

# Política Monetária e Preços dos Imóveis no Brasil: Uma análise a partir de um modelo DSGE\*

MARCELO EDUARDO ALVES DA SILVA<sup>†</sup>

CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA<sup>‡</sup>

**Sumário:** 1. Introdução; 2. O comportamento recente dos preços dos imóveis no Brasil; 3. Estimação da função de reação do Banco Central; 4. Modelo DSGE; 5. Estimação do Modelo DSGE; 6. Conclusão; Apêndice A. Estimação FIML do modelo estrutural; Apêndice B. Distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros; Apêndice C. Funções de resposta à impulso.

**Palavras-chave:** Preços das Habitações, GMM, DSGE, Política Monetária.

**Códigos JEL:** E52, E58, E44.

Este artigo avalia se o comportamento recente do Banco Central do Brasil sugere que a política monetária tem reagido a mudanças nos preços das habitações. Para responder a esta questão, utilizam-se duas estratégias. Num primeiro momento, são estimadas funções de reação utilizando métodos de equações simples por meio de Mínimos Quadrados Ordinários, Métodos dos Momentos Generalizados e *Full Information Maximum Likelihood*. Em um segundo momento, utiliza-se um método de informação completa Bayesiano para estimar funções de reação do banco central dentro de um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral. Os resultados sugerem que os preços das habitações tem entrado explicitamente no processo decisório da política monetária no Brasil.

*This paper evaluates whether the recent behavior of the Brazilian Central Bank suggests that monetary policy has reacted to changes in housing prices. To answer this question, two strategies are implemented. Initially, we estimate central bank reaction functions using simple equations methods by Ordinary Least Squares, Generalized Methods of Moments and Full Information Maximum Likelihood. In a second step, we use Bayesian complete information method to estimate central bank reaction functions within a Dynamic Stochastic General Equilibrium model. The results suggest that housing prices have explicitly entered in the decision making process of monetary policy in Brazil.*

\*Somos gratos aos participantes dos Seminários no PPGE/UFRGS e no PIMES/UFPE, em especial agradecemos os comentários de Marcelo Portugal e Nelson Santos. Agradecemos ainda os valiosos comentários e sugestões de um parecerista anônimo. Erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Os autores agradecem ainda o suporte financeiro da Fundação de Amparo a Ciência e Tecnologia do Estado de Pernambuco – FACEPE.

<sup>†</sup>Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco e PIMES/UFPE. Email: [marcelo.easilva@ufpe.br](mailto:marcelo.easilva@ufpe.br)

<sup>‡</sup>Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba Email: [cassiobesarría@ccsa.ufpb.br](mailto:cassiobesarría@ccsa.ufpb.br)



## 1. INTRODUÇÃO

Flutuações acentuadas nos preços dos ativos não são necessariamente uma novidade na economia, ao menos desde o século 17, com a bolha nos preços das tulipas, têm-se notícias de períodos de “boom-busts” nos preços dos ativos e de suas consequências adversas sobre a dinâmica macroeconômica.<sup>1</sup> O caso mais recente, no entanto, a crise Subprime nos Estados Unidos, reacendeu o debate sobre como a política monetária deve se comportar em períodos de rápida expansão nos preços dos ativos e que medidas deveriam ser adotadas não apenas para reduzir os impactos adversos, mas também para prevenir que tais períodos de “boom-busts” nos preços dos ativos ocorram.

O caso brasileiro, em particular, desperta interesse pelos aumentos expressivos observados nos preços dos imóveis nos últimos anos, o que levanta questões sobre seus impactos sobre a economia e sobre como a política monetária deveria se comportar (ou tem se comportado) diante deste cenário.<sup>2</sup> Embora a questão normativa seja importante, este artigo toma uma perspectiva positiva, investigando se, e em que medida, o banco central brasileiro tem reagido diante do comportamento recente nos preços das habitações. Para alcançar este objetivo são utilizadas duas estratégias principais. A primeira, seguindo uma relativamente longa tradição na literatura, são estimadas funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão dos preços das habitações, como um dos argumentos da equação. A segunda estratégia segue uma abordagem mais recente de se utilizar modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE) para se estimar funções de reação e com isto produzir inferências sobre o comportamento da política monetária (Lubik & Schorfheide, 2007; Finocchiaro & Von Heideken, 2013).

A essência da interação entre o canal do mercado habitacional na transmissão da política monetária está pautada nos estímulos que são criados devido à expansão nos preços das habitações e os consequentes efeitos sobre o consumo das famílias e, por conseguinte, na inflação. O aumento nos preços das habitações se traduz não apenas em aumentos na riqueza das famílias, mas também pode significar um alívio nas restrições de colateral, ampliando a capacidade de endividamento das famílias e, por conseguinte, em aumento no consumo das mesmas. Com isso, quanto maior a sensibilidade das decisões de consumo das famílias em relação ao efeito riqueza e à flexibilização das restrições de financiamento, mais vulneráveis essas estarão a mudanças nos preços das habitações.

Neste contexto, os preços dos ativos são muitas vezes vistos pelos bancos centrais como uma variável importante, com capacidade de influenciar a dinâmica macroeconômica e, em particular, a inflação. Uma questão igualmente crucial, no entanto, é saber se os bancos centrais deveriam reagir explicitamente a alterações nos preços dos ativos. A literatura iniciou esta discussão a partir da formulação de regras de taxas de juros que diferiam da versão original de Taylor (1993) ao incluir novos elementos, desde à inclusão de expectativas de inflação à incorporação de variáveis que representassem o comportamento do mercado de ativos.

Em relação à inclusão dos preços dos ativos, esse não é um debate recente e não há consenso quanto à resposta da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos. Há autores como Cecchetti, Genberg, Lipsky & Wadhvani (2000), Goodhart & Hofmann (2000), Filardo (2000), Filardo (2001), Dupor (2002), e Roubini (2006), que são favoráveis a uma resposta ativa do banco central às flutuações nos preços dos ativos.

A principal razão é que uma expansão acentuada nos preços dos ativos provocaria distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda agregada. Desta forma, ao responder a flutuações nos preços dos ativos, o banco central minimizaria tais distorções.

<sup>1</sup>Ao longo da história, diversos outros episódios de períodos de “boom-busts” nos preços dos ativos foram observados. O Japão em 1980, a DotCom (1995), a imobiliária nos Estados Unidos (2002–2006) e a Subprime mais recentemente.

<sup>2</sup>É importante destacar, que não estamos afirmando que o caso brasileiro se constitui uma bolha imobiliária. As evidências até o momento não são suficientes para concluir nesta direção. Ver, por exemplo, Besarria, Paes & Silva (na gráfica).

Por outro lado, autores como [Bernanke, Gertler & Gilchrist \(1999\)](#), [Vickers \(2000\)](#), [Bernanke & Gertler \(2001\)](#), [Borio & Lowe \(2002\)](#), e [Kuttner \(2011\)](#) são contra a resposta *explícita* da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos financeiros. [Bernanke et al. \(1999\)](#) argumentam que a política monetária por si só não é capaz de conter os efeitos nocivos da volatilidade nos preços dos ativos financeiros. Além disto, dada a maior volatilidade dos preços dos ativos *vis-à-vis* a inflação e o produto real, responder ativamente a mudanças nos preços dos ativos, poderia implicar em maior volatilidade da taxa de juros e, conseqüentemente, esta se tornaria mais uma fonte de instabilidade na economia.

A combinação ótima, se assim podemos afirmar, seria direcionar a taxa de juros, como instrumento principal da política monetária, para desvios da inflação esperada da meta de inflação e para o hiato do produto, e associar a ela medidas regulatórias direcionadas a evitar flutuações excessivas nos preços dos ativos. Se, por um lado, num regime de metas de inflação, a política monetária tenderia a conduzir a economia em direção à estabilidade macroeconômica — visto que, ao reagir à inflação esperada e ao hiato do produto, a taxa de juros seria capaz de acomodar as pressões inflacionárias ou deflacionárias causadas por elevações ou reduções nos preços dos ativos — por outro, para evitar o crescimento excessivo dos preços dos ativos e seu conseqüente impacto sobre a demanda agregada, a autoridade monetária deveria adotar uma postura regulatória mais firme por meio de políticas macroprudenciais. Desta forma, não haveria a necessidade de tentar controlar as flutuações nos preços dos ativos através de mudanças nas taxas de juros.

No contexto brasileiro, a preocupação com os preços dos ativos é recente, visto que grande parte do debate sobre o papel da política monetária no Brasil esteve voltado para o controle inflacionário. No entanto, pode ser verificada a partir dos trechos presentes na 139ª ata do Copom de dezembro de 2008, onde, no contexto da crise financeira mundial, torna-se explícita a preocupação em um possível repasse inflacionário e desestabilização financeira oriunda da volatilidade no preço dos ativos:

*(...), o Copom avalia que, particularmente no curto prazo, o principal risco para a dinâmica inflacionária deriva da trajetória dos preços de ativos brasileiros, em meio a um processo de estreitamento das fontes de financiamento externo.*

Outro exemplo claro pode ser observado na 172ª reunião, de janeiro de 2013:

*O Copom avalia que a demanda doméstica tende a se apresentar robusta, (...), em grande parte devido aos efeitos de fatores de estímulo, como o crescimento da renda e a expansão moderada do crédito. (...) Esses elementos e os desenvolvimentos no âmbito parafiscal e no mercado de ativos são partes importantes do contexto no qual decisões futuras de política monetária serão tomadas, com vistas a assegurar a convergência tempestiva da inflação para a trajetória de metas.*

Os trechos das atas, portanto, indicam uma certa preocupação da autoridade monetária com o comportamento dos preços dos ativos e sua influência sobre a demanda agregada e a dinâmica inflacionária. Este artigo objetiva, portanto, investigar até que ponto esta preocupação da autoridade monetária, conforme ilustrada nos trechos das atas acima, tem-se traduzido em uma resposta direta das taxas de juros a alterações nos preços dos ativos, em particular, dos preços das habitações.

Relacionado a este estudo, destacam-se [Minella, Freitas, Goldfajn & Muinhos \(2003\)](#); [Policiano & Bueno \(2006\)](#); [Borges Filho \(2006\)](#); [Klein \(2007\)](#); e [Furlani, Portugal & Laurini \(2010\)](#). No entanto, nenhum destes estudos trata diretamente dos preços das habitações, sendo esta, portanto, uma das contribuições deste artigo. Uma contribuição secundária é que, diferentemente de grande parte dos estudos anteriores, que procederam com a estimação de funções de reação a partir de métodos de equações simples (*single equation estimation*), este estudo irá estimar as funções de reação no contexto de modelos DSGE, tal como



ocorreu nos estudos propostos por [Smets & Wouters \(2007\)](#); [Lubik & Schorfheide \(2007\)](#); e [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#).<sup>3</sup>

Os resultados das estimações tanto do modelo de equação simples quanto do modelo DSGE apontam para o fato de que o banco central tem reagido explicitamente a alterações nos preços das habitações no Brasil em anos recentes. A comparação da densidade marginal dos dados e da *posterior odds ratio* entre o modelo que incorpora explicitamente os preços dos ativos e um modelo que inclui uma versão mais “tradicional” da função de reação do banco central indica que o primeiro é melhor suportado pelos dados brasileiros. Portanto, os preços das habitações (e de outros ativos) tem sido considerado por parte do banco central no seu processo decisório da política monetária, conforme as citações acima parecem indicar.

Além desta introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. Na [seção 2](#) é apresentada uma descrição do comportamento recente do mercado habitacional brasileiro. A [seção 3](#) apresenta a estimação da função de reação do Banco Central, por meio dos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO), método dos momentos generalizados (GMM) e *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). A [seção 4](#) apresenta o modelo DSGE. A [seção 5](#) discute a estratégia de estimação dos parâmetros estruturais do modelo DSGE, assim como, os principais resultados da estimação. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

## 2. O COMPORTAMENTO RECENTE DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO BRASIL

A crise Subprime, originada nos Estados Unidos e que teve repercussões no mundo inteiro, desencadeou uma série de políticas de estímulos na economia brasileira, com o objetivo de reduzir os impactos adversos da crise. Reduções dos impostos sobre Produtos Industrializados (IPI) e Operações Financeiras (IOF), estímulo ao crédito nos bancos públicos, política monetária expansionista, e políticas direcionadas ao mercado habitacional foram implementadas no período pós-crise e ajudaram na recuperação da economia brasileira em um primeiro momento. Em particular, pode-se argumentar que o setor habitacional deu sua parcela de contribuição para a relativa estabilidade econômica no período pós-crise. Os investimentos realizados neste setor provocaram uma espécie de efeito multiplicador em vários segmentos da atividade econômica, tais como: indústria de aço e cimento, móveis planejados, mercado de trabalho, tributos, dentre outros.

