

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

Marcelo Eduardo Alves da Silva  
Departamento de Economia  
Universidade Federal de Pernambuco  
e  
PIMES/UFPE.  
[marcelo.easilva@ufpe.br](mailto:marcelo.easilva@ufpe.br)

Cássio da Nóbrega Besarria  
Departamento de Economia  
Universidade Federal da Paraíba  
[cassio.besaria@ufpe.br](mailto:cassio.besaria@ufpe.br)

## **Área: Teoria Aplicada**

### **Endereço:**

#### **Marcelo Eduardo Alves da Silva**

Prof. do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do PIMES/UFPE

PhD em Economia - University of North Carolina at Chapel Hill

E-mail: [marcelo.easilva@ufpe.br](mailto:marcelo.easilva@ufpe.br)

Endereço Profissional: Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Ciências Econômicas. Av. dos Economistas, S/N, Cidade Universitária, 50740-590 - Recife, PE - Brasil  
Telefone: (81) 21268380 Ramal: 243 Fax: (81) 21268380.

#### **Cássio da Nóbrega Besarria**

Prof. do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba

Doutor em Economia – PIMES/UFPE

E-mail: [cassio.besaria@ufpe.br](mailto:cassio.besaria@ufpe.br)

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

## Teoria Aplicada

### Resumo

O objetivo principal deste artigo é avaliar 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 e Métodos dos Momentos Generalizados. Em um segundo momento, este se utiliza um método de informação completa Bayesiano para estimar funções de reação do banco central dentro de um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral. Nossos resultados sugerem que os preços das habitações, embora façam parte do conjunto de informações disponíveis ao banco central, não têm entrado explicitamente no processo decisório da política monetária no Brasil.

**Palavras-Chave:** Preços das habitações, GMM, DSGE, Política monetária.

**JEL:** E52, E58, E44.

### Abstract

This article aims to assess whether the recent behavior of the Central Bank of Brazil suggests that monetary policy has reacted to changes in housing prices. To answer this question, we follow two strategies. Initially, we estimate central bank reaction functions using simple equations methods by OLS and Generalized Methods of Moments. In a second step, we use Bayesian complete information method to estimate central bank reaction functions within a Dynamic Stochastic General Equilibrium model. Our results suggest that the prices of housing, although being part of the set of information available to the central bank, have not explicitly entered in the decision making process of monetary policy in Brazil.

**Keywords** Housing Prices, GMM, Bayesian Estimation, Monetary Policy.

**JEL:** E52, E58, E44.

# 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, tem-se notícias de períodos de "boom-busts" nos preços dos ativos e de suas consequências adversas sobre a dinâmica macroeconômica. 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. 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 das flutuações nos preços das habitações. Para alcançar este objetivo serão utilizadas duas estratégias principais. A primeira, seguindo uma relativamente longa tradição na literatura, serão 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 e Schorfheide, 2007; Finocchiaro e 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 o consequente efeito sobre o consumo das famílias. Se, por um lado, o aumento nos preços das habitações se traduzem em aumentos na riqueza das famílias, por outro, podem 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 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 a resposta da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos. Há autores como Cecchetti (2000), Goodhart e 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 e oferta agregadas. Desta forma, ao responder a flutuações nos preços dos ativos, o banco central minimizaria tais distorções.

Por outro lado, autores como [Bernanke et al. \(1999\)](#), [Vickers \(1999\)](#), [Bernanke e Gertler \(2001\)](#), [Lowe e Borio \(2002\)](#), e [Kuttner et al. \(2011\)](#) 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, dado 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, sendo esta 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 et al. (2002), Minella et al. (2003), Policano e Bueno (2006), Borges Filho (2006), Klein (2007) e Furlani et al. (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 e Wouters (2007); Lubik e Schorfheide (2007); Finocchiaro e Von Heideken (2013).<sup>1</sup>

Os resultados das estimações do modelo DSGE apontam para o fato de que o banco central não tem reagido explicitamente a alterações nos preços das habitações no Brasil. 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 este último é melhor suportado pelos dados brasileiros. Isto não exclui a consideração dos preços das habitações (e de outros ativos) por parte do banco central no seu processo decisório da política monetária, conforme as citações acima parecem indicar, mas sugere que isto não ocorre de maneira explícita. Em outras palavras, os preços das habitações fazem parte do conjunto de informações disponíveis no processo decisório da política monetária, mas não é uma variável que define o comportamento da taxa de juros. Este resultado é reforçado pelas funções de impulso resposta que indicam 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 no Brasil.

