,390 (0,022)			

Elaboração do autor.

Nota: ¹ instrumentos excluídos: ALUG e VINCC.

4 DEMANDA POR CRÉDITO IMOBILIÁRIO POR MUDANÇA DE REGIME

Conforme foi visto na seção 3, o mercado imobiliário sofreu mudanças importantes decorrentes não apenas das mudanças na legislação, mas também por força dos incentivos que o governo impôs ao setor. O efeito de tais mudanças no setor provavelmente deve ter conduzido à ocorrência de quebras estruturais na série de concessões de financiamentos. O objetivo desta seção é revisitar a função demanda por crédito imobiliário, novamente estimando esta função de modo a levar em consideração as supostas quebras estruturais por procedimento adequado. Um problema potencialmente importante quando existe intervenção ou mudança de regime é o fato das técnicas tradicionais não serem robustas à existência de quebras estruturais nos dados (Leybourne e Newbold, 2003; Noh e Kim, 2003; Cook, 2004). Tais quebras certamente ocorreram na concessão de crédito habitacional.

Este estudo se propõe a lidar com as referidas quebras estruturais por meio do emprego de um modelo que admite explicitamente a existência de vários regimes nos dados – denominado *Markov switching models* –, estimando as “probabilidades de transição” entre esses diferentes regimes endogenamente, por meio do uso das chamadas *cadeias de Markov* (Hamilton, 1989; 1993; Krolzig, 1997; Sims, 1999; 2001; 2005). Quando uma relação linear é submetida a uma quebra estrutural,³⁵ os parâmetros do modelo de regressão variam, resultando em não linearidades e, via de regra, em violações das hipóteses convencionais de estacionariedade e normalidade dos erros. Como aponta Sims (2001), é um equívoco grave ignorar quaisquer fontes de não normalidade nos resíduos ao mesmo tempo em que se levam em conta mudanças nos parâmetros das variáveis. De fato, o teste de Pesaran e Taylor (1999) adaptado para estimação por variável instrumental é por vezes denominado de teste de variável omitida, mas que provavelmente é mais bem interpretado como sendo um teste para checar a ocorrência de não linearidades na forma funcional, quando aplicado às regressões das colunas (3) e (4) da tabela 1, rejeita a hipótese nula de não ocorrência de não linearidades negligenciadas.³⁶

Uma alternativa empregada para tratar quebras estruturais (e, portanto, as “mudanças de regime”) exógenas se faz por meio da introdução de variáveis *dummies* em modelos lineares convencionais. Contudo, tal procedimento exige que se conheça antecipadamente o momento exato onde ocorreram as quebras, o que raramente é o caso na prática. E mesmo no caso improvável do pesquisador “acertar” a data exata da(s) quebra(s) relevante(s), bem como, respectivamente os períodos de duração das quebras, a mera introdução de *dummies* não resolve problemas relacionados a mudanças de regime na variância dos erros do modelo.

Modelos do tipo *Markov switching*³⁷ se caracterizam por assumir explicitamente a possibilidade de que, a cada momento do tempo, um número finito – e geralmente pequeno – de “regimes” ou “estados” pode ocorrer, sem que se saiba ao certo qual deles está sendo observado. A hipótese é que existem “probabilidades de transição” de um

35. O que pode ocorrer nos coeficientes das variáveis, no intercepto e também na variância dessa relação.

36. Sob a hipótese nula, não há não linearidades negligenciadas; os resíduos devem ser não correlacionados com os polinômios de baixa ordem dos valores projetados da variável dependente. O teste estatístico (Wald ou distância GMM) para pequenas (estatística F) ou grandes amostras (χ^2), com um número de graus de liberdade igual aos números de termos polinomiais [($F(1, 110) = 5,04$ - P -value = 0,0268), (χ^2 -sq(1) = 5,36, P -value = 0,0206)].

37. Mais tecnicamente, modelos MS se enquadram naquilo que Sims (2005) denomina de *hidden Markov chain models*. Uma ampla variedade destes modelos é apresentada em Kim e Nelson (1999).

regime para o outro, probabilidades estas estimadas endogenamente pelos modelos MS.³⁸ Nada impede ainda que as mudanças de regime sejam aquelas do tipo *once-and-for-all-shifts*, onde, após a mudança, o novo regime permanece indefinidamente. Assim, a equação (1), quando reescrita na forma de um modelo *Markov switching*, assume a seguinte especificação:

$$FIMOB_t = a(s_t) + b_1(s_t)SELIC_t + b_2(s_t)PRIMOV_t^* + b_3(s_t)RENDAt + b_4(s_t)INDCC_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

com $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(s_t))$

na qual os sinais esperados para as variáveis explicativas aparecem escrito abaixo delas. Note-se que, por hipótese, a “variável latente” s_t é regida por um processo estocástico conhecido como uma cadeia de Markov ergódica e definido por uma matriz de probabilidades de transição, cujos elementos são dados por:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, k\} \quad (2)$$

$$p_{ij} \geq 0 \text{ para } i, j = 1, 2, \dots, K$$

Aqui, p_{ij} representa a probabilidade de que, em $t + 1$, a cadeia mude do regime i para o regime j . A ideia, portanto, é que a probabilidade de ocorrência de um regime s_t qualquer no presente depende apenas do regime que ocorreu no período anterior; isto é, de s_{t-1} . Com k regimes existentes, as probabilidades de transição entre estados podem assim ser representadas pela matriz de transição de probabilidade P , com dimensão $(k \times k)$.

Conforme foi colocado ao longo da seção 3, o modelo de demanda por hipoteca sugerido neste estudo supõe a existência de simultaneidade ou causalidade reversa, no sentido de que as concessões de crédito também têm efeito sobre o preço dos imóveis, realimentando o processo. De modo a corrigir este viés, instrumentaliza-se a variável

38. Apenas para citar um exemplo intuitivo, parece razoável supor que uma economia em recessão se comporte de modo (ou tenha parâmetros) diferente(s) de uma economia em rápido crescimento. Nesse caso, poder-se-ia pensar em dois “regimes” — isto é, um “recessivo” e outro “de crescimento” —, com características bastante diferentes entre si e que se alternam de tempos em tempos, sem que se tenha certeza sobre qual está ocorrendo em cada período específico.

PRIMOV pelo mesmo conjunto de regressores que aparecem na equação (2) e estima-se com base no método LS. Isto é semelhante ao procedimento de dois passos proposto por Kim (2004). A série projetada do índice de preço do imóvel é representada pela variável *PRIMOV*.

Os parâmetros do modelo citado são estimados a partir da maximização da função de verossimilhança do modelo por meio do algoritmo EM (Dempster, Laird e Rubin, 1977) – uma técnica iterativa para modelos com variáveis omitidas e/ou não observadas. Pode ser mostrado que o valor da função verossimilhança relevante aumenta a cada iteração deste processo, o que garante que o resultado final seja suficientemente próximo do valor máximo da verossimilhança na vizinhança relevante.³⁹ É necessário ter em mente, entretanto, que a função de verossimilhança de um modelo MS não possui máximo global (Hamilton, 1991; 1993). Felizmente, a utilização do algoritmo EM frequentemente leva a obtenção de um máximo local “razoável”, com casos patológicos sendo relativamente raros (Hamilton, 1993).

4.1 Resultados econômétricos

Nesta seção, os resultados do modelo *Markov switching* são apresentados seguindo o procedimento descrito na seção anterior. Antes, porém, da análise dos resultados, deve-se tecer os seguintes comentários quanto à escolha do número de regimes. Na busca pelo melhor modelo, faz-se necessário observar o comportamento dos distintos critérios de escolha Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) e o valor verossimilhança (L) frente aos diferentes modelos competitivos permitindo mudanças no intercepto (I), nos parâmetros das variáveis (A) e nas variâncias (H) em cada regime.

A tabela 2 mostra os valores desses critérios, assim como o teste de razão de verossimilhança (LR) cuja hipótese nula é de linearidade;⁴⁰ isto é, um modelo sem

39. Em geral, esse método se mostra robusto quando os valores iniciais são arbitrados de maneira arbitrária ou pouco eficiente.

40. O teste LR aqui possui distribuição não padrão, não podendo ser caracterizado analiticamente desde que as probabilidades de transição são não identificadas sob a hipótese de linearidade. Contudo, é possível mostrar que esta distribuição pode ser aproximada, estando no intervalo entre duas qui-quadrado. Deduz-se disto que se estas distribuições rejeitarem a hipótese nula, o teste LR deverá necessariamente fazê-lo. Contrariamente, se não houver rejeição da hipótese de linearidade por ambas, então o mesmo deverá acontecer para o teste LR. Em qualquer outra situação, nada poderá ser dito (Davies, 1977; Hansen, 1992).

mudança de regime. Também nela se encontram os resultados dos testes para checar a normalidade (NORM) e o teste LM (ARCH) que procura detectar a presença de variância autorregressiva (ARCH).⁴¹ Tendo em vista a dimensão temporal da amostra, optou-se por testar os modelos concorrentes MS-IAH e MS-IH para dois e três regimes. Tendo em vista os resultados mostrados na tabela 2, em nenhum caso o teste LR aceita a hipótese nula de linearidade frente ao modelo MS. Verifica-se também que todos os critérios de seleção de modelos indicam que o melhor modelo é o MS(3)-AIH. Além disso, para este modelo, com base nos testes de especificação, não se rejeitam as hipóteses nulas de normalidade e variância constante.

TABELA 2

Crítérios para seleção de modelos concorrentes e testes de especificação

	LR – teste de linearidade	AIC	HQ	SC	Log L	Norm	ARCH
MS(2)-IAH	Chi2(8) = 231,10 (0,000)	-1,95	-1,81	-1,61	126,48	Chi2(2) 1,73 (0,74)	F(1,99) 23,8 (0,00)*
MS(2)-IH	Chi2(4) = 178,02 (0,000)	-1,56	-1,46	-1,32	99,94	Chi2(2) 8,40 (0,02)*	F(1,103) 74,5 (0,00)*
MS(3)-IAH	Chi2(17) = 284,95 (0,000)	-2,26	-2,04	-1,71	153,40	Chi2(2) 3,74 (0,15)	F(1,90) 0,33 (0,56)
MS(3)-IH	Chi2(8) = 209,96 (0,000)	-1,77	-1,63	-1,44	115,91	Chi2(2) 4,17 (0,123)	F(1,99) 38,8 (0,00)*

Elaboração do autor.