A implantação do programa “Minha Casa, Minha Vida”, por exemplo, contribuiu positivamente para o relativo bom desempenho do setor da construção civil e que, certamente, reverberou efeitos positivos sobre a geração de renda, emprego e arrecadação governamental. Conforme descrito no relatório [FGV Projetos \(2014\)](#), os investimentos concluídos por este Programa abriu, diretamente, um total de 1,2 milhão de novos postos de trabalho, uma média de 244 mil por ano, que representou 23% do total de admitidos no segmento de edificações entre outubro de 2009 e junho de 2014 e 9% de todos os postos abertos no setor da construção no mesmo período. Além disso, gerou R\$17,8 bilhões em tributos arrecadados diretamente da construção e outros R\$15,7 bilhões da produção das demais atividades econômicas.

Esse melhor desempenho relativo do setor de construção civil e o da economia como um todo no período recente fica evidente quando se compara o crescimento do PIB agregado com o PIB da construção civil.

A [Tabela 1](#) mostra que, à exceção do ano de 2014, a construção civil cresceu a taxas superiores em relação ao agregado e contribuiu para o bom desempenho da economia brasileira nos anos recentes. Este melhor desempenho relativo ajudou a ampliar a participação deste setor no PIB, saindo de 5%, em 2009, para 7%, em 2012. Tal como destacou [Garcia \(2010\)](#), se incluirmos a produção de material

<sup>3</sup>Uma exceção é [Furlani et al. \(2010\)](#) que estima um modelo DSGE para avaliar se o banco central brasileiro responde a alterações na taxa de câmbio.

**Tabela 1.** Taxa de variação – Setores e construção civil.

	Indústria	Construção Civil	Agropecuária	Serviços	PIB
2011	4,1	8,3	5,6	3,4	3,9
2012	0,1	2,8	-2,5	2,4	1,8
2013	1,8	4,7	7,9	2,5	2,7
2014	-1,2	-2,6	0,4	0,7	0,1

Notas: Elaboração própria com base nos dados do IBGE, Sistema de Contas Nacionais/IBGE.

de construção, definido como “*construbusiness*”, o setor representou cerca de 9% do PIB nacional e respondeu por 52,5% da formação bruta de capital fixo do país em 2014. Estes são dados interessantes e revelam a importância deste setor.

Decerto o setor da construção civil como um todo cresceu alimentado pela expansão da renda e do crédito destinado à aquisição e construção de habitações. Conforme descrito na análise setorial realizada pelo Banco Central, de outubro de 1994 a dezembro de 2014, foram concedidos financiamentos para construção de mais de 1,5 milhão de unidades. Nesse mesmo período, foi também financiada a aquisição de mais de 2 milhões de imóveis prontos. O valor total dos financiamentos concedidos foi de aproximadamente R\$490 bilhões.

Além disso, tal como salientou [FGV Projetos \(2007\)](#), mudanças no âmbito da legislação, que reduziram os entraves institucionais e jurídicos, contribuíram para o desenvolvimento do mercado habitacional.<sup>4</sup>

É importante observar que as mudanças na legislação, expansão do crédito habitacional, implantação do programa Minha Casa, Minha Vida, expansão recente da renda das famílias em conjunção com melhorias na distribuição da renda contribuíram na recuperação da atividade da construção civil, do investimento residencial e pelo dinamismo do mercado habitacional brasileiro. Pode-se argumentar ainda que, conjuntamente, esses fatores têm promovido uma forte valorização nos preços dos imóveis no Brasil.<sup>5</sup> A [Figura 1](#) apresenta a evolução dos preços dos imóveis em algumas cidades brasileiras. Destaca-se, por exemplo, as cidades do Rio de Janeiro e São Paulo com aumentos médios de 146% e 133% no período de 2010 a março de 2015.

Vale salientar que a valorização dos preços das habitações não é um fenômeno restrito ao caso brasileiro, mas se evidencia também em outros países, em particular no mundo emergente. No entanto, quando se compara, por exemplo, a variação dos preços das habitações brasileiras com a variação nos preços das habitações de países como Canadá, Alemanha, Rússia, Espanha e Estados Unidos, no período de 2008 a 2014, é possível verificar primeiramente que a valorização dos preços dos imóveis no Brasil, no período em questão, supera em muito o observado nestes outros países ([Tabela 2](#)).

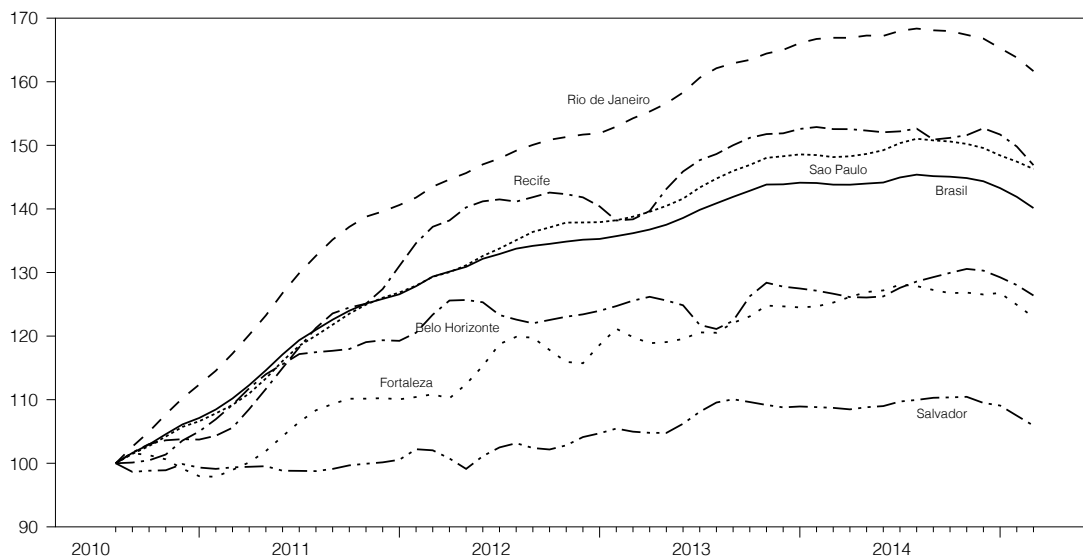
Como pode ser visto, em termos mundiais, o desempenho dos preços das habitações no Brasil, no período recente, tem chamado atenção e essa rápida expansão nos preços levanta dúvidas sobre seus impactos sobre a macroeconomia. Parte desta preocupação se relaciona aos acontecimentos recentes na economia americana, onde um aumento expressivo nos preços desses ativos e a sua subsequente

<sup>4</sup>A principal delas foi a promulgação da Lei 10.931, que dispõe, entre outras coisas, sobre o patrimônio de afetação, que é um instrumento que permite a criação de um patrimônio próprio para cada empreendimento, que passa a ter a sua própria contabilidade, separada das operações do incorporador-construtor. É um instrumento que pretende dar maior segurança e transparência ao comprador do imóvel e aos investidores.

<sup>5</sup>[McDonald & Stokes \(2013\)](#) e [Mendonça & Sachsida \(2012\)](#) argumentam que, parte dessa valorização nos imóveis pode ser explicada pelo aumento no crédito e outra parte pela escassez de moradias adequadas, aumento da classe média e pelas restrições impostas sobre a construção, tais como: restrições associadas à defesa do meio ambiente, preservação de áreas históricas, limite de altura, dentre outras. Em termos reais, no período de 2010 a 2015, o aumento médio nos preços reais dos imóveis no Brasil foi da ordem de 131%.



**Figura 1.** Comportamento dos preços reais das habitações brasileiras.



Nota: Os preços foram deflacionados pelo IPCA.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados de preços dos imóveis da FIPE.

**Tabela 2.** Variação percentual dos preços reais das habitações entre 2008 e 2014.

	Alemanha	Brasil	Canadá	Espanha	EUA	Rússia
2008	0,4	16,1	-3,8	-5,4	-17,0	9,1
2009	-0,7	18,5	4,6	-6,4	-10,0	-10,9
2010	-0,6	18,2	5,0	-3,7	-2,3	1,3
2011	0,5	11,4	3,7	-10,2	-6,6	-27,0
2012	1,0	6,1	-1,3	-15,8	2,6	9,5
2013	1,7	2,9	4,6	-11,9	9,7	-2,7
2014	2,2	1,4	4,7	0,4	5,1	-6,0
2014/2008	4,4	100,8	18,3	-42,9	-19,4	-28,1

Fonte: Elaboração própria com base no Residential Property Price Statistics do BIS.

reversão trouxe uma série de dificuldades, que afetaram não apenas o setor imobiliário americano, mas a economia como um todo. Para o caso brasileiro, a preocupação surge do fato de a maior proporção da riqueza das famílias ser materializada na forma de imóveis e como destacou [Mishkin \(2007\)](#), as alterações nos preços das habitações podem ter um impacto significativo sobre a percepção das famílias em relação à sua riqueza e rendimento permanente, bem como sobre as suas possibilidades de endividamento. Muito embora, deva-se considerar que o caso brasileiro apresenta peculiaridades que o diferem do caso americano, como por exemplo, o uso limitado dos imóveis como garantia de empréstimos não relacionados a empréstimos imobiliários.

Considerando o bem-estar, [Dias, Diniz & Issler \(2013\)](#) argumentam que a expansão dos preços dos imóveis tem apresentado um impacto significativo e não negligenciável sobre as famílias brasileiras, muito embora os efeitos encontrados foram menores que os obtidos por [Campbell & Cocco \(2007\)](#) para o caso americano. Os resultados de [Dias et al. \(2013\)](#) sugerem, no entanto, que um dos canais através dos quais os preços das habitações afetam o consumo das famílias e, por conseguinte, o agregado seria

o financeiro. Ou seja, o aumento dos preços das habitações flexibilizaria as restrições de colateral, que ligam a capacidade de endividamento das famílias com o valor de suas casas.

Dessa forma, uma das formas de interligação entre os preços das habitações e a política monetária se daria pelo efeito riqueza, no qual, tal como destacou [Browning, Gørtz & Leth-Petersen \(2013\)](#), as mudanças inesperadas no valor de ativos poderiam estimular o consumo das famílias através do efeito riqueza e, *ceteris paribus*, a demanda agregada, tornando-se um importante mecanismo de transmissão da política monetária.

Neste contexto, uma questão essencial consiste em saber até que ponto a evolução dos preços das habitações precisa ser levada em consideração explicitamente pela autoridade monetária no seu processo de tomada de decisões sobre a trajetória da taxa de juros.<sup>6</sup> Embora esta seja uma questão importante, este artigo toma uma perspectiva mais positiva, em outras palavras, o objetivo é investigar se à luz dos fatos recentes, o Banco Central do Brasil tem, como evidenciado por uma função de reação estimada, reagido a mudanças nos preços das habitações. Para responder esta pergunta este artigo usa duas estratégias. A primeira, seguindo uma tradição iniciada por [Taylor \(1993\)](#), estimam-se funções de reação do banco central a partir de métodos de equação simples, enquanto que a segunda, utiliza um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE). Ambos os métodos procuram verificar se e em que extensão a política monetária tem reagido a mudanças nos preços das habitações no país. A próxima seção discute o primeiro método.

### 3. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

[Taylor \(1993\)](#) argumentou que o comportamento do Banco Central americano poderia ser descrito por uma regra simples, que associava mudanças na taxa de juros a desvios da inflação e do produto de seu potencial. Em particular, a regra de política monetária, descrita originalmente, era uma função de reação do tipo “*backward-looking*”, onde a resposta dada pela autoridade monetária seria realizada de forma *ex-post* e as taxas de juros seriam ajustadas conforme as variações da taxa de inflação e do hiato do produto.