Além desta introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. Na seção seguinte é apresentada uma descrição do comportamento recente do mercado habitacional brasileiro. Em seguida, é apresentada a estimação da função de reação do Banco Central, por meio dos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO) e momentos generalizados (GMM). 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.

---

<sup>1</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.

## 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 descreveu FGV (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.

Table 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

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 mostra que, à exceção do ano de 2014, a construção civil cresceu a taxas superiores e que contribuíram para o bom desempenho da economia brasileira nos anos recentes. Além disso, o setor da construção civil ampliou sua participação na composição do PIB para 7% em 2012 em comparação ao ano de 2009 (5% em 2009). Tal como destacou FIESP (2015), ao incluirmos a produção de material 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 a 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 (2007), mudanças no âmbito da legislação que reduziram os entraves institucionais e jurídicos contribuíram para o desenvolvimento do mercado habitacional, muitos deles ligados à baixa satisfação dos direitos de propriedade e ao elevado custo de execução de hipotecas.<sup>2</sup>

É importante observar que as mudanças na legislação, expansão do financiamento habitacional, implantação do programa habitacional "Minha Casa, Minha Vida", expansão recente da renda agregada, 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>3</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 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.

---

<sup>2</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>3</sup>Stokes (2012) e Mendonça e 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%.

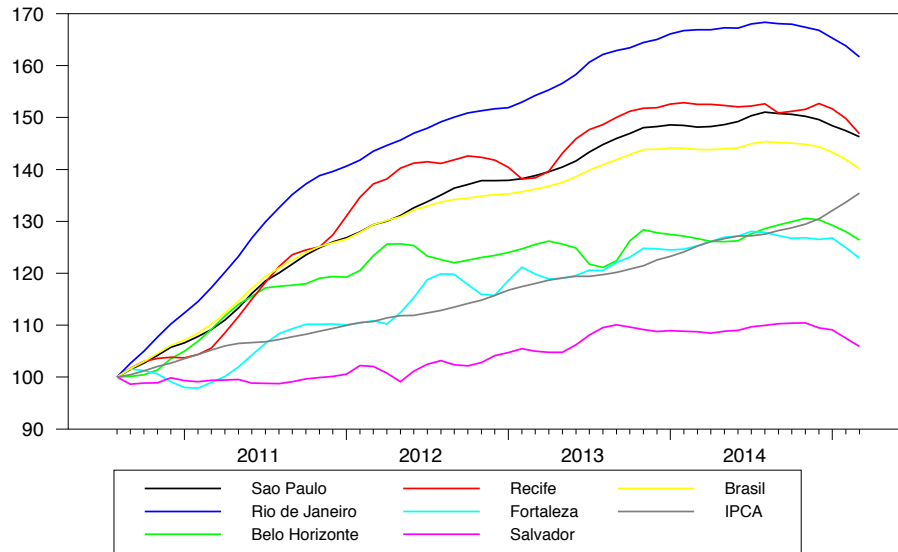


Figure 1: Comportamento dos preços reais das habitações brasileiras

Fonte: Elaboração própria

Table 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.

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 relaciona-se aos acontecimentos recentes na economia americana, onde um aumento expressivo nos preços desses ativos e a sua subsequente 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 suas 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 et al. \(2013\)](#) argumenta que a expansão dos preços dos imóveis tem apresentado um impacto significativo e não negligenciável, muito embora os efeitos encontrados foram menores que os obtidos por [Campbell e Cocco \(2007\)](#) para o caso americano. Os resultados encontrados por [Dias et al. \(2013\)](#), no entanto, sugerem que um dos canais através dos quais os preços das habitações afetariam o consumo das famílias e, por conseguinte, o agregado seria o financeiro. Ou seja, o aumento dos preços das habitações flexibilizaria as restrições de colaterais que ligam a capacidade de crédito 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 et al. \(2013\)](#), 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 política monetária.<sup>4</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 \(1993\)](#), estima-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

---

<sup>4</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.

funções de reação com o objetivo de capturar e entender o comportamento dos bancos centrais (Batini e Nelson, 2000; Goodhart e Hofmann, 2000; Cecchetti, 2000; Cecchetti et al., 2002; Filardo, 2001; Carlstrom e 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 e Wouters (2007); Lubik e Schorfheide (2007); Finocchiaro e 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 tem sido 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 e Nelson (2000), Goodhart e Hofmann (2000), Cecchetti (2000), Cecchetti et al. (2002), Filardo (2000), Filardo (2001), Durré et al. (2001), Bordo e Jeanne (2002), Carlstrom e Fuerst (2007), propuseram essa inclusão, além das medidas de inflação convencionais, tais como o índice de preços ao consumidor.