Antes da apresentação dos resultados, será feita uma tentativa de justificar por que o processo de escolha dos modelos concorrentes tem por base os modelos de dois e três regimes. Isto se justifica pelo fato de o modelo MS ser muito parametrizado,⁴² tendo em vista, sobretudo, o tamanho da amostra.⁴³ Portanto, considera-se estimar o modelo com um número pequeno de regimes. Observa-se que a introdução de um maior número de regimes conduziria a problemas no processo de otimização, fazendo, por exemplo, com que a matriz de transição de probabilidade se torne não ergódica, o que viola uma das principais hipóteses do modelo. Tendo em vista ainda a dimensão temporal da série, parece pouco plausível que tenha ocorrido um número de regimes maior do que três durante este período. Mesmo que o número de regimes exceda a este, não se considera que o modelo possa captá-lo de modo fidedigno devido ao tamanho da amostra.

41. Variância autorregressiva condicional heteroscedástica.

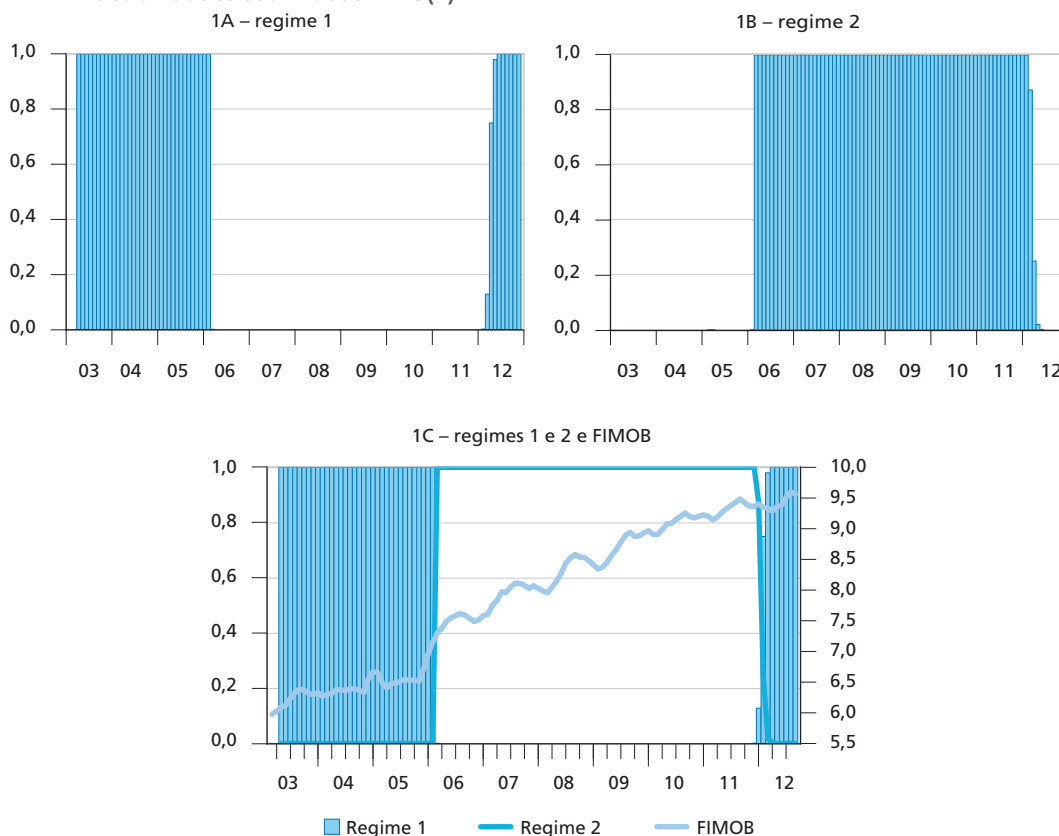
42. No caso, o número de parâmetros é 14.

43. A série deste trabalho é composta de 115 observações.

Inicialmente, de modo a ajudar na formulação de uma interpretação, pode-se utilizar o modelo de dois regimes (MS(2)IAH), cujo gráfico 1 apresenta a cronologia dos regimes (notadamente da trajetória da probabilidade suavizada),⁴⁴ para em seguida estender a análise deste estudo para o modelo de três regimes (MS(3)IAH). A comparação entre estes dois modelos permitirá tecer considerações interessantes provendo a robustez da análise deste trabalho. Conforme pode ser visto no gráfico 1, observa-se que o regime 1 vai do início da amostra até janeiro de 2006, retornando em março de 2012. Neste ínterim, aparece o regime 2. Cabe agora dar interpretação econômica a cada um dos regimes.

GRÁFICO 1

Probabilidades suavizadas – MS(2)IAH



Elaboração do autor.

44. A probabilidade suavizada (*smoothed*) considera informações de toda amostra, sendo definida da seguinte forma: $\Pr[S_t = j | \Psi_T]$, onde Ψ_T é o conjunto de informação pleno até o instante T . A probabilidade filtrada (*filtered*) é uma inferência ótima no estado da variável no tempo t considerando as informações até t , enquanto a probabilidade predita (*predicted*) considera a informação até $t-1$.

Com base na inspeção do gráfico 1C, que confronta a série de concessão de crédito e as séries de probabilidade suavizada, nota-se claramente que o final do primeiro ciclo do estado 1 termina quando começa o ciclo de expansão do crédito. Este regime retorna por volta de março de 2012, quando a série de concessões de crédito entra em desaceleração. Portanto, associa-se este regime à fase recessiva do ciclo econômico do crédito habitacional. Contrapondo-se à fase recessiva do ciclo de crédito, existe um período de aceleração do crédito que começa ao final de 2005. Interessante notar que, ao contrário de outros mercados, o crédito imobiliário pareceu não se ressentir dos efeitos da crise mundial de 2008, pois a tendência de crescimento do crédito se manteve forte mesmo durante o período de crise.

Para se ter uma ideia mais precisa do efeito da crise no mercado de crédito, veja-se, por exemplo, o caso do mercado de veículo. No apêndice E, aparece a série de concessões de crédito para aquisição de veículos. Pode-se ver claramente que, de modo semelhante ao que acontece no crédito imobiliário, após um período de queda ou estagnação, tem início um período de forte crescimento das concessões. A datação quanto ao início da fase expansiva do ciclo naturalmente depende, em parte, das características e do que acontece em cada mercado. No caso do mercado de veículos, verifica-se que existe uma queda acentuada no momento da crise econômica mundial no início de 2008. As áreas sombreadas marcam os períodos de mudança no Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), que visava incentivar o aumento das vendas de veículos. Voltando-se à análise do crédito imobiliário, questiona-se o motivo de, diferentemente do crédito para veículos, além de outros segmentos, o mercado de crédito imobiliário não ter sofrido efeito da crise de 2008. Para entender isto, é necessário considerar o que acontece quando se introduz mais um regime no modelo, conforme é mostrado no gráfico 2.

TABELA 3

Modelo MS(2)-AIH¹ – variável dependente: FIMOB

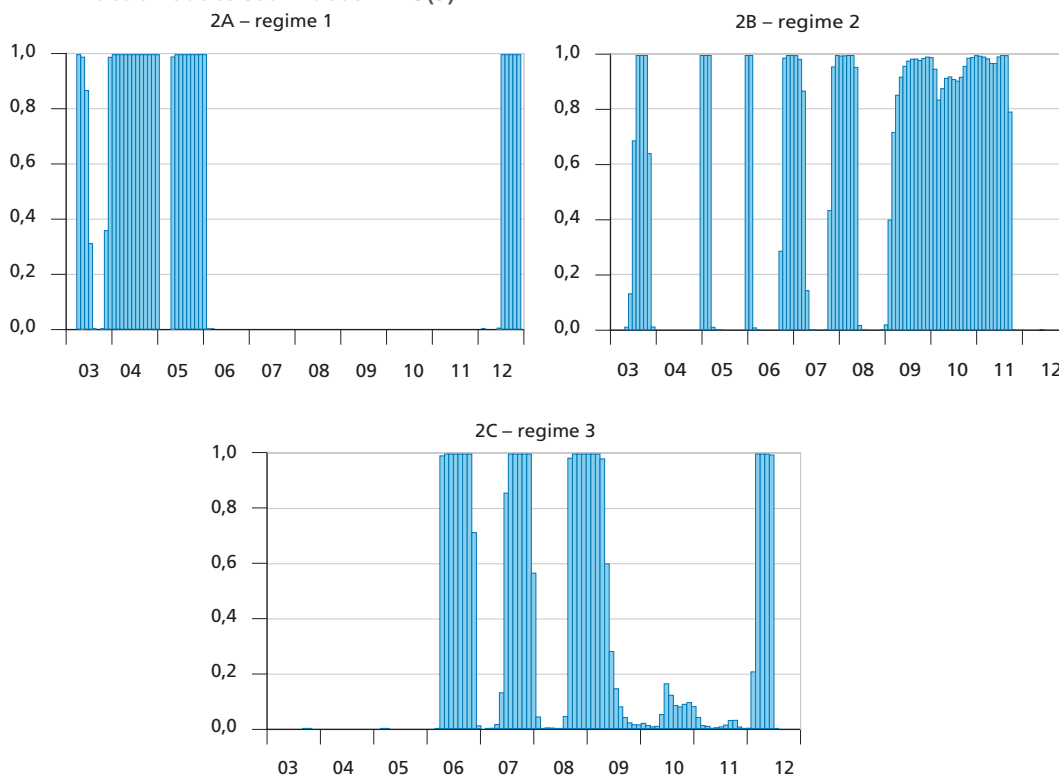
	Regime 1	Regime 2
<i>CONST</i>	2,593 (0,397)	-17,743 (0,001)
<i>SELIC</i>	0,017 (0,821)	-0,540 (0,000)
<i>PRIMOV¹</i>	3,775 (0,000)	1,976 (0,000)
<i>REND_A</i>	-1,833 (0,000)	1,915 (0,020)
<i>INDCC</i>	-0,091 (0,589)	0,718 (0,021)
Desvio-padrão	0,053 (0,000)	0,089 (0,000)
OBS	44	71

Elaboração do autor.

Nota: ¹ p-valor entre parênteses. As variáveis são tomadas no log.

Em princípio, pode-se notar que a introdução de um terceiro regime não altera basicamente a datação do regime 1, aquele que é associado ao ciclo de retração do crédito imobiliário. Assim, tal mudança se deve refletir no que acontece na fase expansiva do ciclo de crédito. Tal como no modelo de dois regimes, este ciclo tem início no final de 2005, sendo agora marcado pela alternância ou prevalência de dois outros regimes (regimes 2 e 3). A hipótese deste estudo é que estes dois regimes são marcados por fundamentos econômicos distintos. Do fim de 2005 até o início de 2009, o crescimento do crédito para habitação foi impulsionado por fatores pró-mercado decorrentes de vários fatores, como as mudanças na legislação mencionadas na seção 2, o crescimento da economia, o aumento da renda real etc. Este estado do crédito imobiliário se concentra no regime 3. Em 2009, a situação se altera, passando a prevalecer o regime 2.