Após o artigo seminal de Taylor, diversos autores buscaram estimar, para diferentes economias, funções de reação com o objetivo de capturar e entender o comportamento dos bancos centrais ([Batini & Nelson, 2000](#); [Goodhart & Hofmann, 2000](#); [Cecchetti et al., 2000](#); [Cecchetti, Genberg & Wadhwani, 2002](#); [Filardo, 2001](#); [Carlstrom & Fuerst, 2007](#)). A maior parte destes autores procedeu com a estimação de equações simples (*single equation estimation*), embora mais recentemente alguns autores partiram para a estimação de funções de reação no contexto de modelos DSGE. Este é o caso de [Smets & Wouters \(2007\)](#), [Lubik & Schorfheide \(2007\)](#), e [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#), dentre outros.

Além disto, a literatura caminhou no sentido de introduzir elementos que pudessem refletir mais fielmente a maneira como os bancos centrais reagem a alterações no cenário econômico. Uma delas tem sido permitir a suavização da taxa de juros, com a introdução do nível passado da taxa de juros na função de reação, outra tem sido considerar expectativas de inflação, ao invés da inflação passada como na regra original. Esta última alteração foi implementada com o objetivo de refletir o comportamento *forward-looking* dos bancos centrais quando da tomada de decisões e, em particular, o reconhecimento de que a política monetária afeta a economia com um certa defasagem.

Alguns outros autores propuseram introduzir variáveis adicionais na função de reação. Uma destas variáveis tem sido a inserção dos preços de ativos na função de reação do Banco Central. Autores como [Batini & Nelson \(2000\)](#), [Goodhart & Hofmann \(2000\)](#), [Cecchetti et al. \(2000\)](#), [Cecchetti et al.](#)

---

<sup>6</sup>Muito embora, os preços das habitações não entre explicitamente no cálculo do índice de inflação, em princípio, poderia-se argumentar que um argumento adicional para o banco central se preocupar com os preços das habitações seria um espécie de efeito “*spillover*”. Por exemplo, dos preços das habitações para o preço dos aluguéis e outros itens da cesta de produtos do IPCA.



(2002), Filardo (2000), Filardo (2001), Durré (2001), Bordo & Jeanne (2002), Carlstrom & Fuerst (2007), propuseram essa inclusão, além das medidas de inflação convencionais.

O argumento é de que os ativos, em posse dos agentes econômicos, representam uma parcela considerável da riqueza, podendo exercer influência, quando apreciados, sobre a evolução do consumo (Cecchetti et al., 2000). Como as medidas de inflação convencionais e aquelas relacionadas aos preços dos ativos podem diferir substancialmente, ao reagir às flutuações nos preços dos ativos, o banco central reduziria a probabilidade de formação de bolhas de ativos e o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) dos investimentos e do consumo, que, em última instância, prejudicaria a estabilidade econômica através do aumento da volatilidade do produto e da inflação.

Em relação aos estudos aplicados à economia brasileira, existe uma série de estudos, tais como, Minella et al. (2003), Holland (2005), Soares & Barbosa (2006), Aragón & Medeiros (2013), Lopes & Aragón (2014), que procuraram estimar a função de reação do Banco Central com análise *forward-looking* para a inflação a partir de uma Regra de Taylor modificada. No entanto, a inclusão dos preços dos ativos na especificação básica proposta por Taylor foi considerada apenas nos estudos propostos por Borges Filho (2006), Klein (2007) e Furlani et al. (2010). Esses autores procuraram analisar as relações entre a política monetária e a variação nos preços dos ativos, especificamente a taxa de câmbio nominal e o índice Bovespa. Os resultados obtidos não foram conclusivos quanto ao fato de a inclusão dos preços dos ativos ser capaz de ajudar na determinação da taxa de juros.

De modo geral, a irrelevância dos preços das ações na determinação da taxa de juros, pode ser um reflexo do fato de que apenas 5% das famílias brasileiras possuem ações e a apreciação desses ativos teria então baixa possibilidade de gerar um efeito riqueza positivo ou flexibilização das restrições de colateral, que afetam as decisões de consumo das famílias e, por consequência, a demanda agregada. Esse não é o caso das habitações, visto que a habitação é o principal componente da riqueza dessas famílias. E, como argumentado por Dias et al. (2013), a expansão dos preços dos imóveis têm tido impacto positivo no consumo das famílias brasileiras.

Uma das contribuições deste artigo, portanto, é introduzir na função de reação do banco central uma medida de inflação nos preços das habitações, tal como foi proposto por Finocchiaro & Von Heideken (2013) para o caso americano. A regra de Taylor modificada, portanto, pode ser descrita como

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1 - \rho_r) [r_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t + r_q \Delta \hat{q}_t] + e_t.$$

Ou na forma estimada,

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + \Gamma_\pi \hat{\pi}_{t+1} + \Gamma_y \hat{y}_t + \Gamma_q \Delta \hat{q}_t + e_t,$$

onde as variáveis com circunflexo estão na forma log-desvio do filtro de Hodrick–Prescott (HP);  $r_t$  é a taxa de juros nominal;  $\pi_{t+1}$  é a taxa de inflação;  $y_t$  é o produto real da economia;  $\Delta q_t$  é a inflação dos preços das habitações;  $e_t$  é choque que captura os componentes não sistemáticos na regra de política monetária; e  $\Gamma_\pi \equiv (1 - \rho_r)r_\pi$ ,  $\Gamma_y \equiv (1 - \rho_r)r_y$ ,  $\Gamma_q \equiv (1 - \rho_r)r_q$ .

A regra de política monetária apresentada acima foi estimada a partir dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Métodos dos Momentos Generalizados (GMM) e *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). Em relação ao método MQO, destaca-se que esse pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes na presença de endogeneidade. Neste caso, o GMM passa a ser usado como método alternativo. Destaca-se que a adequação da inferência estatística, gerada a partir desse método, está ligada à exogeneidade e relevância dos instrumentos adotados. Em outras palavras, os instrumentos devem ser ortogonais aos resíduos e fortemente correlacionados com as variáveis endógenas incluídas. Além disso, a eficiência dos estimadores está diretamente ligada a análise de identificação da seleção das variáveis instrumentais. Para selecionar o conjunto de instrumentos foi utilizado os critérios de seleção descritos em Andrews (1999), já a hipótese de sobre-identificação foi tratada a partir do teste *J*.

Para estimar a regra de política monetária para o Brasil foram utilizadas dados trimestrais no período do primeiro trimestre de 2001 ao segundo trimestre de 2014. Todas as séries foram ajustadas



sazonalmente antes da estimativa. É importante ressaltar algumas observações acerca do tratamento dos dados. As séries de PIB e preços das habitações foram tratadas na forma de desvio da tendência estimada pelo filtro HP. Quanto à série de inflação, essa foi analisada na forma de desvio de meta de inflação. A série de meta de inflação foi interpolada linearmente e acumulada trimestralmente.

Além disso, foi utilizado o mesmo conjunto de variáveis instrumentais propostos por [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#) para a estimação por meio do método GMM, sendo elas: rendimento real, selic, investimento habitacional, consumo das famílias, expectativa de inflação. Adicionalmente, foram utilizadas as defasagens das séries de inflação dos preços das habitações e PIB como variáveis instrumentais. Em relação à série de investimento habitacional, essa foi interpolada linearmente e acumulada trimestralmente. Por fim, é importante ressaltar que os testes de especificação indicaram o uso de seis lags de defasagens.

Adicionalmente, foi utilizado, de forma alternativa, o método FIML com o intuito de especificar uma equação para cada variável endógena do sistema. Tal como enfatizou [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#), essas restrições resultantes auxiliam na identificação dos parâmetros de interesse da função de reação. A forma de aplicar esse método dentro desse contexto é combinar uma regra de Taylor com um VAR pré-estimado para as variáveis do PIB, inflação e preços dos imóveis.<sup>7</sup>

A [Tabela 3](#) mostra as estimativas da função de reação do Banco Central, obtidas a partir dos métodos MQO, GMM irrestrito e restrito, e FIML. Foram estimadas duas versões da função de reação, uma na forma irrestrita (i.e. incluindo  $\Delta q$ ) e outra na forma restrita (i.e. sem  $\Delta q$ ). Também serão apresentados nessa tabela os resultados da equação estimável, definida como equação na forma reduzida e, a partir desses resultados, serão recuperados os parâmetros estruturais da função de reação. A discussão sobre os parâmetros estruturais será tratada com maior propriedade na [seção 5](#), onde são apresentados os resultados do modelo DSGE. É importante ressaltar que as estimativas dos parâmetros estruturais das funções de reação, apresentadas na [Tabela 3](#), satisfizeram o princípio de Taylor, com resposta da taxa de juros ao aumento na taxa de inflação sendo superior a unidade.

A coluna 1 apresenta as estimativas da função de reação por Mínimos Quadrados Ordinários, enquanto que as colunas 2 e 3 apresentam as estimativas da função de reação obtidas a partir do método dos momentos generalizados, sendo que a primeira inclui os preços dos imóveis na função de reação e a segunda restringe a resposta dos juros as variações nos preços desse ativo. A coluna 4

**Tabela 3.** Estimação da função de reação.

	Parâmetros na forma reduzida				Parâmetros na forma estrutural			
	MQO	GMM <sub>IR</sub>	GMM <sub>R</sub>	FIML <sub>IR</sub>	MQO	GMM <sub>IR</sub>	GMM <sub>R</sub>	FIML <sub>IR</sub>
Selic(-1)	0,971 [0,014]	0,964 [0,002]	0,967 [0,003]	0,950 [0,009]	0,971 -	0,964 -	0,967 -	0,950 -
Inflação	0,066 [0,019]	0,054 [0,004]	0,055 [0,006]	0,1 [0,016]	2,276 -	1,872 -	2,050 -	2,00 -
PIB	0,002 [0,005]	0,004 [0,001]	0,003 [0,002]	0,02 [0,003]	0,057 -	0,125 -	0,107 -	0,400 -
Preço Hab.	-0,0001 [0,001]	0,00001 [0,000037]	-	-0,0001 [0,0004]	-0,002 -	0,0003 -	-	-0,001 -

Notas: Os termos entre colchetes representam os desvios padrão dos coeficientes estimados.

<sup>7</sup>Mais detalhes sobre esse método serão apresentados no [Apêndice A](#).



apresenta as estimações da função de reação do Banco Central com base no método de *full information maximum likelihood*.

Em linhas gerais, os resultados obtidos a partir da estimativa da função de reação, independentemente do método, evidenciam um elevado grau de suavização na dinâmica da taxa de juros, indicando que o Banco Central faz mudanças de forma gradual na taxa de juros. Quanto ao coeficiente relacionado às expectativas de inflação, percebe-se que esse é estatisticamente significativo e maior que a unidade, indicando que o Banco Central satisfaz o princípio de Taylor, aumentando a taxa de juros real em resposta aos desvios da inflação esperada. As estimativas ainda indicam um banco central que opera num regime de metas de inflação flexível, pondo peso sobre o lado real da economia, ao responder a desvios do hiato do produto de forma positiva.

Em relação aos preços das habitações, as estimativas no GMM irrestrito (coluna 2) indicam uma resposta positiva do BACEN à inflação nos preços das habitações, mas o coeficiente é não significativo. Ressalta-se ainda que o peso atribuído às variações nos preços das habitações foi inferior ao peso relacionado às expectativas de inflação.

Como indicado anteriormente, o menor peso aos preços dos ativos relativamente ao peso da inflação seria algo desejável, pois, caso contrário, a volatilidade dos preços das habitações exigiria alterações abruptas na taxa de juros e, conseqüentemente, com maiores possibilidades de se tornar um elemento desestabilizador da economia.

Vale notar que as estimativas por GMM, tanto no caso restrito quanto no irrestrito, são mais precisas que as estimativas por MQO. Além disto, à exceção do coeficiente que mede a resposta do BACEN aos preços das habitações, os demais coeficientes são semelhantes entre as estimativas por GMM.