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, 2000). Como as medidas de inflação convencionais e aquelas relacionadas aos preços dos ativos podem diferir substancialmente, ao reagir as 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 a economia brasileira, existe uma série de estudos, tais como, Minella et al. (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Aragón e de Medeiros (2013), Lopes e 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 por esses autores não foram conclusivos quanto ao fato de a inclusão de os 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

desse ativo teria então baixa possibilidade de gerar um efeito riqueza positivo ou flexibilização das restrições de colaterais 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.

Um fato importante observado é que no atual estágio desta pesquisa não foram encontrados estudos aplicados a economia brasileira que tratassem da influência da inflação nos preços das habitações na determinação da taxa de juros, fazendo com este estudo seja inédito para o caso brasileiro. Com isso, no contexto dos preços das habitações, parte-se da discussão proposta por [Finocchiaro e Von Heideken \(2013\)](#), na qual foi proposta uma formulação para a regra de política monetária em que foi incluída explicitamente a evolução dos preços das habitações. A regra de Taylor modificada, portanto, foi definida 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:

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

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,  $\Delta q_t$  é a inflação dos preços das habitações, e  $e_t$  é choque que captura os componentes não sistemáticos na regra de política e  $\Gamma_p \equiv (1 - \rho_r)r_\pi$ ,  $\Gamma_y \equiv (1 - \rho_r)r_y$ ,  $\Gamma_q \equiv (1 - \rho_r)r_q$ .

A regra de política monetária apresentada acima será estimada a partir dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários - MQO e Métodos dos Momentos Generalizados - GMM. 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 e a sua utilização justifica-se principalmente em modelos com endogeneidade. Destaca-se que a adequação da inferência estatística gerada a partir desse método está ligada a 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 será tratada a partir do teste J.

Para estimar a regra de política monetária para o Brasil foram utilizadas dados trimestrais no período de 2001: 01 a 2014: 03 e todas as séries foram utilizadas na forma de log-desvio de uma tendência linear e ajustadas sazonalmente antes da estimativa. A Tabela 3 mostra as estimativas obtidas a partir dos métodos GMM e MQO para a função de reação.

Tal como propôs [Finocchiaro e Von Heideken \(2013\)](#), foram estimados dois modelos a partir do GMM, sendo o primeiro irrestrito ( $q \neq 0$ ) e o segundo restrito ( $q = 0$ ). Em linhas gerais, os resul-

Table 3: Estimação da função de reação

Método	$\rho$	$\Gamma_p$	$\Gamma_y$	$\Gamma_q$
$GMM_{IR}$	0.90*	0.124*	0.315	0.021*
$GMM_R$	0.90*	0.122*	0.283	0.00
MQO	0.88*	0.08*	0.09	0.02*

**Nota:** Os termos com (\*) são significantes ao nível de 5%.

tados 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 as expectativas de inflação, percebe-se que esse é estatisticamente significativo e mostra que o Banco Central reage positivamente aos desvios das expectativas de inflação, adotando uma postura *forward-looking*. Por fim, destaca-se que o hiato do produto apresentou coeficiente estatisticamente insignificante.

Em relação aos preços das habitações, as estimativas indicam que o BACEN tem respondido de forma positiva a inflação nos preços das habitações, sendo importante ressaltar que o peso atribuído às variações nos preços das habitações é inferior ao peso relacionado às expectativas de inflação. Esse resultado dá a entender que, pelo fato de os preços dos ativos serem mais voláteis que os indicadores de inflação convencionais, o peso atribuído as flutuações nos preços das habitações deve, em princípio, ser menor visto que, 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.

A despeito dos resultados acima, a estimação de equações simples apresentam alguns problemas. Como destacado por [Lubik e Schorfheide \(2007\)](#) e [Finocchiaro e Von Heideken \(2013\)](#) estas estimativas sofrem com a presença de endogeneidade, quando estimadas por MQO, e, tendem a ser viesadas quando estimadas por GMM. Além disto, na prática, encontrar bons instrumentos para implementar o método GMM é algo complicado. Instrumentos inválidos ou fracos representam um sério desafio para a boa inferência e podem comprometer as estimativas ([Stock et al., 2002](#)). Uma alternativa é usar abordagens de informação completa, que utilizam um conjunto de informações superior e impõe maior disciplina na estimação dos parâmetros de interesse, uma vez que estes são estimados a partir da satisfação das condições de equilíbrio geral do modelo. Diante disto, este artigo desenvolve e estima por meio de técnicas bayesianas um modelo DSGE. Em particular, serão estimadas duas versões do modelo DSGE, 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 estimativas "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.