GRÁFICO 2

Probabilidades suavizadas – MS(3)IAH

Elaboração do autor.

Com relação ao crédito de modo geral, até a eclosão da crise financeira de 2008, os bancos privados estiveram à frente na expansão do crédito. A partir de 2009, observou-se a retomada do processo de crescimento do crédito, com a elevação de 15,2% no saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Tal elevação foi liderada pelos bancos públicos. Este processo foi, em grande parte, decorrente de medidas anticíclicas adotadas pelo governo federal, no intuito de mitigar os efeitos da crise. Em 2009, notaram-se uma expansão acentuada (29,1%) do crédito direcionado e um aumento da participação dos bancos públicos no total de crédito do SFN, que passou de 36,3% em 2008 para 41,5% em 2009. Assim, é natural supor que o governo tenha feito uso do crédito habitacional como instrumento de política anticíclica, assim como meta de política a partir de 2009.

De modo a validar a análise deste trabalho, será analisado se os resultados dos coeficientes⁴⁵ das regressões para cada estado no modelo de três regimes, mostrados na tabela 4, corroboram as colocações postas anteriormente. Com relação à taxa de financiamento representada pela Selic, observa-se que é no estado 1, anterior ao ciclo de expansão do crédito imobiliário, que esta variável apresenta menor efeito sobre a demanda de crédito, indicando que a demanda neste regime é pouco sensível às mudanças na taxa de juros. Embora isto possa ter várias explicações, é razoável a colocação que, no período até onde se concentra o regime até o fim de 2005, a taxa Selic esteve em um nível bem elevado. Foi desta data em diante que começou a se acentuar a tendência de queda da Selic.⁴⁶ Pode ser então que, antes disso acontecer, dado o alto nível, uma mudança na Selic não alterava substancialmente a motivação para demandar crédito habitacional. Quando a taxa de juros chegou a um patamar atrativo, a demanda começou a responder com maior intensidade. Observa-se que o efeito de uma mudança marginal da taxa Selic nos regimes 2 e 3 é bem mais acentuado.

45. As estatísticas de erro-padrão foram numericamente calculadas por meio do hessiano da função de log verossimilhança no ponto de máximo. Infelizmente, essas aproximações não são necessariamente precisas. Assim, os resultados *p*-valores devem ser interpretados com cautela.

46. Conforme já foi colocado, no âmbito do SFH, a taxa de financiamento é limitada em 12% a.a. mais a TR. Deve-se, no entanto, tem em mente que a TR, somente no período mais recente, a partir do início de 2009, começou a apresentar tendência acentuada de queda. Em julho de 2003, a TR chegou a 6,15% a.a. Deve-se ainda considerar que a taxa referencial tem sofrido diversas mudanças na metodologia de cálculo desde que foi criada em 1991.

TABELA 4
Modelo MS(3)-AIH¹ – variável dependente: FIMOB

	Regime 1	Regime 2	Regime 3
<i>CONST</i>	-3,149 (0,021)	-25,680 (0,000)	-45,133 (0,000)
<i>SELIC</i>	-0,085 (0,011)	-0,743 (0,000)	-0,622 (0,005)
<i>PRIMOV</i> ¹	3,290 (0,000)	1,900 (0,000)	1,432 (0,000)
<i>REND</i>	-0,935 (0,000)	3,329 (0,000)	6,714 (0,000)
<i>INDCC</i>	0,296 (0,000)	0,378 (0,021)	1,079 (0,000)
Desvio-padrão	0,019 (0,000)	0,052 (0,000)	0,087 (0,000)
OBS	32	55	38

Elaboração do autor.

Nota: ¹ p-valor entre parênteses. As variáveis são tomadas no log.

Conforme foi dito anteriormente, usa-se a variável *INDCC* como variável de controle, mas esta variável pode também dar uma ideia de confiança no setor. Tendo isto em mente, pode-se ver que no regime 3, definido anteriormente como sendo aquele no qual a demanda por crédito é melhor explicada pelos fundamentos de mercado, o coeficiente desta variável mostra o maior coeficiente. Outro ponto que corrobora a análise deste estudo é que, também no caso da variável *REND*, o maior coeficiente está relacionado ao regime 3. Interessante notar que o coeficiente desta variável no regime 1 é negativo. Isto parece indicar que, devido às imperfeições não apenas do mercado de crédito, mas também do mercado imobiliário neste regime, no caso de uma elevação na renda, os agentes destinavam este aumento para outros bens.

Será apresentado agora como analisar a influência do preço dos imóveis (*PRIMOV*) em cada regime. Verifica-se que o efeito do preço no regime 1 é muito mais acentuado que nos outros dois regimes. Combinando este resultado com os demais já analisados para as demais variáveis, percebe-se que neste estado o preço do imóvel é a variável mais importante para explicar a demanda de crédito imobiliário. Pois, tendo em vista as imperfeições deste mercado, uma variação no preço do imóvel seria capaz de impor um efeito substancial sobre a demanda por crédito, comparado ao efeito que outras variáveis teriam. Com relação aos regimes 2 e 3, nota-se que o coeficiente da variável *PRIMOV* decresce de valor nestes dois regimes com relação ao estado 1. Contudo, o preço se destaca bem mais no regime 2, dando a impressão que o que poderia estar acontecendo é que neste regime as pessoas estariam sendo motivadas a demandar hipoteca por força do aumento futuro do preço do imóvel.

TABELA 5
Probabilidades de transição

Em t	Em $t+1$		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3
Regime 1	0,907 (0,000)	0,001 (0,000)	0,072 (0,000)
Regime 2	0,037 (0,154)	0,879 (0,000)	0,084 (0,000)
Regime 3	0,036 (0,314)	0,120 (0,064)	0,841 (0,000)

Elaboração do autor.

Por fim, passando agora à análise da matriz de transição de probabilidades (tabela 3), nota-se, uma vez dentro de cada um dos três regimes, que existe uma alta probabilidade de permanência. No entanto, é o regime 1 que mostra maior inércia. Assim, é preocupante, tendo em vista o gráfico da datação dos regimes no gráfico 1, que no período mais recente, a partir do fim de 2011, a demanda por concessão de crédito imobiliário esteja novamente inserida neste estado. Pode ser que o ciclo de crescimento da demanda por crédito imobiliário esteja sofrendo forte retração pelo fato de a capacidade de endividamento estar chegando a um ponto limite. Uma forma de verificar a razoabilidade desta assertiva é olhar para a condição atual de endividamento das famílias. No apêndice F, são mostradas as séries de endividamento das famílias com e sem crédito imobiliário. Embora o endividamento com o crédito imobiliário pareça ainda ser baixo, o mesmo não se verifica para o total, que em março de 2013 já se encontrava acima de 40% em relação à renda acumulada no período de doze meses.

Portanto, pelo menos em uma primeira análise, parece razoável chamar atenção para o fato de um possível esgotamento da capacidade de endividamento das famílias e seu efeito sobre o mercado imobiliário. Contudo, deve-se considerar que é necessário, em princípio, examinar o horizonte deste endividamento. De qualquer forma, tendo em vista a condição macroeconômica atual com o retorno da inflação, é preciso considerar uma provável elevação da taxa de juros e o efeito disto sobre o endividamento e a inadimplência. Esta mudança de cenário poderá causar efeito imediato no mercado imobiliário pela sua forte dependência do crédito. Será feita uma tentativa de lançar luz sobre este ponto na próxima seção.

5 EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE O SETOR IMOBILIÁRIO

5.1 Introdução

Existe certo consenso que dois fatores estão entre os principais determinantes para o desencadeamento da crise no mercado imobiliário americano que aconteceu em 2007-2008. Primeiro, as diversas medidas de direcionamento de crédito para o setor habitacional para pessoas de baixa renda. Desde 1999, a Fannie Mae, cuja pressão começou na administração Clinton, forçou a expansão dos empréstimos hipotecários para os mutuários de renda baixa e média, aumentando os índices da carteira de crédito das instituições financeiras em zonas urbanas problemáticas designadas no Ato de Reinvestimento Comunitário (CRA)⁴⁷ de 1977. As instituições financeiras do mercado de hipotecas eram pressionadas, mesmo de modo indireto, pelas GSEs⁴⁸ para diminuir as exigências para a concessão de crédito.⁴⁹

Em segundo lugar, a longa tendência de queda da taxa básica de juros do Federal Reserve⁵⁰ – que teve início ao final de 2000, saindo de 6,5% a.a. em dezembro de 2000 até chegar a 1,01% a.a. em junho de 2004 – também teve consequências desastrosas. Muitas foram as consequências da permanência por um longo período da taxa da Reserva Federal⁵¹ em um nível muito baixo em relação ao seu nível histórico. Primeiro, isto gerou um aumento no valor do imóvel forçando a mudança na composição da carteira de ativos. Segundo, a taxa ajustável para hipotecas (ARM),⁵² cujo ajuste tem por base a variação no período de um ano na taxa básica, se tornou muito mais barata que a taxa fixa de trinta anos.⁵³ Com efeito, aconteceu um grande aumento do volume de novas hipotecas com base em taxas ajustáveis, sendo que o número destes contratos mais que dobrou entre

47. Community Reinvestment Act.

48. Do inglês, *government sponsor enterprises*.

49. Destacam-se aqui a redução ou mesmo a isenção do chamado *down payment* – parte paga à vista do valor do imóvel –, a aceitação de ganhos não convencionais – que não possuem comprovação formal, como biscoites e trabalhos temporários – na composição da renda, a diminuição da relevância da análise histórica de crédito e a aceitação de um coeficiente dívida/renda acima do convencional. Em relação a este último item, é norma usual do mercado não conceder empréstimo cujo desembolso supere um terço da renda bruta do mutuário.

50. Federal Fund Rate.

51. Federal Fund Rate.

52. *Adjustable-rate mortgages*.

53. A taxa ajustável (ARM) saiu de 7,0% em janeiro de 2001 para 4,0% em janeiro de 2004, enquanto a taxa fixa (*fixed rate*), que em janeiro de 2001 estava um pouco acima de 7,0%, nunca esteve abaixo de 5,5% no mesmo período.

2001 e 2004. O castelo de cartas desmoronou com o retorno da inflação, que começou a crescer já no início de 2004. O aumento da inflação forçou uma inevitável resposta na taxa básica de juros, que saiu de 1,01% a. a. em junho de 2004 até chegar a 5,25% a. a. em julho de 2006, permanecendo assim até agosto de 2008. A crise eclodiu logo em seguida.