A despeito desses resultados, a estimação de equações simples apresentam alguns problemas. Como destacado por [Lubik & Schorfheide \(2007\)](#) e [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#), estas estimações sofrem com a presença de endogeneidade quando estimadas por MQO e podem apresentar viés quando estimadas por GMM, em função do tamanho da amostra, viés relacionado ao uso de estágios nas estimações por GMM em dois estágios e GMM iterativo, que é proporcional ao número de condições de momentos em modelos de variáveis instrumentais.<sup>8</sup> Além disto, na prática, encontrar bons instrumentos para implementar o método GMM é não trivial. Instrumentos inválidos ou fracos representam um sério desafio para a boa inferência e podem comprometer as estimativas ([Stock, Wright & Yogo, 2002](#)). Foi realizada ainda uma estimativa com o método FIML (*Full Information Maximum Likelihood*) e os resultados não apresentaram diferenças expressivas em relação aos demais métodos de estimação (última coluna da [Tabela 3](#)).<sup>9</sup>

Alternativamente, é possível obter os parâmetros da função de reação do Banco Central a partir da estimação de um modelo DSGE com o uso de uma abordagem Bayesiana. O uso de informações *a priori* podem auxiliar na identificação dos parâmetros, algo particularmente importante quando o tamanho da amostra é reduzido.

Diante disto, este artigo desenvolve e estima por meio de técnicas bayesianas um modelo DSGE. Em particular, serão estimadas duas versões do modelo, uma com a inclusão explícita dos preços das habitações e outro sem a inclusão dos preços das habitações. O objetivo é permitir que os dados macroeconômicos utilizados nas estimações “decidam” que modelo reflete mais fielmente o comportamento recente do banco central e, em particular, se ele tem reagido a alterações no comportamento dos preços das habitações no Brasil.

<sup>8</sup>O teste de Hausman indica a presença que a hipótese de exogeneidade dos regressores deve ser rejeitada.

<sup>9</sup>O método consistiu em estimar um modelo VAR na forma reduzida para especificar a relação entre as variáveis PIB, Inflação e preços das habitações, sem incluir a taxa de juros. E em seguida procedeu-se com a estimação da função de reação do Banco Central ([Finocchiaro & Von Heideken, 2013](#)).

#### 4. MODELO DSGE

O modelo descreve uma economia com horizonte infinito, povoada por famílias pacientes e impacientes, empreendedores, firmas que atuam no varejo e um banco central. Famílias pacientes são a fonte de empréstimo na economia, enquanto famílias impacientes possuem taxas de desconto superiores e são limitadas quanto à quantidade de empréstimo que podem tomar (Iacoviello, 2005). Ambos os tipos de famílias consomem um bem não-durável e serviços de habitação, e trabalham para os empreendedores. Estes combinam trabalho, capital físico e habitação para produzir um bem intermediário homogêneo. Empreendedores também são assumidos serem restritos quanto à quantidade de empréstimo que podem tomar. Firmas que atuam no varejo transformam o bem intermediário num bem (composto) final sem custo algum. Rigidez nominal é assumida no nível do varejo de acordo com um mecanismo de Calvo (1983).

O banco central é assumido seguir uma regra de instrumento, estabelecendo a taxa de juros nominal de acordo com uma regra que permite suavização da taxa de juros e onde a taxa básica de juros é alterada a partir de desvios da inflação esperada e do produto de seu potencial. Diferentemente de Smets & Wouters (2007), o produto potencial é representado pelo produto no nível estacionário. Como em Finocchiaro & Von Heideken (2013) serão analisados dois casos: um onde o banco central não inclui explicitamente a inflação dos preços dos imóveis na regra de instrumento e outra com a inclusão explícita da inflação dos preços das habitações na regra. O objetivo é avaliar, a partir do modelo DSGE, qual das duas versões é melhor suportada pelos dados. Sem perda de generalidade, assumimos uma economia sem moeda no espírito de Woodford (2011). Descreveremos a seguir o problema que cada agente do modelo enfrenta.

##### 4.1. Famílias pacientes

Existe um contínuo de famílias pacientes indexadas por  $i$ , onde  $i \in (0, 1)$ . Cada família maximiza um função de utilidade dada por

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \ln c_t^{\text{PAC}} + j_t \ln h_t^{\text{PAC}} - \frac{(L_t^{\text{PAC}})^{\eta}}{\eta} \right], \quad (1)$$

onde  $\beta \in (0, 1)$  é o fator de desconto;  $c_t^{\text{PAC}}$  é o consumo em  $t$ ;  $h_t^{\text{PAC}}$  é a quantidade de serviços de habitação em  $t$ ; e  $L_t^{\text{PAC}}$  representa as horas de trabalho. A restrição orçamentária enfrentada pela família paciente é representada por

$$c_t^{\text{PAC}} + q_t (h_t^{\text{PAC}} - h_{t-1}^{\text{PAC}}) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^{\text{PAC}}}{\pi_t} = b_t^{\text{PAC}} + w_t^{\text{PAC}} L_t^{\text{PAC}} + F_t + T_t^{\text{PAC}}, \quad (2)$$

onde  $q_t \equiv Q_t/P_t$  representa o preço real das habitações;  $w_t^{\text{PAC}} \equiv W_t^{\text{PAC}}/P_t$  é o salário real;  $R_t$  é a taxa de juros nominal bruta;  $b_{t-1}^{\text{PAC}}$  é a dívida real das famílias;  $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$  representa a taxa bruta de inflação;  $F_t$  são os lucros recebidos das firmas varejistas; e  $T_t^{\text{PAC}}$  é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de “securities” estado-contingentes.

##### 4.2. Famílias impacientes

O problema enfrentado pelas famílias impacientes é similar aos das famílias pacientes. As diferenças são duas. A primeira é que elas descontam o futuro mais fortemente, daí serem denotadas de impacientes, enquanto que a segunda é que estas famílias são limitadas quanto ao volume de crédito que podem tomar. Novamente existe um contínuo destas famílias indexadas por  $i$ , onde  $i \in (0, 1)$ . A função de utilidade das famílias impacientes é exatamente a mesma das famílias pacientes, à exceção do parâmetro



que governa o quanto estas descontam o futuro:

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^{\text{IMP}})^t \left[ \ln c_t^{\text{IMP}} + j_t \ln h_t^{\text{IMP}} - \frac{(I_t^{\text{IMP}})^{\eta}}{\eta} \right], \quad (3)$$

onde  $\beta^{\text{IMP}} \in (0,1)$  denota o fator de desconto destas famílias e  $\beta^{\text{IMP}} < \beta$ ;  $c_t^{\text{IMP}}$  é o consumo em  $t$  destas famílias;  $h_t^{\text{IMP}}$  é o consumo de serviços de habitação em  $t$ ;  $L_t^{\text{IMP}}$  são as horas de trabalho. A restrição orçamentária é dada por

$$c_t^{\text{IMP}} + q_t (h_t^{\text{IMP}} - h_{t-1}^{\text{IMP}}) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^{\text{IMP}}}{\pi_t} = b_t^{\text{IMP}} + w_t^{\text{IMP}} L_t^{\text{IMP}} + T_t^{\text{IMP}}, \quad (4)$$

onde  $w_t^{\text{IMP}}$  é salário real;  $b_{t-1}^{\text{IMP}}$  é o nível real de dívida; e  $T_t^{\text{IMP}}$  é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de “securities” estado-contingentes.

A restrição de empréstimos é dada por

$$b_t^{\text{IMP}} \leq m^{\text{IMP}} \mathbb{E}_t \left( \frac{q_{t+1} h_{t+1}^{\text{IMP}} \pi_{t+1}}{R_t} \right), \quad (5)$$

onde  $m^{\text{IMP}}$  estabelece o limite da razão empréstimo-valor (*loan-to-value*). O ponto interessante a observar aqui é que esta restrição estabelece que o máximo de empréstimo que uma família pode tomar é associada com o valor esperado descontado da habitação no próximo período. Evidentemente, esta restrição é bastante simplificadora em relação ao caso brasileiro, mas a decisão foi mantê-la por razões de comparabilidade dos resultados (Iacoviello, 2005; Gerali, Neri, Sessa & Signoretto, 2010; Finocchiaro & Von Heideken, 2013).<sup>10</sup>

### 4.3. Empreendedores

Empreendedores combinam trabalho dos dois tipos de famílias ( $L^{\text{PAC}}$  and  $L^{\text{IMP}}$ ), capital físico ( $K_{t-1}$ ) e habitação para produzir um produto intermediário ( $Y_t$ ) de acordo com uma tecnologia de produção

$$Y_t = A_t K_{t-1}^{\mu} h_{t-1}^{\nu} (L_t^{\text{PAC}})^{\alpha(1-\mu-\nu)} (L_t^{\text{IMP}})^{(1-\alpha)(1-\mu-\nu)}, \quad (6)$$

onde  $\alpha$  denota a fração de famílias pacientes e  $A_t$  representa o nível de tecnologia na economia.

Empreendedores são risco avessos e maximizam uma função de utilidade dada por

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^e)^t \ln c_t, \quad (7)$$

onde  $\beta^e \in (0,1)$  representa o fator de desconto dos empreendedores e, por hipótese,  $\beta^e < \beta$ .

O objetivo é maximizar (7) sujeito à tecnologia de produção (6) e a um fluxo de recursos dados por

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t (h_t - h_{t-1}) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^{\text{PAC}} L_t^{\text{PAC}} + w_t^{\text{IMP}} L_t^{\text{IMP}} + I_t + \Phi_{K,t}, \quad (8)$$

onde  $X_t \equiv \frac{P}{P^s}$  representa um tempo variante *markup* do bem final sobre o bem intermediário;  $I_t$  denota o investimento em capital físico e evolui de acordo com  $I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}$ , onde  $\delta$  é a taxa de depreciação;  $\Phi_{K,t}$  representa os custos de ajustamento de capital,

$$\Phi_{K,t} \equiv \frac{\phi_k}{2\delta} \left( \frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1}.$$

<sup>10</sup>Kanczuk (2013) e C. Carvalho, Pasca, Souza & Zilberman (2014) assumem diferentes especificações, com objetivos diferentes, para esta restrição no contexto brasileiro.

Assim como no caso das famílias impacientes, os empreendedores são restritos quanto ao volume de crédito que podem tomar. Em termos reais, esta restrição pode ser descrita como

$$b_t \leq m^e \mathbb{E}_t \left( \frac{q_{t+1} h_t \pi_{t+1}}{R_t} \right). \quad (9)$$

Como antes o parâmetro  $m^e$  representa o máximo valor que o empreendedor pode tomar emprestado e este valor é relacionado ao valor descontado do estoque de habitação no próximo período. Mais uma vez, esta é um hipótese simplificadora e é assumida como forma de introduzir fricção no mercado de crédito (gerando assim um mecanismo de acelerador financeiro na economia).

#### 4.4. Firms varejistas

Firms varejistas são a fonte de rigidez nominal na economia assim como em (Bernanke et al., 1999). Existe um contínuo de firms varejistas, indexadas por  $r$ , onde  $r \in (0,1)$ , que compram o bem intermediário,  $Y_t$ , dos empreendedores ao preço  $P_t^g$ , e transformam num bem diferenciado,  $Y_t(r)$ , sem qualquer custo. Estes bens diferenciados são vendidos ao preço  $P_t(r)$  e são transformados num bem final de acordo  $Y_t^f$  de acordo com

$$Y_t^f = \int_0^1 [P_t(r)^{1-\epsilon} dr]^{\frac{1}{1-\epsilon}},$$

onde  $\epsilon > 1$ .

O índice de preço correspondente é dado por

$$P_t = \int_0^1 [Y_t(r)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dr]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}.$$

Cada varejista escolhe o preço de varejo  $P_t(r)$  tomando como dado  $P_t^g$  e enfrentam uma curva de demanda individual por seu produto dada por

$$Y_t(r) = \left( \frac{P_t(r)}{P_t} \right)^{-\epsilon} Y_t^f.$$

Como é comum na literatura (Calvo, 1983; Smets & Wouters, 2007), é assumido que a cada período apenas uma fração  $1 - \omega$ , onde  $0 < \omega < 1$ , das firms varejistas pode escolher preços otimamente, enquanto as demais indexam seus respectivos preços à inflação passada. Neste contexto, as firms que são permitidas escolher preços ótimos,  $P_t^*(r)$ , o fazem tal que:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_t \left\{ \Delta_{t,k} \left( \frac{P_t^*(r)}{P_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}} \right) Y_{t+k}^* \right\} = 0,$$

onde  $\Delta_{t,k} \equiv \beta (c_t^{\text{PAC}}/c_{t+k}^{\text{PAC}})$  é a taxa marginal de substituição intertemporal das famílias pacientes (proprietárias das firms);  $X \equiv \epsilon/(\epsilon - 1)$  é o *markup* no estado estacionário; e  $Y_{t+k}^*(r) = (P_t^*(r)/P_{t+k})^{-\epsilon} Y_t$  descreve a demanda pelo produto ao novo preço.