## 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 de consumo 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 por suavização da taxa de juros e onde a taxa básica de juros é alterada a partir de desvios da inflação e do produto de seu potencial. Diferentemente de Smets e Wouters (2007), o produto potencial é representado pelo produto no nível estacionário. Como em Finocchiaro e Von Heideken (2013) serão analisados dois casos: um onde o banco central não inclui explicitamente os preços dos imóveis na regra de instrumento e outra com a inclusão explícita 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

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

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

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

onde  $q_t \equiv Q_t/P_t$  representa o preço das habitações em termos reais,  $w_t^P \equiv W_t^P/P_t$  é a taxa de juros real,  $R_t$  é a taxa de juros nominal bruta,  $b_{t-1}^P$  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  $T_t^P$  é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de "securities" estado-contingentes.

Finalmente,  $\Phi_t^P \equiv \phi_h \frac{(h_t^P - h_{t-1}^P)^2 q_t h_{t-1}^P}{2}$  representa custos de ajustamento na habitação.

## 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 diferença 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.

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

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

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

onde  $w_t^{IMP}$  é salário real,  $b_{t-1}^{IMP}$  é o nível real de dívida  $T_t^{IMP}$  é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de "securities" estado-contingentes.  $\Phi_t^{IMP}$  representa, assim como no caso das famílias pacientes, os custos de ajustamento em habitação.

A restrição de empréstimos é dada por

$$b_t^{IMP} \leq m^{IMP} E_t \left( \frac{q_{t+1} h_t^{IMP} \pi_{t+1}}{R_t} \right) \quad (5)$$

onde  $m^{IMP}$  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 simplificada em relação ao caso brasileiro, mas a decisão foi mantê-la por razões de comparabilidade dos resultados (Iacoviello, 2005; Gerali et al., 2010; Finocchiaro e Von Heideken, 2013).<sup>5</sup>

## 4.3 Empreendedores

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

<sup>5</sup>Kanczuk (2013) e Carvalho et al. (2014) assumem diferentes especificações, com objetivos diferentes, para esta restrição no contexto brasileiro. Numa versão posterior incluiremos os resultados das estimações com diferentes especificações para esta restrição num exercício de robustez.

de produção

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\mu h_{t-1}^v (L_t^P)^{\alpha(1-\mu-v)} (L_t^{IMP})^{(1-\alpha)(1-\mu-v)} \quad (6)$$

onde  $\alpha$  denota a fração de famílias pacientes e  $A_t$  representa o nível de tecnologia na economia. Empreendedores são riscos 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) sujeitos à tecnologia de produção (6) e a um fluxo de recursos dados por

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

onde  $X_t \equiv \frac{P}{P^\theta}$  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.  $\Phi_{K,t}$  e  $\Phi_{he,t}$  representam os custos de ajustamento de capital e habitação, respectivamente e são dados por

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

$$\Phi_{e,t} \equiv \frac{\phi_e}{2} \left( \frac{h_t - h_{t-1}}{h_{t-1}} \right)^2 q_t h_{t-1}$$

Como apontado por (Iacoviello, 2005), os custos de ajustamento é uma forma simplificadora de introduzir custos de transação ou custos de conversão na transformação de uma habitação residencial em uma comercial, e vice-versa. 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

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

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 Firmas varejistas

Firmas varejistas são a fonte de rigidez nominal na economia assim como em (Bernanke et al., 1999). Existe um contínuo de firmas varejistas, indexadas por  $r$ , onde  $r \in (0, 1)$ , que compram o bem intermediário,  $Y_t$ , dos empreendedores ao preço  $P_t^\theta$ , 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  $P_t^\theta$  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 e Wouters, 2007), é assumido que a cada período apenas uma fração  $1 - \omega$ , onde  $0 < \omega < 1$ , das firmas varejistas podem escolher preços otimamente, enquanto as demais indexam seus respectivos preços à inflação passada. Neste contexto, as firmas que são permitidas escolher preços ótimos,  $P_t^*(r)$ , o fazem tal que :

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

onde  $\Delta_{t,k} \equiv \beta \left( \frac{c_t^P}{c_{t+k}^P} \right)$  é a taxa marginal de substituição intertemporal das famílias pacientes (proprietárias das firmas),  $X \equiv \frac{\epsilon}{\epsilon-1}$  é o markup no estado estacionário e  $Y_{t+k}^*(r) = \left( \frac{P_t^*(r)}{P_{t+k}} \right)^{-\epsilon} Y_t$  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 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 e 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 e do PIB, a qual



chamaremos de de "regra de instrumento 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 estendida.