Muito embora exista a ideia disseminada de que o seguimento *subprime* foi o responsável pela crise no mercado imobiliário americano de 2008, o fato é que isto não é bem assim. O foco no mercado *subprime* ignora o fato de que 51% dos títulos inadimplentes pertenciam ao segmento *prime*, sendo que a variação da inadimplência neste mercado foi de 488%, enquanto no segmento *subprime* foi de 200%. Isto não significa dizer que historicamente o nível de inadimplência no mercado *subprime* não fosse maior, o que em condições normais é o que prevalece. Deve-se ter em mente que o grau de inadimplência era até então muito baixo no segmento *prime*. Ressalta-se ainda que o aumento na inadimplência ocorreu muito rapidamente. A escalada se iniciou no terceiro semestre de 2006, alcançando o pico ao final de 2007 (Leibwitz, 2008, p. 19).

Pode-se questionar quais lições do que aconteceu no mercado imobiliário americano servem para o mercado brasileiro, tendo em vista que no Brasil a taxa básica de juros alcançou um nível muito baixo, enquanto é sabido que o governo tem feito uso da expansão do crédito direcionado como instrumento ativo de política. Concomitantemente, percebe-se um recrudescimento da inflação, que em março de 2013 já atingiu 6,58% em relação ao mesmo período do ano anterior, ultrapassando o teto da meta de 6,5% para o ano. Naturalmente, é difícil acreditar que, se a inflação persistir na atual tendência de alta, a taxa de juro não irá aumentar. Assim, é oportuno procurar responder que consequências um aumento na taxa de juros teria não apenas sobre a demanda por crédito imobiliário, mas também sobre outras variáveis relevantes. Pois, mesmo que o governo intensifique a política de subsidiar a taxa de juros para financiamento imobiliário, o crescimento desta pode afetar negativamente o setor por meio da queda da renda real e do nível do produto, o que impactaria no desemprego. Todos estes fatores podem levar ao aumento da inadimplência, gerando queda no preço dos imóveis e do produto da construção civil.

Em uma interessante análise acerca do canal de crédito bancário da política monetária, Bernanke e Gertler (1995), usando dados da economia americana, destacam que um dos fatos estilizados ligados à ocorrência de um choque monetário é uma queda

rápida e acentuada no investimento residencial, mesmo tendo em vista que o aumento da taxa nominal de juros é transitório. Isso é de se estranhar, pois seria de se esperar, tendo em vista a teoria neoclássica tradicional, que o investimento habitacional em capital fixo tivesse maior relação com relação à taxa de juros de longo prazo e fosse menos relacionado à taxa de juros de curto prazo.

Apresentam-se algumas justificativas para explicar por que razão o investimento habitacional reage de modo rápido e intenso a uma mudança na taxa de juros. Imagina-se uma situação tal como aconteceu nos Estados Unidos em 2008, na qual os preços se elevaram intensamente por força do direcionamento do crédito, culminando em um processo de formação de bolha especulativa. Em tal situação, o aumento da taxa de juros levou ao aumento da inadimplência, gerando queda no preço dos imóveis e retração do investimento habitacional, em um processo que se realimentou até chegar ao total colapso do mercado imobiliário. Obviamente, também ocorrerá queda na demanda e na oferta por novos financiamentos imobiliários.

No caso da queda imediata e sustentada do investimento residencial em decorrência de uma elevação da taxa de juros nominal, pode-se imaginar que isto estaria sendo causado pela contração da oferta de recursos para empréstimos. O ponto aqui é que o que se observa a partir das estatísticas de financiamentos imobiliários não é a oferta, mas a interação entre a oferta e a demanda de financiamento. Deste modo, é necessário fazer uso de um processo de identificação para que algo fidedigno possa ser dito a respeito do que acontece com o financiamento imobiliário em decorrência da elevação da taxa de juros. Felizmente, no caso brasileiro, por consequência do direcionamento do crédito no setor imobiliário, a questão da causalidade reversa perde significado, o governo fixa ou limita o preço (taxa de financiamento), ofertando recursos para concessão de empréstimos de modo a atender à demanda. Portanto, a identificação ocorre no sentido de que o preço (taxa de financiamento) afeta a demanda, mas não o contrário.

De modo a inferirem-se as consequências incidentes sobre o mercado imobiliário advindas do efeito de uma política monetária mais restritiva, implementada com base em um aumento inesperado da taxa básica de juros, será feito aqui o uso do modelo VAR estrutural.⁵⁴ O modelo VAR estrutural é um modelo atóxico que utiliza um

54. Mais detalhes sobre o modelo VAR podem ser encontrados em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993) e Enders (1995).

conjunto pequeno de variáveis que têm como objetivo captar informação relevante do fenômeno econômico que se pretende estudar. Uma ampla literatura sobre modelos de VAR estrutural tem sido aplicada para analisar os efeitos de choques monetários na economia,⁵⁵ assim como em estudos acerca do efeito da política fiscal.⁵⁶ Contudo, esta metodologia também tem sido empregada para verificar o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário (Kahn, 1989; Pozdena, 1990; Ryding, 1990; McCarthy e Peach, 2002; Mishkin, 2007; *inter alia*).⁵⁷

5.2 VAR estrutural (SVAR)

O VAR estrutural (SVAR)⁵⁸ pode ser representado da seguinte maneira:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{para } t = 0:T \quad (10)$$

Assumindo que A é inversível, então (1) tem a forma reduzida dada por:

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (11)$$

com $u_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(u_t u_s') = 0, \forall t \neq s$, em que u_t é a forma reduzida dos resíduos, e b é um vetor de constantes. Assume-se que $\varepsilon_t \sim N(0, I)$. A relação entre os modelos (1) e (2) é baseada nas seguintes equações:

$$\beta = A^{-1}\alpha, B_i = A^{-1}A_p, u_t = A^{-1}\varepsilon_t, \text{ e } \Sigma = A^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(A^{-1})' = A^{-1}(A^{-1})'$$

Note-se que tal representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis, isto ocorre porque os resíduos das formas reduzidas são contemporaneamente correlacionados (a matriz Σ é não diagonal).⁵⁹ Isto é, os resíduos da forma reduzida u_t podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual o choque que afeta determinada variável na forma reduzida.

55. Ver Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) para uma revisão desta literatura.

56. Para mais detalhes, ver Blanchard e Perotti (2002); Fatas e Mihov, (2001a; 2001b); e Edelberg, Eichenbaum e Fischer (1999) etc.

57. A valorização do patrimônio residencial estimula a aquisição de outro imóvel de padrão superior.

58. Mais detalhes sobre o modelo VAR podem ser encontrados em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993) e Enders (1995).

59. Tais choques são forças primitivas e exógenas, sem causa comum, que afetam as variáveis do modelo.

Para a avaliação de política, somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. É possível estimar os parâmetros B e Σ em (2) de maneira consistente, mas, exceto para previsão, eles não são parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais em A , não se pode recuperar a forma estrutural a partir da forma reduzida, pois Σ não possui coeficientes estimados em número suficiente para se recuperar a matriz não restrita A . Dessa maneira, é necessário impor um número de restrições que tornem possível a identificação e a estimação de A . Este procedimento é conhecido por identificação.

A matriz A pode ser estimada por meio das informações presentes na matriz de covariância da forma reduzida. O ponto importante aqui é que, geralmente, existe um grande número de matrizes de posto completo A que permite reproduzir Σ . Isto é, existem várias condições de dependência e independência nas correlações contemporâneas (núcleos de Markov)⁶⁰ entre as variáveis – dadas pelas diferentes especificações onde os parâmetros em A são livres ou restritos igual a 0 –, que permitem a reprodução das correlações parciais observadas dos resíduos na forma reduzida.⁶¹ Isto significa que $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$, onde \tilde{A} é a decomposição de Choleski para Σ . Resumindo, existem várias maneiras de se decompor Σ .

Para se estimar um modelo estrutural, é necessário identificar um número de relações condicionais independentes (isto é, parâmetros iguais a 0 em A_0) para satisfazer a condição de ordem para identificação. Dessa maneira, identificar A é equivalente a identificar a distribuição condicional (Markov Kernels) dos resíduos da forma reduzida das informações sobre suas distribuições conjuntas. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do VAR estrutural. De acordo com Uhlig (2005) a identificação é feita usualmente seguindo-se um dos três seguintes métodos: *i*) aplicando-se a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos S , o que implica um ordenamento recursivo (Sims, 1986); *ii*) impondo-se alguma relação estrutural na matriz A (Bernanke, 1986); ou *iii*) separando-se impulsos transitórios de permanentes nos impulsos primários ε_t (Blanchard e Watson, 1986).

60. Markov Kernels.

61. A matriz A não pode ter, em seu conjunto, um número de parâmetros livres maior que o número de parâmetros livres na matriz simétrica $\hat{\Sigma}$. Se n for o número de variáveis endógenas do modelo, então, para satisfazer à condição da ordem para a identificação de A , é necessário que o número de parâmetros livres a ser estimado em A seja não maior que $n(n-1)/2$. Quando n é menor que $n(n-1)/2$, o modelo é sobreidentificado. Não existe uma condição geral simples para a identificação local dos parâmetros de A . Uma condição, necessária e suficiente para a identificação local de algum ponto regular no R^n , é que a determinante da matriz da informação seja diferente de 0. Na prática, as avaliações da determinante da matriz da informação em alguns pontos, escolhida aleatoriamente no espaço dos parâmetros, são o bastante para estabelecer a identificação de um determinado modelo.

5.3 Modelo

Conforme apresentado, o objetivo deste trabalho é analisar o efeito de um choque de política monetária, representado pelo aumento da taxa básica de juros (*SELIC*), sobre o mercado imobiliário. Naturalmente, ao selecionar as variáveis do modelo, deve-se levar em consideração que as variáveis representativas do mercado imobiliário interagem naturalmente com outras variáveis da economia, sofrendo os efeitos delas. Serão usadas três variáveis para representar o núcleo representativo do setor imobiliário, que são as concessões de empréstimos imobiliários (*FIMOB*) no SFH, a inadimplência (*INAD*), o índice do produto industrial da construção civil⁶² (*INDCC*) e o índice de preço dos imóveis (*PRIMOV*). Com relação às variáveis macroeconômicas, escolheu-se trabalhar com o índice de preços ao consumidor amplo (*IPCA*), a renda do trabalho principal (*REND*) ou a taxa de desemprego (*DESP*), além da taxa básica de juros (*SELIC*). O período analisado foi de janeiro de 2003 a setembro de 2012. O gráfico das variáveis é mostrado no apêndice A, enquanto a descrição das variáveis é apresentada.