#### 4.5. Política monetária

A política monetária é assumida seguir uma regra de instrumento, onde o banco central estabelece a taxa de juros nominal levando em consideração os desvios da inflação futura e do PIB em relação aos respectivos níveis do estado estacionário, bem como o nível passado da taxa de juros numa espécie de suavização dos seus movimentos (Smets & Wouters, 2007). Como indicado anteriormente, serão



consideradas duas versões da regra de taxa de juros. Uma versão básica, onde o banco central olha apenas para o nível passado da taxa de juros, e para os desvios da inflação futura e do PIB, a qual chamaremos de de “regra básica”, enquanto na segunda versão, incluiremos os desvios do preço dos imóveis de seu respectivo nível de estado estacionário. Chamaremos esta versão da regra de instrumento de versão ampliada.

A seguir apresentamos a descrição de cada uma das duas versões. A regra básica é dada por

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r) [r_\pi \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t] + e_{R,t}, \quad (10)$$

onde um  $\hat{\cdot}$  sobre a variável representa desvios em log da variável em relação ao seu valor de estado estacionário.

Por outro lado, a regra ampliada é dada por:

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r) [r_\pi \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t + r_q \Delta \hat{q}_t] + e_{R,t}. \quad (11)$$

#### 4.6. Processos dos Choques

O modelo DSGE apresenta quatro processos exógenos de choques: um choque de política monetária,  $e_{R,t}$ ; um choque na curva de Phillips,  $e_{u,t}$ ; um choque de produtividade,  $e_{A,t}$ ; e um choque de preferência por habitação,  $e_{j,t}$ . Todos os choques são assumidos serem iid(0,  $\sigma_\ell$ ) onde  $\ell = R, j, A, u$ . O processo estocástico definindo a evolução do nível de produtividade,  $A_t$ , e preferência por habitação,  $j_t$ , são dados, respectivamente, por

$$A_t = \rho_A A_t + e_{A,t}, \quad (12)$$

$$j_t = \rho_j j_t + e_{j,t}. \quad (13)$$

#### 4.7. Equilíbrio

Equilíbrio nesta economia é um conjunto de alocações,

$$\{ h_t, h_t^{\text{PAC}}, h_t^{\text{IMP}}, L_t^{\text{PAC}}, L_t^{\text{IMP}}, c_t, c_t^{\text{PAC}}, c_t^{\text{IMP}}, b_t, b_t^{\text{PAC}}, b_t^{\text{IMP}}, K_t \}_{t=0}^{\infty},$$

e valores,  $\{ P_t, P_t^*, X_t, R_t, w_t^{\text{PAC}}, w_t^{\text{IMP}}, q_t \}_{t=0}^{\infty}$ , tal que as condições de otimalidade associadas com os problemas de maximização descritos acima são satisfeitas, dadas as condições iniciais

$$\{ h_{t-1}, h_{t-1}^{\text{PAC}}, h_{t-1}^{\text{IMP}}, b_{t-1}, b_{t-1}^{\text{PAC}}, b_{t-1}^{\text{IMP}}, K_{t-1}, P_{t-1}, R_{t-1} \},$$

uma sequência de choques,  $\{ e_{R,t}, e_{u,t}, e_{j,t}, e_{A,t} \}$ , e as seguintes condições de equilíbrio de mercado:

$$H = h_t + h_t^{\text{PAC}} + h_t^{\text{IMP}}, \quad (14)$$

$$Y_t = c_t + c_t^{\text{PAC}} + c_t^{\text{IMP}} + I_t, \quad (15)$$

$$0 = b_t + b_t^{\text{PAC}} + b_t^{\text{IMP}}, \quad (16)$$

onde (14) é a condição de equilíbrio no mercado de habitação, (15) é a condição de equilíbrio de mercado no mercado de bens, e (16) representa a condição de equilíbrio no mercado de empréstimos.

### 5. ESTIMAÇÃO DO MODELO DSGE

A solução do modelo DSGE foi obtida a partir de uma aproximação de Taylor de primeira ordem das condições de equilíbrio ao redor do estado-estacionário não estocástico. Dada a solução do modelo em forma de estado de espaço e o vetor de variáveis observáveis, o modelo foi estimado utilizando técnicas

bayesianas. Em particular, foi utilizado um algoritmo *Metropolis–Hastings*, que se constitui num método de Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC), para a obtenção da distribuição de probabilidade posterior dos parâmetros. Foram geradas duas sequências independentes, cada uma sendo composta de 400.000 retiradas usando o algoritmo de Metropolis–Hastings. A aceitação média ao longo das duas cadeias ficou em torno de 34%, e convergência foi avaliada utilizando os métodos propostos por Brooks & Gelman (1998). As primeiras 200.000 retiradas foram descartadas para assegurar independência das condições iniciais. As estatísticas de interesse foram então calculadas com base na distribuição conjunta de probabilidade posterior ergódica dos parâmetros estruturais.

Para estimação do modelo DSGE foram utilizadas 4 variáveis com periodicidade trimestral: PIB real, taxa de juros nominal, preços reais dos imóveis e inflação. PIB real e preços dos imóveis foram utilizadas em logaritmo natural e ajustadas sazonalmente. O componente cíclico das variáveis foi obtido a partir do filtro HP.

PIB real foi obtido junto ao IBGE (contas nacionais trimestrais), taxa de juros nominal é a SELIC obtida junto ao Banco Central do Brasil, inflação é a taxa de inflação calculada a partir do IPCA do IBGE e preços das habitações foi obtida junto ao Bank of International Settlements (BIS).

### 5.1. Calibração e Distribuições a Priori

Alguns parâmetros foram mantidos fixos durante o processo de estimação, enquanto outros foram estimados. Para os parâmetros que foram mantidos fixos, nós optamos por usar valores empregados na literatura relacionada (Smets & Wouters, 2003; Iacoviello, 2005; D. B. Carvalho, Silva & Silva, 2013; Finocchiaro & Von Heideken, 2013). A Tabela 4 apresenta uma breve descrição desses parâmetros.

Para os parâmetros que foram estimados, a escolha foi por utilizar distribuições *a priori* semelhantes aos empregados na literatura relacionada. Para o parâmetro que governa a quantidade de trabalho das famílias pacientes na produção do bem intermediário,  $\alpha$ , utilizamos uma distribuição *a priori* beta com média 0,64, que consiste no valor estimado para os Estados Unidos por Iacoviello (2005). Para os parâmetros que governam o máximo de empréstimo que as famílias impacientes e empreendedores podem tomar, empregamos uma distribuição *a priori* beta com média 0,8 e desvio padrão de 0,1. O valor

**Tabela 4.** Parâmetros fixos.

Descrição	Símbolo	Valor
<i>Parâmetros de preferência</i>		
Fator de desconto das famílias pacientes	$\beta^{PAC}$	0,99
Fator de desconto das famílias impacientes	$\beta^{IMP}$	0,95
Fator de desconto dos empreendedores	$\gamma$	0,98
Peso sobre serviços de habitação	$j$	0,1
Peso sobre a oferta de trabalho	$\eta$	1,01
<i>Parâmetros de tecnologia e custos de ajustamento</i>		
Participação do capital físico na produção do bem intermediário	$\mu$	0,3
Participação da habitação na produção do bem intermediário	$\nu$	0,03
Parâmetro do custo de ajustamento de capital	$\psi$	2
Taxa de depreciação	$\delta$	0,03
<i>Parâmetros de rigidez de preços</i>		
Mark-up no estado estacionário	$X$	1,05
Parâmetro de Calvo nos preços	$\omega$	0,75



para a média é o mesmo empregado por [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#) para o caso dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão, mas decidimos empregar um valor para o desvio padrão superior ao empregado por estes autores. Para o parâmetro que governa a autocorrelação do choque de preferência por habitação  $\rho_j$  empregamos como *priori* uma distribuição gamma com média 0,85 e desvio padrão 0,1. A média é a mesma estimada para os Estados Unidos por [Iacoviello \(2005\)](#). Para o processo que governa o choque de tecnologia,  $\rho_a$ , nós empregamos a mesma distribuição e hiperparâmetros, em linha com a literatura relacionada ([Finocchiaro & Von Heideken, 2013](#); [Smets & Wouters, 2003](#)). Para o parâmetro de autocorrelação do processo para o choque de inflação (curva de Phillips), utilizamos como média a priori o valor estimado por [Iacoviello \(2005\)](#) para os Estados Unidos. Para os parâmetros da regra de Taylor, nós empregamos uma distribuição *a priori* e valores para os hiperparâmetros comumente utilizados na literatura ([Smets & Wouters, 2003](#)). O parâmetro que governa a resposta do banco central a mudanças nos preços,  $r_\pi$ , foi estabelecido em 1,5, satisfazendo o princípio de Taylor. Para o coeficiente que mede a resposta do banco central ao hiato do produto,  $r_y$ , utilizamos uma distribuição a priori normal com média de 0,125 ([D.B. Carvalho et al., 2013](#)). Para o parâmetro de interesse  $r_q$ , que governa a resposta do banco central a mudanças nos preços dos imóveis, utilizamos como *priori* uma distribuição normal e centramos a distribuição em zero com desvio padrão de 0,5 ([Finocchiaro & Von Heideken, 2013](#)).

## 5.2. Resultados da Estimação

Esta subseção apresenta os resultados da estimação do modelo DSGE. A [Tabela 5](#) apresenta os valores médios, os desvios padrão e os valores correspondentes aos limites inferiores (MDP inf) e superiores (MDP Sup) do intervalo de credibilidade de 95% de Máxima Densidade a Posteriori (MDP) dos parâmetros estimados utilizando a técnica de inferência Bayesiana para os dois tipos de modelos estimados.

Em linhas gerais, observa-se que os parâmetros estimados sofrem pouca alteração entre os dois modelos com médias posteriores muito próximas entre os dois modelos.<sup>11</sup> Os resultados das estimações revelam que os dados brasileiros são pouco informativos quanto à quantidade de trabalho das famílias pacientes na produção do bem intermediário,  $\alpha$ . Resultado semelhante foi identificado por [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#) nas estimações deste parâmetro para o Reino Unido e Japão, onde o valor da

**Tabela 5.** Resultados da Estimação Bayesiana (parâmetros).

	Priori			Sem preços dos imóveis			Com preços dos imóveis		
	Dist. priori	Média priori	D. Padrão	Média Post.	MDP inf.	MDP Sup.	Média Post.	MDP inf.	MDP Sup.
$\alpha$	Beta	0,640	0,1000	0,632	0,4693	0,7908	0,635	0,4794	0,7910
$m^e$	Beta	0,800	0,1000	0,182	0,1148	0,2436	0,200	0,1279	0,2722
$m^{IMP}$	Beta	0,800	0,1000	0,286	0,1768	0,3935	0,296	0,1758	0,4081
$\rho_j$	Beta	0,850	0,1000	0,996	0,9975	0,9998	0,996	0,9941	0,9990
$\rho_A$	Beta	0,850	0,1000	0,994	0,9882	0,9994	0,994	0,9884	0,9995
$\rho_u$	Beta	0,590	0,1000	0,563	0,4948	0,6304	0,553	0,4822	0,6243
$\sigma_u$	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,048	0,0154	0,0826	0,053	0,0149	0,0927
$\sigma_j$	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,050	0,0151	0,0890	0,049	0,0155	0,0842
$\sigma_A$	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,050	0,0113	0,0869	0,046	0,0156	0,0786
$\sigma_R$	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,048	0,0153	0,0837	0,049	0,0152	0,0864
$r_R$	Beta	0,800	0,1000	0,952	0,9410	0,9628	0,943	0,9296	0,9567
$r_\pi$	Normal	1,500	0,5000	1,407	1,2591	1,5600	1,381	1,2467	1,5164
$r_Y$	Normal	0,125	0,0500	0,058	0,0328	0,0809	0,039	0,0250	0,0540
$r_q$	Normal	0,000	0,500				0,825	0,3353	1,3201

Nota: MDP Inf. e MDP Sup. referem-se aos limites inferiores e superiores de um Intervalo de credibilidade de 95% de Máxima Densidade a Posteriori, respectivamente.