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

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

onde um ^ sobre a variável representa desvios em log da variável em relação ao seu valor de estado estacionário.

Por outro lado, a regra estendida é dada por:

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

## 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  $\{h_t, h_t^P, h_t^{IMP}, L_t^P, L_t^{IMP}, c_t, c_t^P, c_t^{IMP}, b_t, b_t^P, b_t^{IMP}, K_t\}_{t=0}^\infty$  e valores  $\{P_t, P_t^*, X_t, R_t, w_t^P, w_t^{IMP}, q_t\}_{t=0}^\infty$  tal que as condições de optimalidade associadas com os problemas de maximização descritos acima são satisfeitas, dadas as condições iniciais  $\{h_{t-1}, h_{t-1}^P, h_{t-1}^{IMP}, b_{t-1}, b_{t-1}^P, b_{t-1}^{IMP}, K_{t-1}, P_{t-1}, R_{t-1}\}$ , uma sequência de choques  $\{e_{R,t}, e_{u,t}, e_{j,t}, e_{A,t}\}$  e as seguintes condições de equilíbrio de mercado:

$$H = h_t + h_t^P + h_t^{IMP} \quad (14)$$

$$Y_t = c_t + c_t^P + c_t^{IMP} + I_t \quad (15)$$

$$0 = b_t + b_t^P + b_t^{IMP} \quad (16)$$

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, o qual é um método de Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC), para a obtenção da distribuição de probabilidade posterior dos parâmetros. Para este fim foram geradas duas sequências independentes com cada uma sendo composta de 4.000.000 retiradas usando o algoritmo de Metropolis-Hastings. A aceitação média ao longo das duas cadeias ficou em torno de 28%, e convergência foi avaliada utilizando os métodos propostos por [Brooks e Gelman \(1998\)](#). As primeiras 2.000.000 de 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.

### 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 os valores empregados por [Iacoviello \(2005\)](#). A Tabela 4 a apresenta uma breve descrição dos parâmetros estruturais do modelo DSGE.

Table 4: Parâmetros Fixos

Descrição	Símbolo	Valor
<i>Parâmetros de preferência</i>		
Fator de desconto das famílias pacientes	$\beta^P$	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	$\mu$	0.3
Participação de habitação	$\nu$	0.03
Fração de famílias pacientes	$\alpha$	0.64
Parâmetro do custo de ajustamento de capital	$\psi$	2
Parâmetro do custo de ajustamento da habitação	$\phi$	0
Taxa de depreciação	$\delta$	0.03
<i>Fração Empréstimo-Valor do Imóvel</i>		
Fração Empréstimo-Valor do Imóvel empreendedor	$m$	0.89
Fração Empréstimo-Valor do Imóvel família	$m^{IMP}$	0.55
<i>Parâmetros de rigidez de preços</i>		
Mark-up no estado estacionário	$X$	1.05
Parâmetro de Calvo nos preços	$\omega$	0.75

**Fonte:** Elaboração própria

## 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 ao intervalo de confiança dos parâmetros estimados utilizando a técnica de inferência Bayesiana para os dois tipos de modelos estimados.

Table 5: Results from posterior maximization (parameters)

	<i>Priori</i>			<i>Sem preços dos imóveis</i>			<i>Com preços dos imóveis</i>		
	Prior distribution	Prior mean	Prior s.d.	Posterior mode	HPD Inf.	HPD Sup.	Posterior mode	HPD Inf.	HPD Sup.
$\rho_j$	beta	0.850	0.1000	0.9999	0.9998	0.9999	0.9999	0.9998	0.9999
$\rho_A$	beta	0.850	0.1000	0.9978	0.9977	0.9981	0.9980	0.9976	0.9980
$\rho_u$	beta	0.590	0.1000	0.6759	0.6577	0.6940	0.6729	0.6535	0.6908
$\sigma_u$	invg	0.050	2.0000	0.0230	0.0113	0.0868	0.0230	0.0112	0.0876
$\sigma_j$	invg	0.050	2.0000	0.0230	0.0113	0.0878	0.0230	0.0112	0.0884
$\sigma_A$	invg	0.050	2.0000	0.0230	0.0113	0.0873	0.0230	0.0114	0.0859
$\sigma_R$	invg	0.050	2.0000	0.0230	0.0113	0.0913	0.0230	0.0113	0.0843
$r_R$	beta	0.800	0.1000	0.9530	0.9429	0.9615	0.9491	0.9377	0.9589
$r_\pi$	norm	1.500	0.1000	1.2261	1.1831	1.2675	1.2447	1.1940	1.2885
$r_Y$	norm	0.125	0.0500	0.0250	0.0250	0.0250	0.0250	0.0250	0.0250
$r_q$	norm	0.000	0.0100				0.0028	-0.0007	0.0063