A identificação do VAR estrutural se faz aqui a partir do emprego do método de gráficos acíclicos dirigidos (GADs) (Spirtes, Glymour e Scheines, 1993; 2000) para determinar a ordenação de causalidade contemporânea do SVAR. Esta técnica explora a possibilidade de inferir causalidade a partir dos dados. Ela testa as relações de independência condicional entre as variáveis observadas, que, com base em determinadas hipóteses, impõem restrições gráficas sobre as possíveis estruturas causais. Neste artigo, foi utilizada a metodologia baseada em restrições⁶³ desenvolvida por Spirtes, Glymour e Scheines (1993), com o objetivo de identificar ordenações causais contemporâneas das variáveis dos SVARS, a fim de identificar os modelos.⁶⁴

62. Insumos.

63. Existe outra abordagem, com base na estatística bayesiana, que aplica técnicas de seleção de modelos bayesianos para a busca de um grafo causal, usando dados para fazer inferências probabilísticas sobre restrições de independência condicional. Por exemplo, ao invés de aceitar que as variáveis são independentes, a abordagem bayesiana leva em conta a incerteza sobre a presença de independência.

64. Usando-se a matriz de covariância das variáveis do VAR, pode-se convertê-la em uma matriz de correlação e realizar testes de hipóteses em que a hipótese nula é a de correlação parcial 0. A busca começa com um gráfico, padrão onde qualquer par de nós (variáveis) é acompanhado por uma seta não direcionada. Se a hipótese nula de correlação condicional 0 não pode ser rejeitada, diga-se, ao nível de 5%, utilizando-se o teste z de Fisher, o nó é suprimido. Depois de examinar todos os pares de vértices, movimenta-se para um nó de três variáveis, e assim por diante, orientando as setas remanescentes por meio da conexão entre a independência probabilística e a teoria dos grafos.

Swanson e Granger (1997) foram os primeiros a aplicar modelo de gráficos para identificar ordem causal contemporânea de um SVAR. Bessler e Lee (2002) usaram modelo de correção de erro e GADs para estudar as relações defasadas e contemporâneas para dados da economia americana. Demiralp e Hoover (2003) avaliaram o algoritmo utilizando o método de Monte Carlo e concluíram que se trata de uma ferramenta eficaz de selecionar a ordem causal contemporânea de um SVAR. No Brasil, Céspedes, Lima e Maka (2008) aplicaram os GADs para obter fatos estilizados sobre as flutuações de curto prazo da economia brasileira após o Plano Real, dando atenção especial à identificação dos efeitos dos choques da política monetária.

Usando-se as ordenações selecionadas para identificar o SVAR, pode-se então gerar as funções de resposta do impulso (IRFs). Os GADs são identificados por meio do programa TETRAD, usando-se o nível de significância⁶⁵ de 0,5% na matriz de covariância dos resíduos e assumindo-se a hipótese de que as variáveis selecionadas para o modelo apresentam suficiência causal,⁶⁶ obtém-se o que se denomina padrão. O padrão aqui é definido como uma representação gráfica de um conjunto de GADs que contém as relações de causalidade contemporânea das variáveis.

5.4 Resultados

Inicialmente, aplicam-se os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, que têm como objetivo indicar o número de defasagens com que o VAR deve ser estimado. Tais critérios indicaram que o VAR deveria ser estimado com base em duas defasagens. Cumpre destacar que a estimação da função de reação anteriormente citada é defensável *mesmo na presença de raiz unitária nas variáveis*. Felizmente, o problema da “regressão espúria” pode ser contornado por meio da introdução dos valores defasados das variáveis $I(1)$ entre as variáveis explicativas da regressão (Hamilton, 1994; Sims *et al.*, 1990). Com efeito, Hamilton (1994, p. 561-562) assinala que tal procedimento assegura uma estimação consistente para o modelo, sem mudanças de regime.

65. O nível de significância não pode ser interpretado como a probabilidade do erro do tipo 1, mas apenas como um parâmetro de busca. Baseados em simulações para GAD geradas randomicamente, Spirtes, Glymour e Scheines (2000) sugerem um nível de significância de 20% para amostras de tamanho menor que 100; 10% para amostras de tamanho entre 100 e 300; e 10% (ou menor) para amostras maiores.

66. Um conjunto V de variáveis é dito causal suficiente se qualquer causa comum de duas ou mais variáveis em V está em V . O TETRAD tem um viés para exclusão de relação causal presente no dado. De modo a contornar essa limitação, o programa sugere que um nível de significância de 20% deva ser usado.

Ademais, pode ser demonstrado que, neste último caso, as estatísticas t para os coeficientes individuais são assintoticamente normais.

A seguir, com base na matriz de covariância dos resíduos do VAR, os GADs detectaram nove representações válidas de causalidade contemporânea. As relações derivadas dos GADs entram em A_0 como restrições que ajudam no processo de identificação desta matriz, tal como definido anteriormente. No apêndice A, é mostrado como aplicar a ordenação causal obtida dos GADs para identificar a matriz A_0 . As relações de causalidade identificadas com base nos GADs são as seguintes:

(1) $FIMOB \rightarrow PRIMOV$, (2) $INDCC \rightarrow IPCA$, (3) $INDCC \rightarrow RENDA$,

(4) $IPCA \rightarrow RENDA$, (5) $PRIMOV \rightarrow IPCA$, (6) $REND A \rightarrow IPCA$

(7) $SELIC \rightarrow FIMOB$, (8) $SELIC \rightarrow PRIMOV$ e (9) $INAD \rightarrow FIMOB$

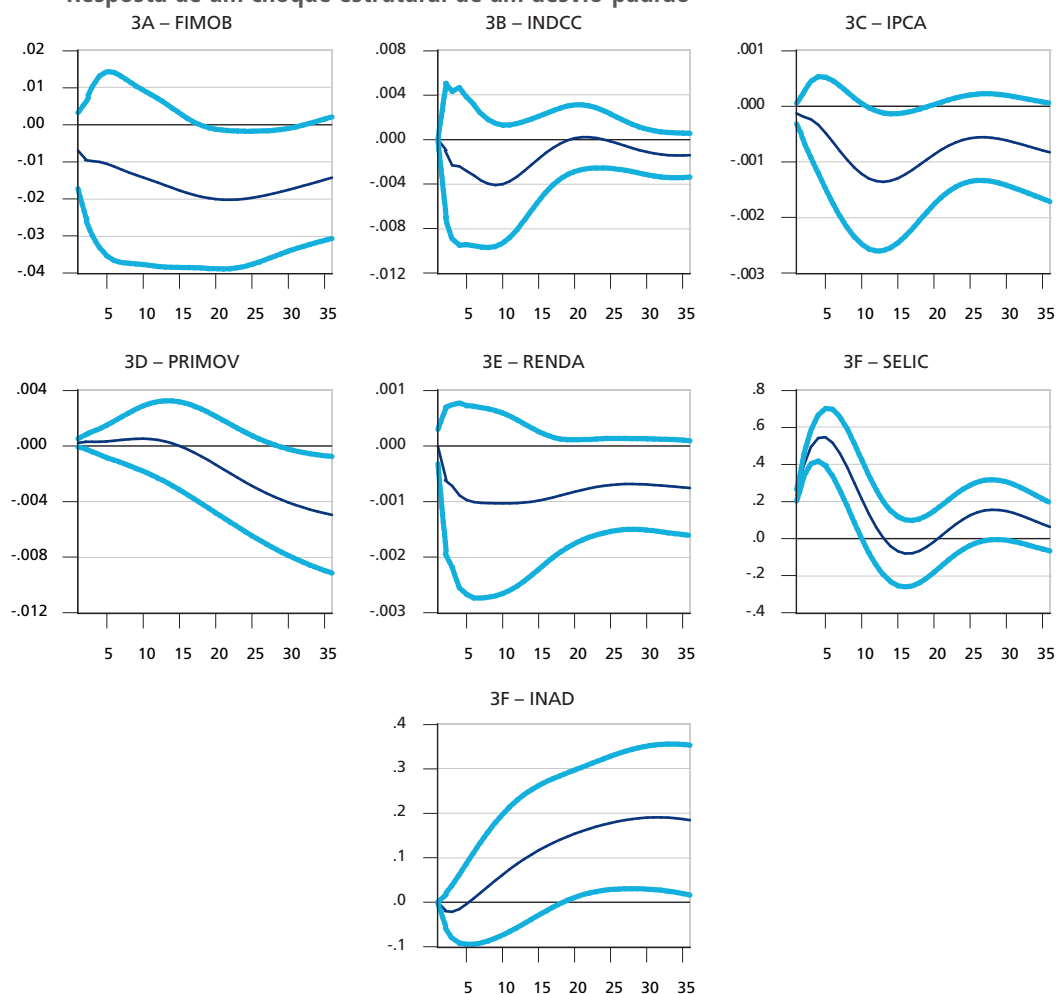
As funções impulso-resposta (FRIs) de um choque monetário contracionista, representado por um aumento inesperado da *SELIC* do tamanho de um desvio-padrão para um horizonte de tempo de 36 meses, com base na identificação advinda dos GADs, são mostradas no gráfico 3. Inicialmente, é interessante notar que com relação ao *IPCA* não ocorre o chamado *price puzzle*.⁶⁷ Ao contrário, esta variável mostra uma queda forte e continuada. O mesmo acontece com a variável *REND A*. No que se refere à *Selic*, nota-se que o choque tem efeito transitório sobre a taxa nominal de juros, tal como aparece em Bernanke e Gertler (1995).

Será feita agora a análise das FRIs das variáveis representativas do setor imobiliário. De acordo com os resultados, um choque contracionista de política monetária produz

67. O *price puzzle* ocorre quando o nível de preço aumenta em decorrência de um choque monetário. A literatura tradicional assinala que respostas a determinados choques inconsistentes com a teoria, tal como o *price puzzle*, indicariam, a princípio, que o modelo está mal especificado. Contudo, esta visão não é unânime na literatura. Pode-se argumentar ainda que, diferentemente do que coloca a corrente tradicional, é o canal de custo da política monetária que faz com que os preços e a taxa de juros nominal reajam na mesma direção, depois de um choque de política monetária. Quando o Banco Central eleva a taxa de juros, alguns custos aumentam, tendendo a causar um aumento na taxa de inflação. Este efeito do lado da oferta pode coexistir e dominar o tradicional efeito do lado da demanda (Rabanal, 2007). No modelo VAR estrutural usado por Bernanke e Gertler (1995) para extrair os fatos estilizados decorrentes de um choque monetário, o *price puzzle* se perpetua em um horizonte de doze meses.

o efeito negativo sobre todas as variáveis do setor. As concessões de crédito habitacional (*FIMOB*) e o produto industrial da construção civil (*INDCC*) registram queda, enquanto a inadimplência (*INAD*) aumenta. Todas as IRFs destas variáveis demonstram forte persistência com relação à média durante todo o horizonte temporal. No que se refere ao preço dos imóveis (*PRIMOV*), apesar do efeito ser, na média, levemente positivo ou próximo de 0 durante os primeiros quinze meses, a partir desta datação, existe uma reversão forte, prevalecendo uma tendência de queda acentuada do preço dos imóveis. Assim, tais resultados corroboram o fato de que um aumento na taxa de juros pode ter um forte impacto sobre o mercado imobiliário no Brasil.