<sup>11</sup>As figuras de B-1 a B-4 no Apêndice B apresentam as distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros.



média *a posteriori* foi exatamente igual ao valor da *priori*.<sup>12</sup> Para os parâmetros que definem o máximo de empréstimo que famílias impacientes e empreendedores podem tomar,  $m^{\text{IMP}}$  e  $m^e$ , respectivamente, os valores foram mais baixos do que a média *a priori*. Estas estimativas talvez reflitam o fato de que famílias e empresas no país sejam mais restritas no acesso ao crédito do que no caso dos países desenvolvidos. Os parâmetros dos choques de preferência e tecnologia foram mais altos do que a média *a priori*, revelando que estes choques são mais persistentes do que a hipótese inicial como definida pelos hiperparâmetros da distribuição *a priori*.<sup>13</sup>

Em relação aos parâmetros da função de reação do banco central, o parâmetro que mede a resposta do banco central a mudanças na expectativa de inflação foi positivo e maior que a unidade, satisfazendo o princípio de Taylor. De mesmo modo, o parâmetro que mede a resposta a desvios do produto foi positivo. Ambos os parâmetros sugerem o comportamento de um banco central operando em um regime de metas de inflação flexível, atribuindo peso tanto à inflação quanto ao lado real da economia.

Em relação aos preços das habitações, a mediana do parâmetro que reflete a resposta do banco central,  $r_q$ , foi positiva e significativa. Portanto, assim como no caso dos modelo de equação simples, há indicações de que o BACEN considerou explicitamente os preços das habitações em sua função de reação no período de análise.<sup>14</sup> Uma razão possível para o comportamento do BACEN é que ele tenha agido preventivamente, buscando atenuar uma expansão ainda mais acentuada nos preços dos imóveis. Tal comportamento provocaria distorções nos níveis de consumo e investimento e, possivelmente, na dinâmica inflacionária, conforme explicitado nos trechos das atas do COPOM mencionadas anteriormente.

Comparando esse resultado com os obtidos por [Iacoviello \(2005\)](#) e [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#) é possível verificar que, para o caso americano, o fato do Banco Central responder às flutuações nos preços dos ativos não produz ganhos significativos em termos de estabilização de produto e inflação. Essa distinção pode ser explicada pelas diferenças de desenvolvimento nos mercados de créditos desses países e na capacidade de o Banco Central influenciar o comportamento dos preços dos imóveis.

O mercado de imóveis no Brasil ainda é fortemente influenciado por alterações nas condições de crédito, fato que amplia o poder de influência da taxa de juros no comportamento dos preços dos imóveis. No caso americano, [Boivin, Kiley & Mishkin \(2010\)](#) ressalta que mudanças na estrutura institucional dos mercados de crédito influenciaram o mecanismo de transmissão monetária naquele país. Dentre essas, os autores destacam a liberalização financeira e regulação na década de 1980 e o surgimento do mercado de securitização de hipotecas, reduzindo os efeitos da política monetária sobre as restrições de crédito e, conseqüentemente, no mercado de imóveis.

### 5.3. Avaliando os modelos

Uma ferramenta conveniente na análise Bayesiana é o uso das estimativas na comparação entre modelos alternativos. Uma destas formas é utilizar a densidade marginal dos dados associada com cada modelo e compará-las entre si e, por conseguinte, escolher o modelo que é melhor suportado pelos dados. Uma das formas de se obter a densidade marginal dos dados, a partir da distribuição conjunta posterior, é utilizar o estimador de [Geweke \(1999\)](#), o *modified harmonic mean estimator*. A [Tabela 6](#) apresenta os valores para a densidade marginal dos dados (em log) computada utilizando este estimador.

A comparação entre os modelos produz alguma evidência favorável ao modelo com preços das habitações incluso.<sup>15</sup> Portanto, com base nas estimações, pode-se dizer de que há evidência, embora

<sup>12</sup>Esta talvez seja uma das razões porque [Gomes & Mendicino \(2015\)](#) decidem por não estimar este parâmetro.

<sup>13</sup>[Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#) obtêm resultados semelhantes nas estimações dos processos dos choques para os Estados Unidos, Reino Unido e Japão.

<sup>14</sup>Este resultado ficará mais evidente a partir da análise da densidade marginal dos dados na próxima subseção.

<sup>15</sup>[Kass & Raftery \(1995\)](#) apresentam os parâmetros para comparação entre os modelos.

**Tabela 6.** Comparação entre os Modelos.

Especificação	Densidade Marginal dos Dados $\log p(y   \mathcal{M})$	Log Fator de Bayes
Sem preços das habitações ( $\mathcal{M}_1$ )	94,4558	0
Com preços das habitações ( $\mathcal{M}_2$ )	95,7158	1,26

Nota: A densidade marginal dos dados foi calculada pelo *modified harmonic mean estimator*.

limitada, de que o banco central considerou explicitamente na sua decisão de taxa de juros o comportamento dos preços das habitações no Brasil.

Uma análise das funções de resposta à impulso indica que a inclusão dos preços das habitações na função de reação alteram pouco a transmissão da política monetária sobre o PIB, o consumo das famílias, a inflação e tampouco da oferta de trabalho. Em outras palavras, a partir da [Figura C-5](#) (ver [Apêndice C](#)) é possível perceber que o aumento na taxa de juros trouxe efeitos recessivos típicos na economia, mostrando que o choque positivo de juros promoveu uma redução no consumo, oferta de trabalho, inflação, preços dos imóveis e demanda agregada, sendo esses efeitos observados, independentemente, de o Banco Central incluir ou não os preços dos imóveis na função de reação.

Por outro lado, a crise *Subprime* trouxe de volta o debate sobre os efeitos econômicos da expansão dos preços dos ativos e a indagação sobre o papel do Banco Central nesses momentos. Esse efeito é tratado na [Figura C-6](#) (ver [Apêndice C](#)), onde é mostrado o comportamento das principais variáveis do modelo a um choque na preferência por habitação, que, no nosso modelo, representa um “choque” nos preços das habitações.

É importante lembrar que um dos principais argumentos a favor da resposta do Banco Central a esse aumento nos preços dos imóveis é dado pelo efeito riqueza sobre as escolhas dos agentes econômicos, causado pela alteração do valor do seu patrimônio e pela ampliação de suas possibilidades de endividamento das famílias. A força desse mecanismo está diretamente ligada ao déficit habitacional do país, tendo em vista que, o aumento nos preços dos imóveis afetam positivamente o patrimônio dos indivíduos detentores desses ativos e negativamente aqueles que não possuem imóveis (isso é verdade se considerarmos o mercado de aluguéis como um substituto do mercado de imóveis).

Além disso, a literatura enfatiza o canal de investimento representado pelo  $q$  de Tobin. Nesse caso, quando o valor de mercado da empresa é superior ao custo de substituição do capital isso reduz o custo do investimento, fazendo com que as empresas ampliem a produção de habitações e expandindo a demanda agregada. Em relação aos resultados obtidos para a economia brasileira, percebe-se, a partir da [Figura C-6](#), que a expansão nos preços das habitações promovem uma expansão no consumo das famílias, quando o Banco Central não incluiu os preços desse ativo na função de reação e, além disso, há um aumento na oferta de trabalho e na demanda agregada.

Essa expansão nos preços dos imóveis não deveria ser tratado como algo positivo? O problema surge quando ocorre a reversão no ciclo de aumentos dos preços dos imóveis, onde, em geral, esse resultado promove um desaquecimento no setor de habitações, afetando negativamente as restrições de empréstimos das famílias e, conseqüentemente, consumo. Além disso, ocorre uma piora nas condições de financiamento das firmas, influenciando suas decisões de investimento. Conjuntamente, esses efeitos negativos irão propagar-se para o mercado de trabalho e demanda agregada.

Assim, percebe-se, a partir da [Figura C-6](#), que o fato de o Banco Central incluir os preços dos imóveis na função de reação reduz o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) do consumo, que, em última instância, reduz a instabilidade econômica através da redução da volatilidade do produto e da inflação, tal como ressaltou [Cecchetti et al. \(2002\)](#).

## 6. CONCLUSÃO

O comportamento recente dos preços nos imóveis no Brasil levanta a questão se, e em que medida, o Banco Central brasileiro tem reagido a este cenário. Este artigo investiga esta problemática através de duas estratégias principais. A primeira consiste na estimação de funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão dos preços das habitações como um dos argumentos da equação. A segunda desenvolve um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) e usa o modelo para produzir inferências sobre o comportamento da política monetária diante dos preços das habitações.

Os resultados indicam que o banco central incorporou explicitamente, nas suas decisões de política monetária, o comportamento dos preços das habitações. Ao reagir aos preços das habitações, o banco central brasileiro pode ter assumido uma postura de atenuar os impactos que preços mais elevados poderiam causar sobre a dinâmica inflacionária.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrews, D. W. K. (1999). Consistent moment selection procedures for generalized method of moments estimation. *Econometrica*, 67(3), 543–563. doi: [10.1111/1468-0262.00036](https://doi.org/10.1111/1468-0262.00036)
- Aragón, E. K. d. S. B., & Medeiros, G. B. d. (2013). Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: A study for Brazil. *Economia*, 14(2), 61–76. doi: [10.1016/j.econ.2013.08.004](https://doi.org/10.1016/j.econ.2013.08.004)
- Batini, N., & Nelson, E. (2000). *When the bubble bursts: Monetary policy rules and foreign exchange market behavior*. Disponível em: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.2783&rep=rep1&type=pdf>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices? *The American Economic Review*, 91(2), 253–257.
- Bernanke, B. S., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 1A, pp. 1341–1393). Elsevier. doi: [10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)
- Besarría, C. d. N., Paes, N. & Silva, M. E. A. d. (na gráfica). Testing for bubbles in housing markets: Some evidence for Brazil. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.
- Boivin, J., Kiley, M. T. & Mishkin, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 369–422). Elsevier. doi: [10.1016/B978-0-444-53238-1.00008-9](https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00008-9)
- Bordo, M. D., & Jeanne, O. (2002, maio). *Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy* (Working Paper N° 8966). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: [10.3386/w8966](https://doi.org/10.3386/w8966)
- Borges Filho, J. P. (2006). *Regra de Taylor no Brasil e preços de ativos financeiros: 1999–2005* (Dissertação de mestrado, FGV/EPGE, Rio de Janeiro, RJ). Disponível em: <http://hdl.handle.net/10438/305>
- Borio, C., & Lowe, P. (2002, julho). *Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus* (BIS Working Paper N° 114). Basel, Switzerland: Bank for International Settlements (BIS). Disponível em: <https://www.bis.org/publ/work114.htm>
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434–455. doi: [10.1080/10618600.1998.10474787](https://doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787)
- Browning, M., Gørtz, M. & Leth-Petersen, S. (2013). Housing wealth and consumption: A micro panel study. *The Economic Journal*, 123(568), 401–428. doi: [10.1111/econj.12017](https://doi.org/10.1111/econj.12017)
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398. doi: [10.1016/0304-3932\(83\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0)



- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591–621. doi: 10.1016/j.jmoneco.2005.10.016
- Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (2007). Asset prices, nominal rigidities, and monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, 10(2), 256–275. doi: 10.1016/j.red.2006.11.005
- Carvalho, C., Pasca, N., Souza, L. & Zilberman, E. (2014). *Macroeconomic effects of credit deepening in Latin America* (Texto para Discussão N° 629). Rio de Janeiro: PUC-Rio. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/biblioteca.php/trabalhos/show/1619>
- Carvalho, D. B., Silva, M. E. A. d. & Silva, I. E. M. (2013). Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 67(2), 177–200. doi: 10.1590/S0034-71402013000200002
- Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhvani, S. (2000). *Asset prices and central bank policy* (The Geneva Reports on the World Economy N° 2). Geneva: International Center Monetary and Banking Studies (ICMB); Centre for Economic Policy Research (CEPR). Disponível em: [http://www.icmb.ch/ICMB/Publications\\_files/Geneva%202.pdf](http://www.icmb.ch/ICMB/Publications_files/Geneva%202.pdf)
- Cecchetti, S. G., Genberg, H. & Wadhvani, S. (2002, maio). *Asset prices in a flexible inflation targeting framework* (Working Paper N° 8970). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w8970
- Dias, V. P., Diniz, É. & Issler, J. V. (2013, março). *Non-durable consumption and real-estate prices in Brazil: Panel-data analysis at the state level* (Ensaios Econômicos N° 739). Rio de Janeiro: FGV/EPGE. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10438/10713>
- Dupor, B. (2002). The natural rate of Q. *American Economic Review*, 92(2), 96–101. doi: 10.1257/000282802320189078
- Durré, A. (2001, junho). *Would it be optimal for central banks to include asset prices in their loss function?* (Working Paper). Université Catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES). Disponível em: <http://hdl.handle.net/2078.1/5577>
- FGV Projetos. (2007, março). *O crédito imobiliário no Brasil: Caracterização e desafios*. São Paulo: Fundação Getúlio Vargas. Disponível em: <https://www.abecip.org.br/download?file=trabalho-fgv.pdf>
- FGV Projetos. (2014). *Políticas permanentes de habitação: A importância do programa Minha Casa Minha Vida*. Fundação Getúlio Vargas.
- Filardo, A. J. (2000). Monetary policy and asset prices. *Economic Review*, 85(3), 11–38. Disponível em: <https://www.kansascityfed.org/~media/files/publicat/econrev/econrevarchive/2000/3q00fila.pdf>
- Filardo, A. J. (2001, julho). *Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results* (Research Working Paper N° 01-04). Federal Reserve Bank of Kansas City. Disponível em: <https://www.kansascityfed.org/~media/files/publicat/reswkppap/pdf/rwp01-04.pdf>
- Finocchiaro, D., & Von Heideken, V. Q. (2013). Do central banks react to house prices? *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(8), 1659–1683. doi: 10.1111/jmcb.12065
- Furlani, L. G. C., Portugal, M. S. & Laurini, M. P. (2010). Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. *Economic Modelling*, 27(1), 284–295. doi: 10.1016/j.econmod.2009.09.008
- Garcia, F. (2010, 19 de dezembro). *Habitação e crescimento sustentado* [slides]. São Paulo: FIESP. Disponível em: <http://az545403.vo.msecnd.net/observatoriodaconstrucao/2015/10/Apresentacao-FGV.pdf> (Apresentado no 9º Congresso Brasileiro da Construção — ConstruBusiness 2010 — *Brasil 2022: Planejar, construir, crescer*)
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & Signoretto, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(Supplement s1), 107–141. doi: 10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x
- Geweke, J. (1999). Using simulation methods for bayesian econometric models: Inference, development, and communication. *Econometric Reviews*, 18(1), 1–73. doi: 10.1080/07474939908800428

- Gomes, S., & Mendicino, C. (2015, 2 de abril). *Housing market dynamics: Any news?* (Working Paper N° 1775). Frankfurt: European Central Bank. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1775.en.pdf>
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2000, Junho). Asset prices and the conduct of monetary policy. In *Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics Conference on Asset Markets and Monetary Policy*, Stockholm.
- Holland, M. (2005, 6–9 de dezembro). Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In *XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Natal, RN. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf>
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764. doi: 10.1257/0002828054201477
- Kanczuk, F. (2013). Um termômetro para as macro-prudenciais. *Revista Brasileira de Economia*, 67(4), 497–512. doi: 10.1590/S0034-71402013000400006
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773–795. doi: 10.1080/01621459.1995.10476572
- Klein, J. C. (2007). *Preços de ativos e determinação da política monetária brasileira: Uma análise empírica* (Dissertação de mestrado, PUC-Rio, Rio de Janeiro). doi: 10.17771/PUCRio.acad.10559
- Kuttner, K. (2011). *Monetary policy and asset price volatility: Should we refill the Bernanke–Gertler prescription?* (Working Paper N° 2011-04). Williamstown, MA: Department of Economics, Williams College. Disponível em: <http://web.williams.edu/Economics/wp/KuttnerMonetaryPolicyAndAssetPriceVolatility.pdf>
- Lopes, K. C., & Aragón, E. K. d. S. B. (2014). Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do Banco Central do Brasil. *Análise Econômica*, 32(62), 33–62. doi: 10.22456/2176-5456.37596
- Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069–1087. doi: 10.1016/j.jmoneco.2006.01.009
- McDonald, J. F., & Stokes, H. H. (2013). Monetary policy and the housing bubble. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 46(3), 437–451. doi: 10.1007/s11146-011-9329-9
- Mendonça, M. J., & Sachsidá, A. (2012). *Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?* (Texto para Discussão N° 1762). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- Minella, A., Freitas, P. S. d., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 1015–1040.
- Mishkin, F. S. (2007, outubro). *Housing and the monetary transmission mechanism* (Working Paper N° 13518). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w13518
- Policano, R. M., & Bueno, R. D. L. S. (2006, 5–8 de dezembro). A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995–2005. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf>
- Roubini, N. (2006). Why central banks should burst bubbles. *International Finance*, 9(1), 87–107. doi: 10.1111/j.1468-2362.2006.00032.x
- Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175. doi: 10.1162/154247603770383415
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *The American Economic Review*, 97(3), 586–606. doi: 10.1257/aer.97.3.586
- Soares, J. J. S., & Barbosa, F. d. H. (2006, 5–8 de dezembro). Regra de Taylor no Brasil: 1999–2005. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf>



Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 518–529. doi: 10.1198/073500102288618658

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. , 39, 195–214. doi: 10.1016/0167-2231(93)90009-L

Vickers, J. (2000). Monetary policy and asset prices. *The Manchester School*, 68(Supplement s1), 1–22. doi: 10.1111/1467-9957.68.s1.1

Woodford, M. (2011). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton University Press.

## APÊNDICE A. ESTIMAÇÃO FIML DO MODELO ESTRUTURAL

Inicialmente, foi estimado um VAR na forma reduzida utilizando as variáveis PIB, Inflação e preços das habitações, sem incluir a taxa de juros, tal como proposto por [Finocchiaro & Von Heideken \(2013\)](#). O propósito é encontrar a relação e ordem de defasagem dessas variáveis, sendo representadas por

$$y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 \pi_{t-1} = u_{1t}, \quad (\text{A-1})$$

$$\pi_t - \gamma_1 \pi_{t-1} = u_{2t}, \quad (\text{A-2})$$

$$\Delta q_t - \lambda_1 \Delta q_{t-1} = u_{3t}. \quad (\text{A-3})$$

Ao se incluir a equação proposta por [Taylor \(1993\)](#),

$$\hat{r}_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 y_t + \alpha_3 \pi_{t+1} + \alpha_4 \Delta q_t + u_{4t}. \quad (\text{A-4})$$

Sendo  $\rho_r = \alpha_1$ ,  $\Gamma_y = \alpha_2$ ,  $\Gamma_\pi = \alpha_3$  e  $\Gamma_q = \alpha_4$ , obtém-se o sistema de equações representado por

$$\begin{pmatrix} y_t & \pi_t & r_t & q_t \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_2 & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_4 & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_{t-1} & \pi_{t-1} & r_{t-1} & q_{t-1} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} -\beta_1 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_2 & -\gamma_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\lambda_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix},$$

ou, de forma mais compacta,

$$z_t B + x_t A = u_t, \quad (\text{A-5})$$

onde

$$\begin{aligned} z_t &= (y_t \quad \pi_t \quad r_t \quad q_t); & x_t &= (y_{t-1} \quad \pi_{t-1} \quad r_{t-1} \quad q_{t-1}); \\ B &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_2 & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_4 & 1 \end{pmatrix}; & A &= \begin{pmatrix} -\beta_1 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_2 & -\gamma_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\lambda_1 \end{pmatrix}; & u_t &= \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

O estimador de máxima verossimilhança para sistemas de equações é comumente referido como estimador de máxima verossimilhança de informação completa (FIML). Considerando o sistema de equações em (A-5). Para um sistema de  $N$  equações, a densidade de  $u_t$  assume a forma de uma distribuição normal multivariada

$$f(u_t) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^N (|V|)^{-\frac{1}{2}} \exp\left( -\frac{1}{2} (u_t V^{-1} u_t) \right), \quad (\text{A-6})$$

onde

$$V = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{pmatrix}.$$

A partir da densidade multivariada de  $z_t$  condicionada a  $x_t$ , tem-se:

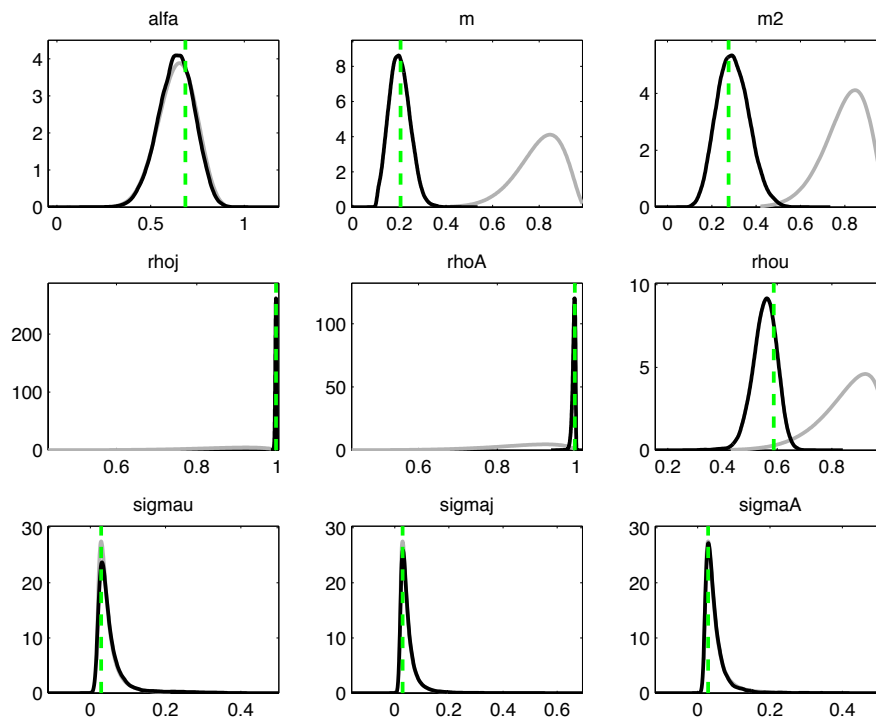
$$f(z_t) = f(u_t) \left( \left| \frac{\partial u_t}{\partial z_t} \right| \right), \quad (\text{A-7})$$

sendo  $(|\partial u_t / \partial z_t|)$  a matriz jacobiana.