Primeiramente, observa-se que os parâmetros estimados sofrem pouca alteração entre os dois modelos, indicando a consistência das estimações destes parâmetros. 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, no entanto, o intervalo de confiança admite valores negativos e positivos. E, portanto, não se pode assegurar a posteriori que o BACEN de fato tem considerado explicitamente os preços das habitações em sua função de reação. Este resultado ficará mais evidente a partir da análise da densidade marginal dos dados na próxima seção.

### 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), modified harmonic mean estimator. A Tabela 6 apresenta os valores para a densidade marginal dos dados (em log) computada utilizando este estimador.

Table 6: Especificações alternativas do Modelo DSGE: Log da Densidade Marginal dos Dados

Modelo	Log Densidade Marginal dos Dados	Diferença	Posterior Odds
Sem preços das habitações	-23.89	0	1
Com preços das habitações	-25.40	-1.51	0.22

O modelo com preços das habitações é comparado então ao modelo sem os preços na função de reação. A diferença em log entre os modelos é de  $-1.51$ , o que computando a *posterior odds ratio*, produz evidência favorável ao modelo sem preços das habitações incluso. Portanto, com base nas estimações, o banco central não tem reagido diretamente a alterações no comportamento dos preços das habitações no Brasil. Isto não exclui a consideração dos preços das habitações por parte do banco central, mas sugere que isto não é feito de maneira explícita. Em outras palavras, os preços das habitações fazem parte do conjunto de informações disponíveis no processo decisório da política monetária, mas não é uma variável que define o comportamento da taxa de juros.

Este resultado é reforçado pelo funções de impulso resposta que indicam 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. A Figura 2 apresenta

as respostas das variáveis de interesse a um choque de 1% na taxa de juros nos dois modelos e como é possível verificar a diferença das respostas à impulso sob os dois cenários é virtualmente nula.

## 6 Conclusão

Este artigo investiga se, e em que medida, o Banco Central brasileiro tem reagido a flutuações nos preços das habitações. Para alcançar este objetivo foram utilizadas duas estratégias principais. A primeira estima 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 desenvolve e estima, por meio de técnicas Bayesianas, 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 das estimações do modelo DSGE apontam para o fato de que o banco central não tem reagido explicitamente a alterações nos preços das habitações no Brasil. Muito embora, os preços das habitações façam parte do conjunto de informações disponíveis no processo decisório da política monetária, os nossos resultados indicam que esta não é uma variável que define explicitamente o comportamento da taxa de juros. Este resultado é reforçado pelas funções de impulso resposta que indicam que a inclusão dos preços das habitações na função de reação não alteram significativamente a transmissão da política monetária no país.