GRÁFICO 3

Resposta de um choque estrutural de um desvio-padrão

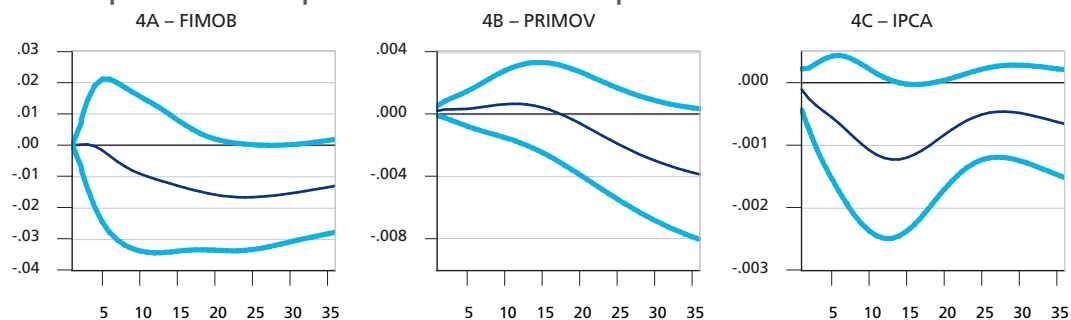
Elaboração do autor.

Combinando os efeitos registrados nas variáveis macroeconômicas com as variáveis relacionadas ao mercado imobiliário, a seguinte interpretação pode ser dada. Um choque na taxa de juros induz a queda do produto interno bruto (PIB), levando à queda na inflação. Também, o aumento da taxa de juros provoca o aumento da inadimplência. Todos estes efeitos atuam em conjunto para provocar queda no preço dos imóveis, o que ocorre de modo defasado. O aumento na inadimplência pode se dar por dois motivos principais. O possível aumento do desemprego, por força da retração do PIB, em conjunto com a elevação da taxa de juros, leva à redução da capacidade de honrar as hipotecas. Existe ainda o caso dos especuladores que entraram no mercado com o intuito de repasse na expectativa do aumento contínuo do preço dos imóveis, o que terá termo frente ao aumento da taxa de juros e seus desdobramentos.

De modo a testar a robustez do modelo deste estudo, refez-se o exercício do VAR estrutural, substituindo-se a variável *INDCC* pelo PIB. Os resultados das FRIs são mostrados no gráfico 4. Além disso, o mesmo exercício para o VAR estrutural é feito substituindo a variável *REND*A pela taxa de desemprego (*DESP*). As FRIs deste exercício aparecem no apêndice D. Em nenhum destes exercícios para validar a robustez do modelo, observou-se alteração qualitativa dos resultados.⁶⁸

GRÁFICO 4

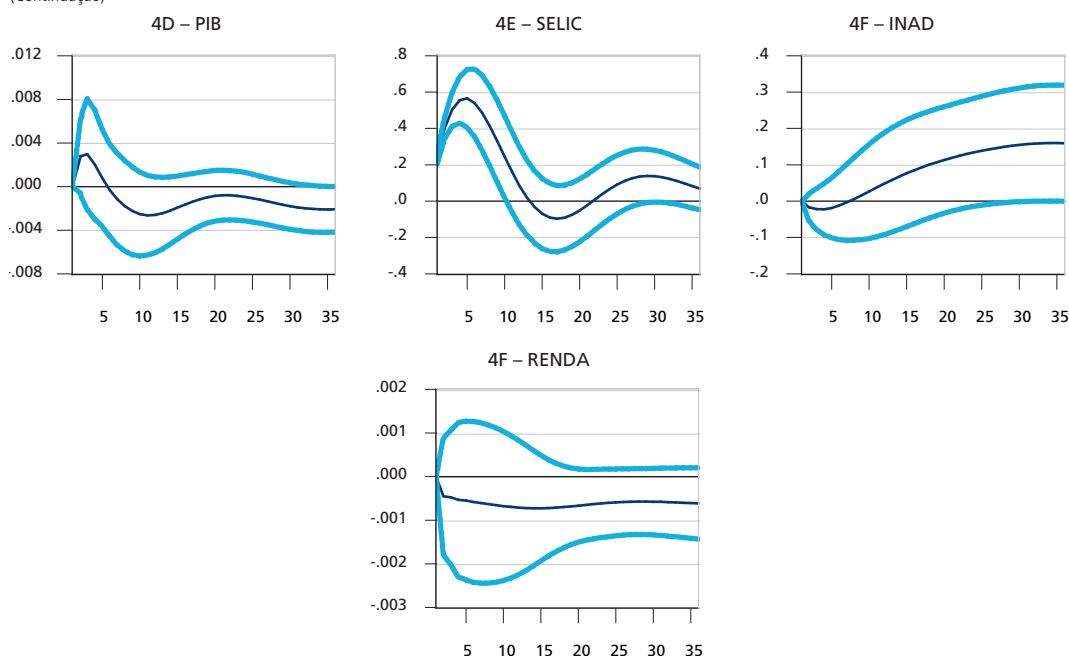
Resposta de um choque estrutural de um desvio-padrão da Selic



(Continua)

68. Por economia, são omitidas as relações de causalidade contemporânea indicadas pelos GADs, que podem ser informadas pelos autores mediante contato.

(Continuação)



Elaboração do autor.

6 COMENTÁRIOS FINAIS

Este estudo tem como objetivo analisar os determinantes da demanda por crédito imobiliário no Brasil, assim como verificar o efeito que um choque restritivo de política monetária poderá ter sobre o setor imobiliário. Com base nos resultados obtidos, podem-se extrair os seguintes resultados. Primeiro, os resultados parecem estar em concordância com outros estudos que mostram que as variáveis ligadas a preço, como a taxa de financiamento e o preço dos imóveis, são os fatores mais importantes para explicar a demanda por hipoteca. Segundo, observa-se ainda a ocorrência de causalidade reversa entre as concessões de crédito e preço dos imóveis, no sentido de existir um processo de realimentação no qual a demanda por crédito influencia também o preço do imóvel. Terceiro, com base no modelo de mudança de regime tipo *Markov switching*, pode-se verificar que a demanda por crédito imobiliário tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde 2003, um regime ligado à fase recessiva, sendo que os dois outros estão atrelados à fase expansiva do ciclo de crédito.

O ciclo de expansão que tem início ao final de 2005 é marcado pela alternância de dois regimes. O regime que se concentra do final de 2005 até o início de 2009 foi impulsionado por fatores pró-mercado decorrentes de mudanças na legislação, crescimento da economia, aumento da renda real etc. A partir de 2009, a situação se altera, passando a prevalecer um regime no qual a expansão do crédito é mais motivada por ações de medidas anticíclicas adotadas pelo governo federal com o intuito de mitigar os efeitos da crise de 2007-2008. A fase recessiva do ciclo de crédito é ligada a um único regime que se estende do início da amostra até 2005, retornando por volta de março de 2012, quando a série de concessões de crédito parece se desacelerar.

Por fim, em um segundo estágio, o modelo VAR estrutural é aplicado com propósito de avaliar o efeito de um choque de política monetária sobre a demanda por crédito imobiliário. De acordo com os resultados, um choque contracionista de política monetária produz o efeito negativo sobre todas as variáveis importantes ligadas ao setor imobiliário. Assim, observa-se a queda acentuada e contínua da demanda por crédito imobiliário, do preço dos imóveis e do produto da construção civil, assim como o aumento da inadimplência. Isto pode ser um indício de que um aumento na taxa de juros pode provocar uma forte retração no mercado imobiliário no Brasil.

REFERÊNCIAS

ANDREWS, D. W. K.; MOREIRA, M. J.; STOCK, J. H. Optimal two-sided invariant similar tests for instrumental variables regression. *Econometrica*, v. 74, n. 3, p. 715-52, 2006.

ARAÚJO, V. L. **Preferência pela liquidez dos bancos públicos no ciclo de expansão do crédito no Brasil: 2003-2010**. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.717). Disponível em: <<http://goo.gl/ghpBfP>>.

ARTLE, R.; VARAIYA, P. Life cycle consumption and homeownership. *Journal of economic theory*, v. 18, n. 1, p. 38-58, 1978.

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

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

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Evolução dos valores de imóveis residenciais no Brasil**. Relatório de estabilidade financeira. Mar. 2013.

BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.

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

BESSLER, D. A.; LEE, S. Money and prices: U.S. data 1869-1914. **Empirical economics**, v. 27, n. 3, p. 427-446, 2002.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly journal of economics**, v. 117, n. 4, p. 1.329-1.368, 2002.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. Are All Business Cycles Alike? *In*: GORDON, R. (Ed.). **The American business cycle: continuity and change**. Chicago: University of Chicago Press, 1986. p. 123-156.

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

BRUECKNER, J. K.; FOLLAIN, J. R. The rise and fall of ARM: an econometric analysis of mortgages choice. **Review of economic and statistics**, v. 70, p. 93-102, 1988.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKÁ, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR Models. **Revista brasileira de economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary policy shocks: what have learned and to what end? *In*: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of macroeconomics**. v. IA, p. 65-148, 1999.

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

COOK, S. Spurious rejection by cointegration tests incorporating structural change in the cointegrating relationship. **Applied economics letters**, v. 11, p. 879-884, 2004.

DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 64, p. 247-254, 1977.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of royal statistical society**, v. 39, p. 1-38, 1977.

DEMIRALP, S.; HOOVER, K. Searching for the causal structure of a vector autoregression. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 65, p. 745-767, 2003. Supplement.

DHILLON, U. S.; SHILLING, J. D.; SIRMANS, C. F. Choosing between fixed and adjustable-rate mortgages. **Journal of money credit and banking**, v. 19, p. 260-267, 1987.

EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. Understanding the effects of a shock to government purchases. **Review of economic dynamics**, v. 2, p.166-206, 1999.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

FACKLER, P. Vector autoregressive techniques for structural analysis. **Análise econômica**, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.