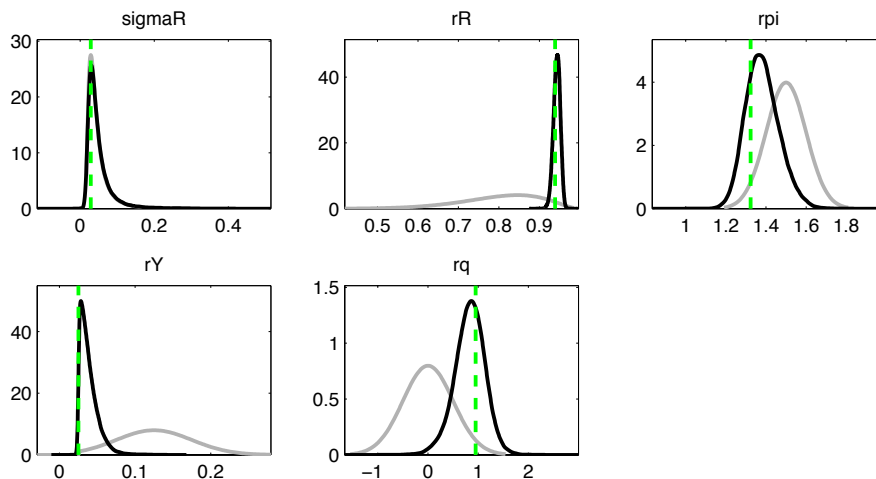
## APÊNDICE B. DISTRIBUIÇÕES A PRIORI E A POSTERIORI DOS PARÂMETROS

**Figura B-1.** Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo com preços dos imóveis.



*Nota:* A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

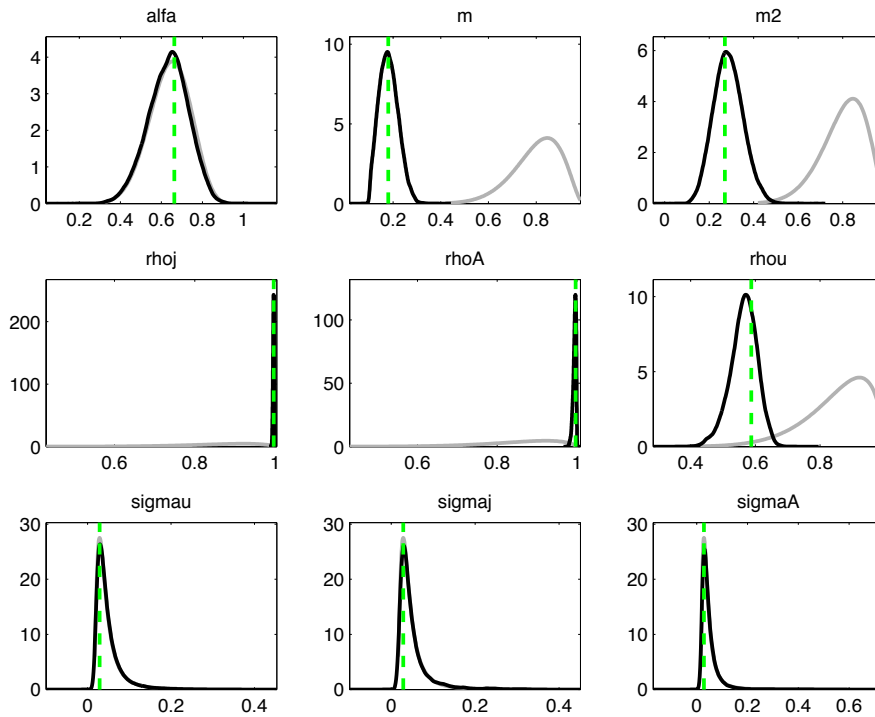
**Figura B-2.** Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo com preços dos imóveis.



*Nota:* A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

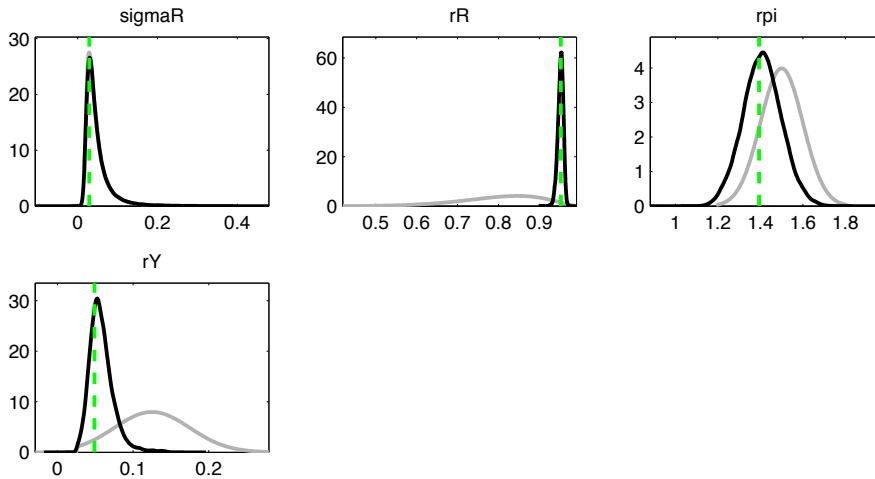


**Figura B-3.** Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo sem preços dos imóveis.



Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

**Figura B-4.** Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo sem preços dos imóveis.

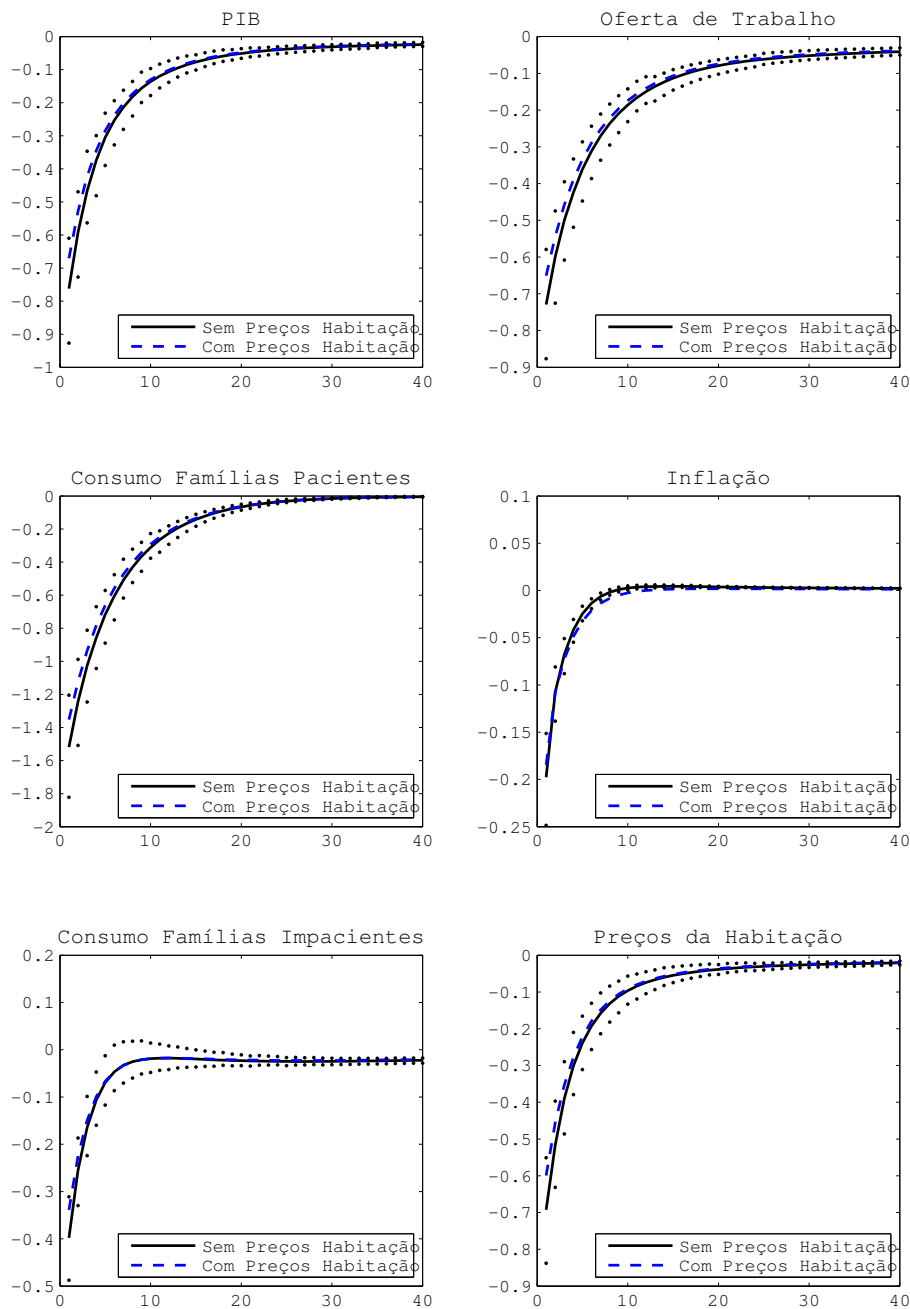


Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

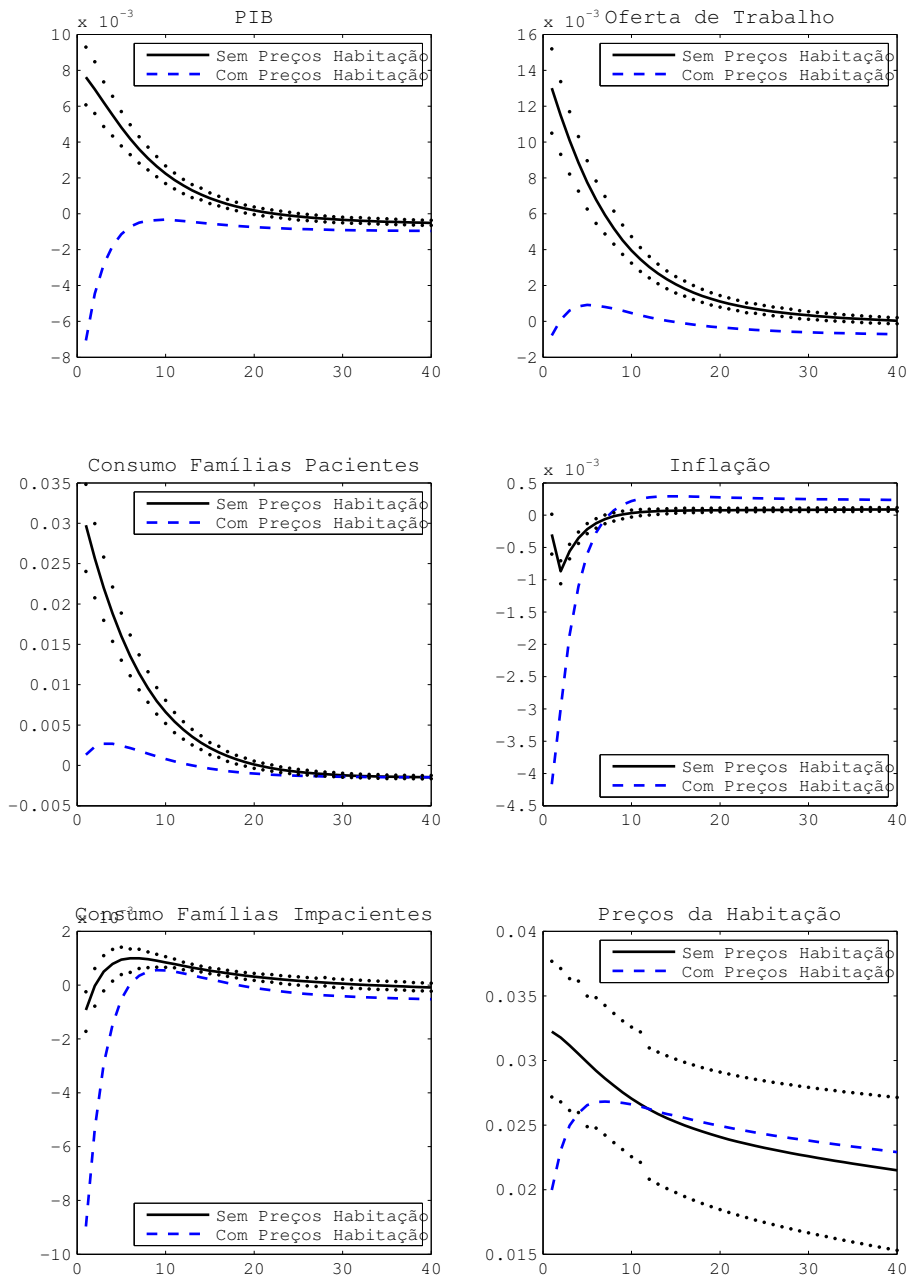


## APÊNDICE C. FUNÇÕES DE RESPOSTA À IMPULSO

Figura C-5. Funções de Resposta à Impulso a um choque de um desvio padrão na Taxa Nominal de Juros.



Nota: As linhas pontilhadas representam um intervalo de credibilidade de 68% para o caso sem preços da habitação.

**Figura C-6.** Funções de Resposta à Impulso a um choque de um desvio padrão na preferência por habitação.

Nota: As linhas pontilhadas representam um intervalo de credibilidade de 68% para o caso sem preços da habitação.