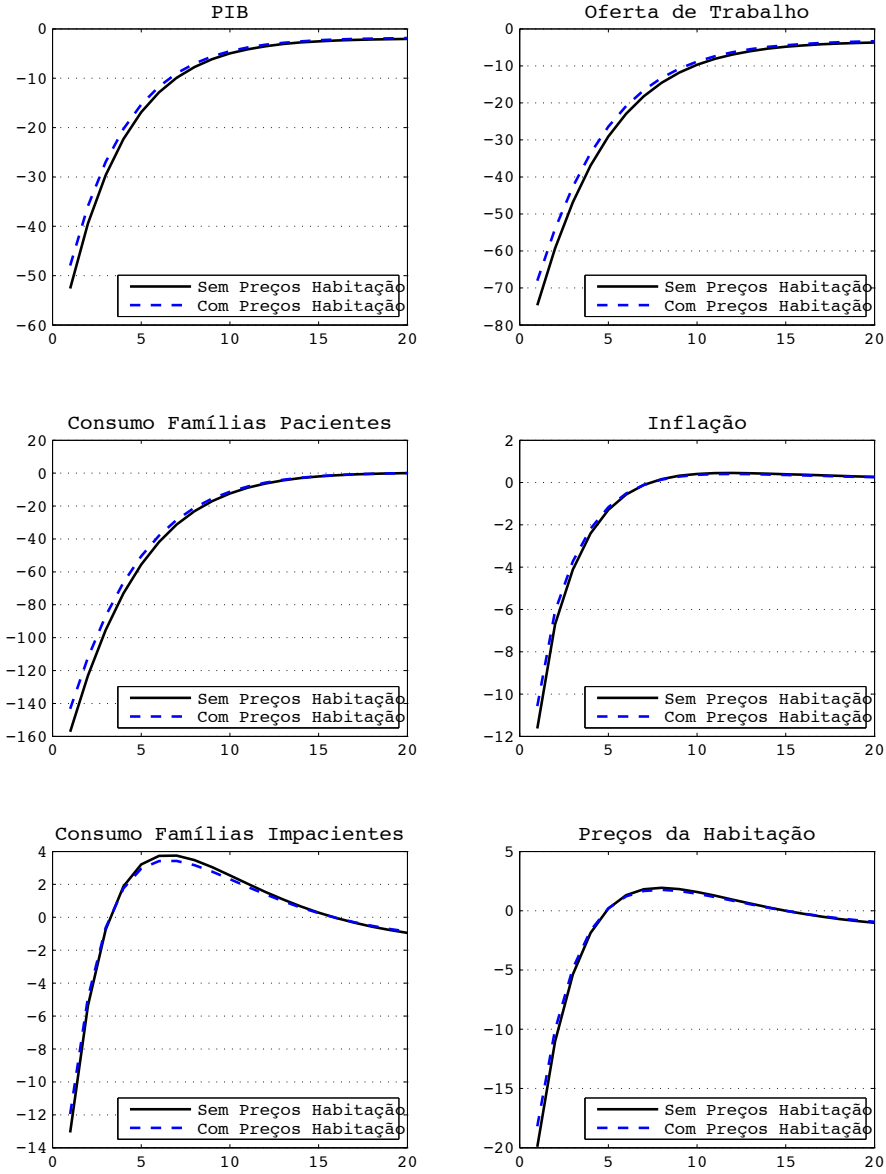


Figure 2: Funções de Resposta à Impulso a um choque de 1% na Taxa Nominal de Juros

## References

Andrews, Donald WK (1999), "Consistent moment selection procedures for generalized method of moments estimation." *Econometrica*, 67, 543–563.

Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano e Gabriela Bezerra de Medeiros (2013), "Testing asym-

- metries in central bank preferences in a small open economy: A study for brazil." *EconomiA*, 14, 61–76.
- Batini, Nicoletta e Edward Nelson (2000), "When the bubble bursts: monetary policy rules and foreign exchange market behavior." *Bank of England, London*.
- Bernanke, Ben S e Mark Gertler (2001), "Should central banks respond to movements in asset prices?" *american economic review*, 253–257.
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler, e Simon Gilchrist (1999), "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." In *Handbook of Macroeconomics* (J. B. Taylor e M. Woodford, eds.), volume 1 of *Handbook of Macroeconomics*, chapter 21, 1341–1393, Elsevier, URL <http://ideas.repec.org/h/eee/macchp/1-21.html>.
- Bordo, Michael D e Olivier Jeanne (2002), "Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Borges Filho, João Philippi (2006), "Regra de taylor no brasil e preços de ativos financeiros: 1999-2005."
- Brooks, Stephen P. e Andrew Gelman (1998), "General methods for monitoring convergence of iterative simulations." *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7, 434–455.
- Browning, Martin, Mette Gørtz, e Søren Leth-Petersen (2013), "Housing wealth and consumption: a micro panel study." *The Economic Journal*, 123, 401–428.
- Calvo, Guillermo A. (1983), "Staggered prices in a utility-maximizing framework." *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
- Campbell, John Y e Joao F Cocco (2007), "How do house prices affect consumption? evidence from micro data." *Journal of Monetary Economics*, 54, 591–621.
- Carlstrom, Charles T e Timothy S Fuerst (2007), "Asset prices, nominal rigidities, and monetary policy." *Review of Economic Dynamics*, 10, 256–275.
- Carvalho, Carlos, Nilda Pasca, Laura Souza, e Eduardo Zilberman (2014), "Macroeconomic effects of credit deepening in latin america." Technical report, PUC-Rio.
- Cecchetti, Stephen G, Hans Genberg, e Sushil Wadhvani (2002), "Asset prices in a flexible inflation targeting framework." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Cecchetti, Stephen Giovanni (2000), *Asset prices and central bank policy*. Centre for Economic Policy Research.
- Dias, Victor Pina, Érica Diniz, e João Victor Issler (2013), "Non-durable consumption and real-estate prices in brazil: Panel-data analysis at the state level." Technical report, FGV/EPGE Escola Brasileira de Economia e Finanças, Getulio Vargas Foundation (Brazil).