FATAS, A.; MIHOV, I. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. **Moneda y credito**, n. 211, 2001a.

_____. **The effects of fiscal policy on consumption and employment**: theory and evidence. INSEAD, 2001b. Mimeografado.

FIPE – FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS. **Índice Fipezap de preços de imóveis anunciados**: notas metodológicas. São Paulo, 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/7pLi6o>>.

HAMILTON, J. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

_____. A Quasi-Bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions. **Journal of business and economic statistics**, v. 9, n. 1, p. 27-39, 1991.

_____. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1993.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard assumptions: testing the markov switching model of GDP. **Journal of applied econometrics**, v. 7, p. S61-S82; erratum (1996), n. 11, p. 195-198, 1992.

JONES, L.; MILLER, N. G.; RIDDIOUGH, T. Residential mortgage choice: does the supply side matter. **Journal of housing economics**, v. 4, p. 71-90, 1995.

JUDGE, G. *et al.* **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York: John Wiley and sons, 1982.

KAHN, G. A. The changing interest sensitivity of the U. S. economy. **Economic review**, Federal Reserve Bank of Kansas, p. 13-34, Nov. 1989.

KIM, C. Markov-switching models with endogenous explanatory variables. **Journal of econometrics**, v. 122, n.1, p. 127-136, 2004.

KIM, C.; NELSON, C. **State-space models with regime switching**: classical and Gibbs-sampling approaches witch applications. Cambridge: MIT Press, 1999.

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

KROLZIG, H. M. M. **Switching vector autoregressions**: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

LEIBWITZ, S. J. **Anatomy of a train wreck**: causes of the mortgage meltdown. The Independent Institute, 2008. (Independent policy report).

LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. **Applied economics**, v. 35, p. 1.117-1.121, 2003.

MA, A. GMM Estimation and the New Phillips Curve. **Economic letters**, v. 76, p. 411-417, 2002.

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

MCCARTHY, J.; PEACH, R. W. Monetary policy transmission to residential investment. **Economic policy review**, Federal Reserve Bank of New York, p. 139-158, 2002.

MISHKIN, F. S. **Housing and monetary transmission mechanism**. NBER, Oct. 2007. (Working Paper, n. 13.518).

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

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

NOH, J.; KIM, T. Behaviour of cointegration tests in the presence of structural breaks in variance. **Applied economics letters**, v. 10, p. 999-1002, 2003.

NOTHAFT, F. E.; WANG, G. H. Determinants of the ARM share of national and regional lending. **Journal of real state and finance**, v. 5, p. 219-234, 1991.

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

PESARAN, M. H.; TAYLOR, L. W. Diagnostic for IV regressions. **Oxford bulletin of economics & statistics**, v. 61, n. 2, p. 255-281, 1999.

POZDENA, R. J. Do interest rates still affect housing? **Economic review**, Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 3-14, Summer 1990.

RABANAL, P. Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model. **Journal of economic dynamics and control**, v. 31, p. 906-937, Mar. 2007.

RYDING, J. Housing finance and the transmission of monetary policy. **Quarterly review**, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1990.

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

SIMS, C. Are forecasting models usable for policy analysis? Federal Reserve Bank of Minneapolis. **Quarterly review**, p. 1-16, Winter 1986.

_____. **Drifts and breaks in monetary policy**. New Jersey: Princeton University, 1999.

_____. **Stability and instability in US monetary policy behavior**. New Jersey: Princeton University, 2001.

_____. Hidden Markov chain models. **Lecture notes**, New Jersey: Princeton University, 2005.

SPIRITES, P.; GLYMOUR, C.; SCHEINES, R. **Causation, prediction, and search**. Springer-Verlag, 1993. (Lecture Notes in Statistics, n. 81).

_____. **Causation, prediction, and search**. 2nd. ed. MIT Press, 2000.

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

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

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

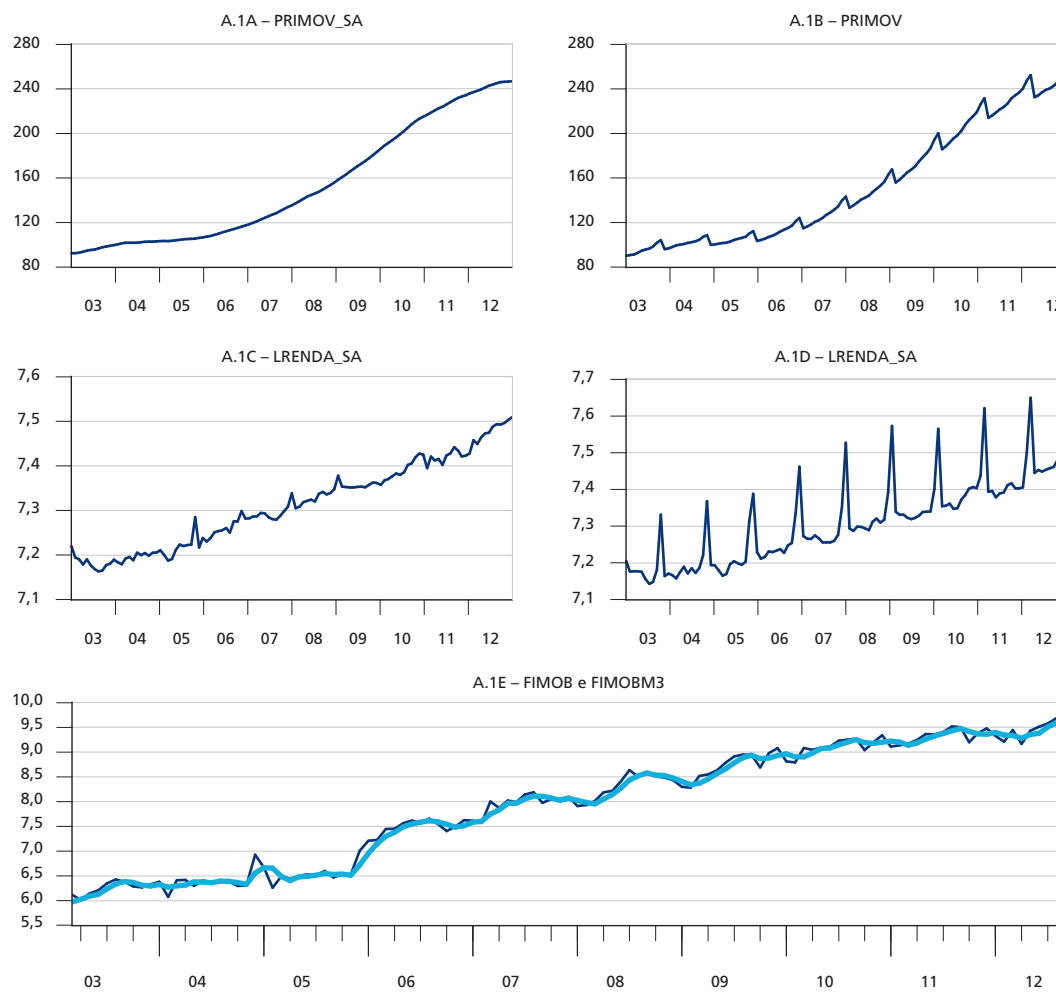
SWANSON, N.; GRANGER, C. Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 92, n. 437, p. 357-367, 1997.

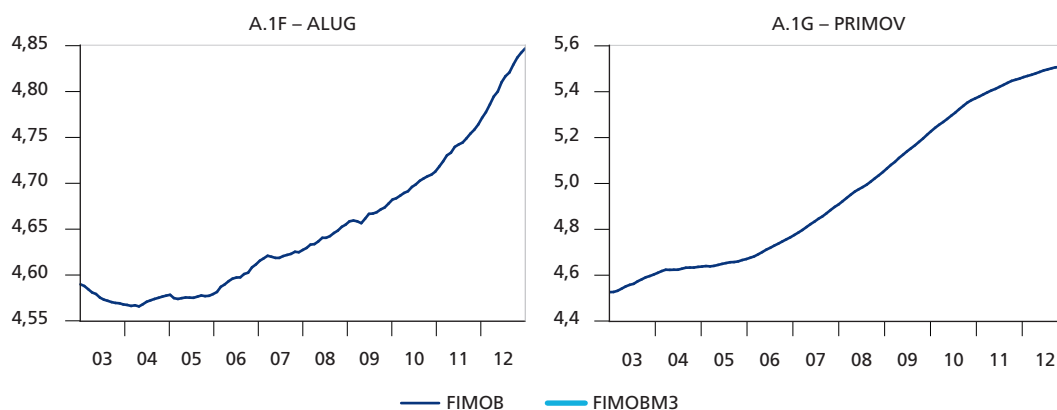
UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. **Journal of monetary economics**, v. 52, p. 381-119, 2005.

APÊNDICES

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1
Variáveis da regressão





Obs.: valores em log.

APÊNDICE B

DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

SELIC: Taxa de juros mensal nominal de curto prazo. Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).

FIMOB: Concessões de financiamento para aquisição de imóveis residenciais novos e usados feitas no Sistema Financeiro de Habitação (SFH). Fonte: BCB.

INAD: Inadimplência acima de três meses dos financiamentos imobiliários concedidos pelo SFH. Fonte: BCB.

INDCC: Índice do produto industrial da construção civil. Fonte: IBGE.

DESP: Taxa de desemprego aberto de trinta dias (DESBR) que é divulgada pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Fonte: IBGE.

REND: Renda média do trabalho principal. Fonte: IBGE.

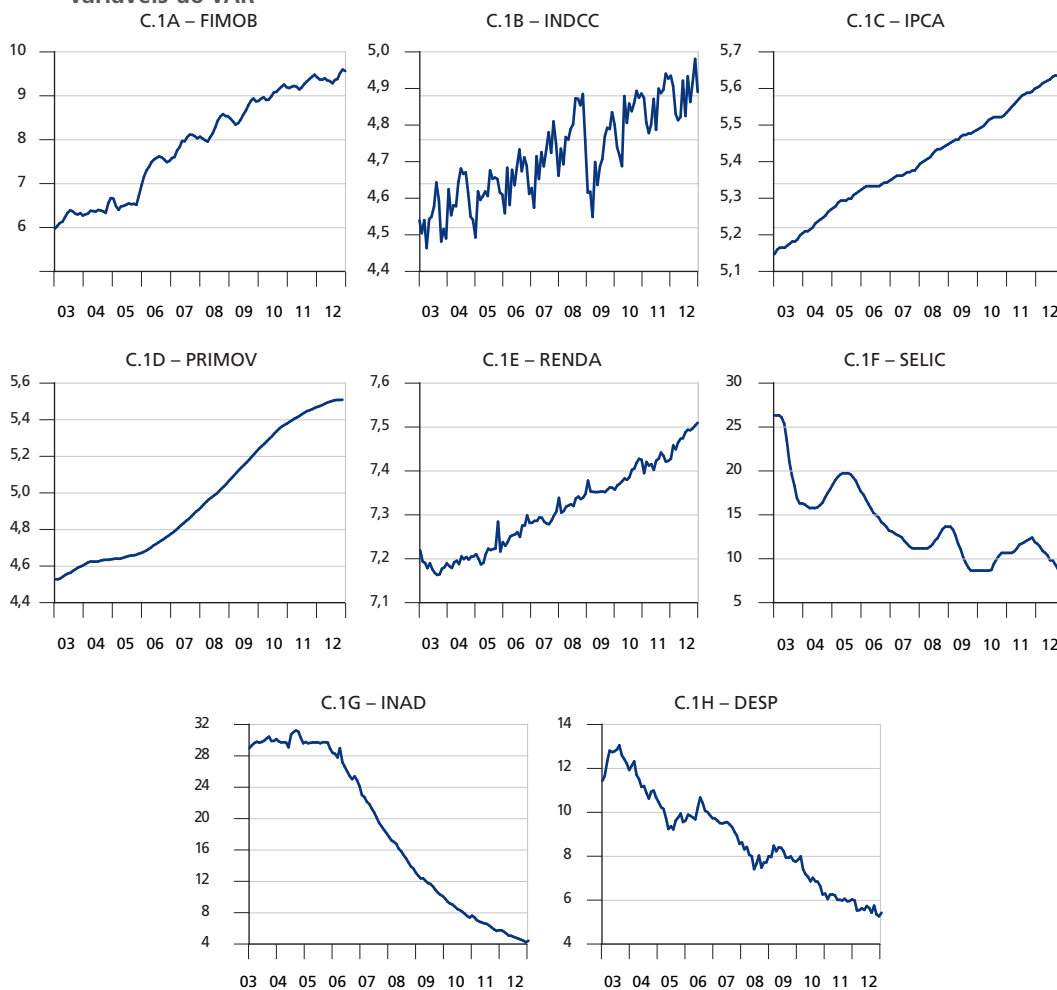
PRIMOV: Índice de Valores de Garantia de Imóveis Residenciais Financiados (IVG-R). Fonte: BCB.

ALUG: Índice do subitem aluguel dentro do item habitação do IPCA. Fonte: IBGE.

INCC: Índice Nacional do Custo da Construção – geral. Fonte: Fundação Getúlio Vargas.

APÊNDICE C

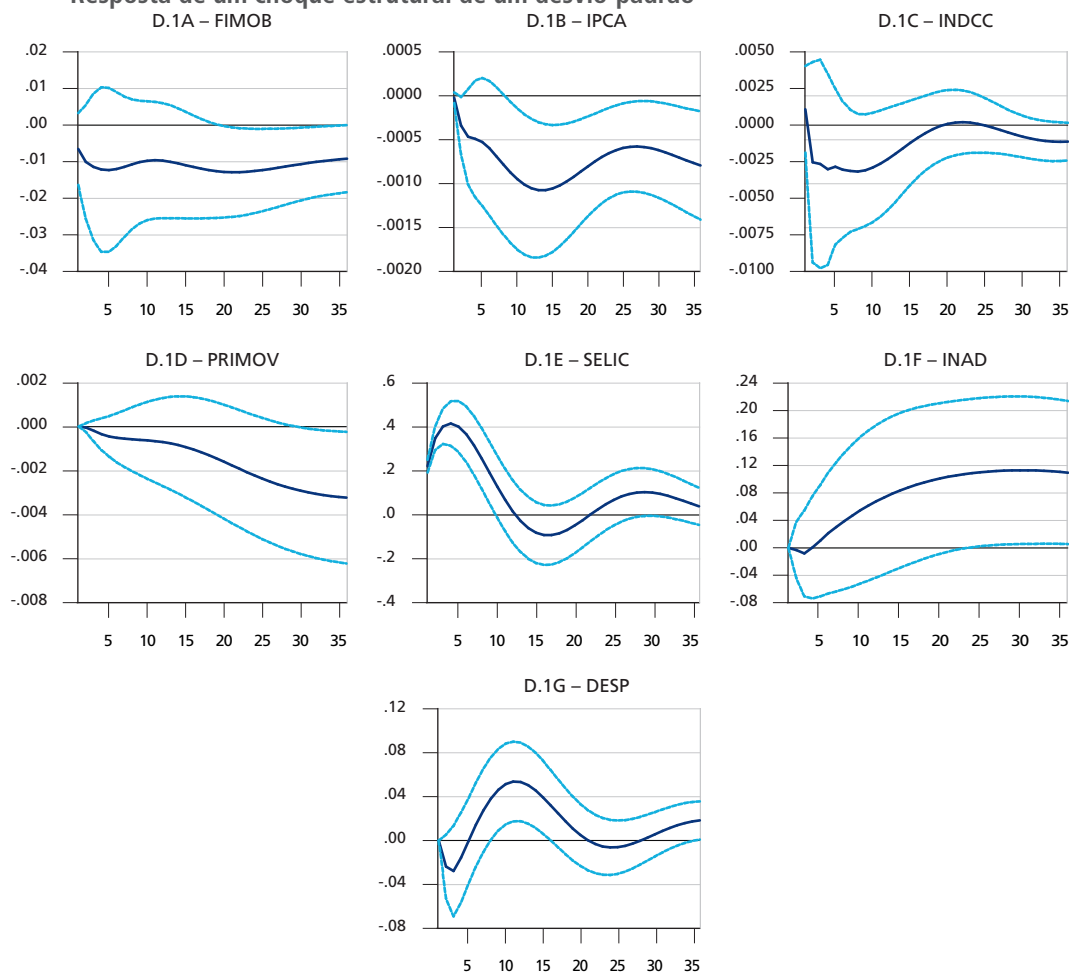
GRÁFICO C.1
Variáveis do VAR



APÊNDICE D

GRÁFICO D.1

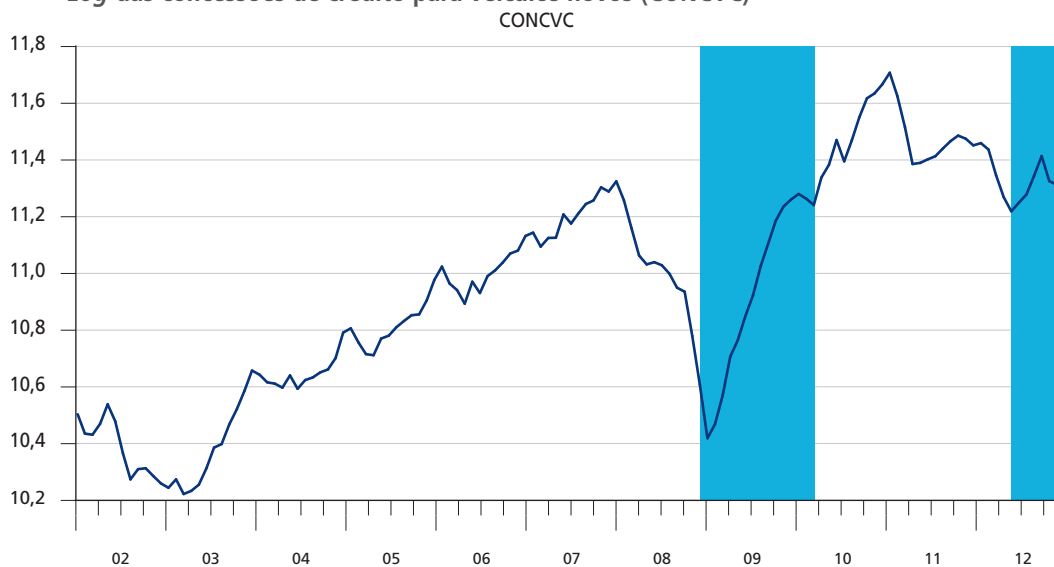
Resposta de um choque estrutural de um desvio-padrão



APÊNDICE E

GRÁFICO E.1

Log das concessões de crédito para veículos novos (CONCVC)



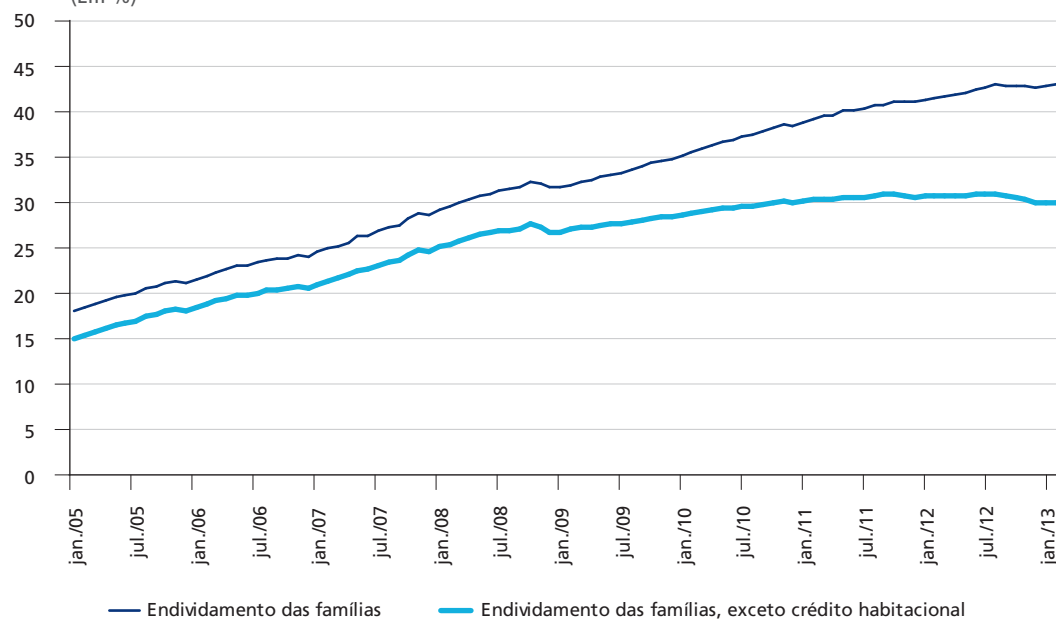
Fonte: Banco Central do Brasil.

APÊNDICE F

GRÁFICO F.1

Endividamento das famílias em relação à renda acumulada em doze meses

(Em %)



Fonte: Banco Central do Brasil.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Laetícia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Karen Aparecida Rosa (estagiária)

Luana Signorelli Faria da Costa (estagiária)

Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Diego André Souza Santos

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

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

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

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