- Dupor, Bill (2002), "The natural rate of  $q$ ." *American Economic Review*, 96–101.
- Durré, Alain et al. (2001), *Would it be optimal for central banks to include asset prices in their loss function?* Université catholique de Louvain.
- FGV (2007), "O crédito imobiliário no brasil: caracterização e desafios." *São Paulo*.
- FGV (2014), "Políticas permanentes de habitação: A importância do programa minha casa minha vida." *São Paulo*.
- FIESP (2015), "11º construbusiness - antecipando o futuro." *São Paulo*.
- Filardo, Andrew J (2000), "Monetary policy and asset prices." *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 85, 11–38.
- Filardo, Andrew J (2001), "Should monetary policy respond to asset price bubbles? some experimental results." *Some Experimental Results (July 2001)*. FRB of Kansas City Working Paper.
- Finocchiaro, Daria e Virginia Queijo Von Heideken (2013), "Do central banks react to house prices?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 45, 1659–1683, URL <http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12065>.
- Furlani, Luiz Gustavo Cassilatti, Marcelo Savino Portugal, e Márcio Poletti Laurini (2010), "Exchange rate movements and monetary policy in brazil: Econometric and simulation evidence." *Economic Modelling*, 27, 284 – 295, URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999309001655>.
- Gerali, Andrea, Stefano Neri, Luca Sessa, e Federico M. Signoretti (2010), "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area." *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107–141, URL <http://ideas.repec.org/a/mcb/jmoncb/v42y2010islp107-141.html>.
- Geweke, John (1999), "Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development, and communication." *Econometric Reviews*, 18, 1–73, URL <http://ideas.repec.org/a/taf/emetrv/v18y1999ilp1-73.html>.
- Goodhart, Charles e Boris Hofmann (2000), "Asset prices and the conduct of monetary policy." In *Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics conference on Asset Markets and Monetary Policy, Stockholm, June*.
- Holland, Márcio (2005), "Monetary and exchange rate policy in brazil after inflation targeting." *ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33.
- Iacoviello, Matteo (2005), "House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle." *American economic review*, 739–764.

- Kanczuk, Fabio (2013), "Um Termômetro para as Macro-Prudenciais." *Revista Brasileira de Economia*, 67, 497 – 512, URL [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-71402013000400006&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402013000400006&nrm=iso).
- Klein, Júlia Cordova (2007), *Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: uma Análise Empírica*. Ph.D. thesis, PUC-Rio.
- Kuttner, Kenneth et al. (2011), "Monetary policy and asset price volatility: Should we refill the bernanke-gertler prescription?" Technical report.
- Lopes, Kennedy Carvalho e Edilean Kleber Bejarano Aragón (2014), "Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do banco central do brasil." *Análise Econômica*, 32.
- Lowe, Philip e Claudio Borio (2002), "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus." Technical report, Bank for International Settlements.
- Lubik, Thomas A. e Frank Schorfheide (2007), "Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation." *Journal of Monetary Economics*, 54, 1069–1087, URL <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v54y2007i4p1069-1087.html>.
- Minella, André, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn, e Marcelo Kfoury Muinhos (2003), "Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility." *Journal of International Money and Finance*, 22, 1015–1040.
- Mishkin, Frederic S (2007), "Housing and the monetary transmission mechanism." Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Roubini, Nouriel (2006), "Why central banks should burst bubbles\*." *International Finance*, 9, 87–107.
- Smets, Frank e Rafael Wouters (2007), "Shocks and frictions in us business cycles: A bayesian dsge approach." *The American Economic Review*, 97, 586–606.
- Soares, João José Silveira e Fernando de Holanda Barbosa (2006), "Regra de taylor no brasil: 1999-2005." *ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34.
- Stock, James H, Jonathan H Wright, e Motohiro Yogo (2002), "A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments." *Journal of Business & Economic Statistics*, 20.
- Taylor, John B (1993), "Discretion versus policy rules in practice." In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, 195–214, Elsevier.
- Vickers, John (1999), "Monetary policy and asset prices." *QUARTERLY BULLETIN-BANK OF ENGLAND*, 39, 428–435.

Woodford, M. (2011), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.