



Nova Economia

ISSN: 0103-6351

ne@face.ufmg.br

Universidade Federal de Minas Gerais
Brasil

Nóbrega Besarria, Cássio; Leitão Paes, Nelson; Alves da Silva, Marcelo Eduardo
Como o Banco Central tem reagido aos choques (bolhas) nos preços das habitações
brasileiras? Uma análise por meio por meio do Modelo Dinâmico Estocástico de
Equilíbrio Geral (DSGE)

Nova Economia, vol. 26, núm. 2, 2016, pp. 553-583

Universidade Federal de Minas Gerais
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400449694008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Como o Banco Central tem reagido aos choques (bolhas) nos preços das habitações brasileiras? Uma análise por meio por meio do Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE)

How has the Central Bank reacted to shocks (bubbles) in the Brazilian housing prices? An analysis using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model

Cássio Nóbrega Besarria

Universidade Federal da Paraíba

Nelson Leão Paes

Universidade Federal de Pernambuco

Marcelo Eduardo Alves da Silva

Universidade Federal de Pernambuco

Abstract

This article aims to analyze the effects of shocks (bubbles) in real estate prices on Brazilian macroeconomic variables (GDP, inflation and interest rate). Two methodological procedures were used: first, the structural parameters of the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model will be obtained through the Generalized Method of Moments (GMM). The results of this stage will be used to simulate the effects of shocks in housing prices on an artificial economy. Subsequently, a Vector Autoregressive (VAR) model is used in which shocks are identified through signal restriction, based on the results obtained by calibration of the theoretical model. The results showed that the effects of bubbles in the Brazilian housing market positively affected subsequent movements in product and inflation; however, the effect of this shock on these variables was only transitory, instead causing persistent effects only on the interest rate.

Keywords

bubbles; monetary policy; artificial economy.

JEL Codes C00; G12; R20.

Resumo

Este artigo tem o propósito de analisar os efeitos do choque (bolha) nos preços dos imóveis sobre as variáveis macroeconômicas brasileiras (PIB, inflação e taxa de juro). Foram utilizados dois procedimentos metodológicos: inicialmente, serão obtidos os parâmetros estruturais do modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE), por meio do Método Generalizado dos Momentos (GMM). Esses resultados dessa etapa serão utilizados na simulação dos efeitos dos choques nos preços das habitações na economia artificial. Posteriormente, será utilizado o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), no qual os choques serão identificados por meio de restrições de sinais, baseadas nas respostas obtidas pela calibração do modelo teórico. Os resultados mostraram que os efeitos da bolha no mercado habitacional brasileiro afetou positivamente os movimentos subsequentes no produto e na inflação; no entanto, o efeito desse choque se deu de forma transitória sobre essas variáveis, trazendo efeitos persistentes apenas sobre a taxa de juros.

Palavras-chave

bolhas; política monetária; economia artificial.

Códigos JEL C00; G12; R20.

1 Introdução

A crise *Subprime* ocorrida nos EUA afetou diretamente a estabilidade dos mercados financeiros internacionais, aumentando o interesse pela investigação sobre a postura dos bancos centrais diante de choques ou bolhas nos preços de ativos, em particular nos preços das habitações.

Com base nisso, nesta pesquisa serão apresentados os microfundamentos padrões de uma economia fechada, na qual será mostrado um conjunto de especificações alternativas de equações para as curvas IS, curva de Phillips, comportamento dos preços dos ativos e uma regra de Taylor modificada, para a economia brasileira, baseada nos trabalhos de Alchian e Klein (1973), Clarida, Galí e Gertler (1998) e Nisticò (2003).

Essa modelagem tem o propósito de simular a resposta do Banco Central na presença de uma bolha nos preços das habitações brasileiras, por meio do modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE). A escolha desse modelo se deu pelo fato que este aborda a famosa crítica de Lucas,¹ baseando-se em uma estrutura microfundamentada em que os agentes econômicos (famílias e firmas) tomam decisões do tipo *forward-looking* e derivam as equações comportamentais a partir da otimização de suas funções-objetivo, sujeitas a restrições orçamentárias e tecnológicas, respectivamente.

E, conforme Clarida *et al.* (2002), Blanchard e Galí (2007) e Galí (2008), esses modelos se tornaram uma ferramenta fundamental para a análise de política monetária para os Bancos Centrais. Uma vez que esses estendem a discussão proposta no modelo neoclássico do RBC, introduzindo características keynesianas como competição imperfeita e preços sticky e são explícitos quanto aos choques que afetam a economia, auxiliando na tomada de decisão dos gestores de política monetária perante flutuações macroeconômicas.

Destaca-se que a bolha nos preços das habitações será tratada nesta pesquisa como um choque exógeno; para analisar os efeitos desse sobre as variáveis macroeconômicas descritas acima, serão utilizados dois procedimentos metodológicos. No primeiro momento, serão obtidos os pa-

1 Lucas (1976) chamou a atenção para o fato de que os modelos formulados por sistemas de equações simultâneas (modelos na forma reduzida), embora muito útil para previsão, não era apropriado para avaliação de políticas econômicas: quando uma mudança na política econômica é introduzida, os agentes podem reagir, mudando suas expectativas e comportamento, e isso vai mudar os parâmetros obtidos no modelo na forma reduzida.

râmetros estruturais do modelo DSGE por meio do método generalizado dos momentos (GMM), e, por meio desses, será realizada a simulação dos choques nos preços dos ativos.

Posteriormente, será utilizado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), no qual os choques são identificados utilizando restrições de sinal sobre as respostas estruturais, baseadas no modelo teórico. A principal diferença dessa discussão em relação aos trabalhos que adotam essa metodologia está na estratégia de identificação voltada para os choques nos preços dos ativos em vez de se analisar os choques de política monetária.

Além desta introdução, a seção 2 descreve o modelo teórico; a seção 3, os procedimentos metodológicos e os dados; a Seção 4 apresenta os resultados obtidos pelo Método Generalizado dos Momentos (GMM) e pelo modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com restrições de sinal, e a seção 5 relata as considerações finais.

2 Revisão de literatura da relação entre os preços dos ativos e a política monetária

A discussão sobre a postura assumida pelo Banco Central diante de uma bolha de ativos não é recente e permanece pouco clara, sendo um dos problemas mais controversos enfrentados pelos bancos centrais na atualidade. Nesta seção, serão apresentados alguns trabalhos que argumentam que a política monetária deve ser usada para responder ao crescimento excessivo nos preços dos ativos, ou reduzi-lo, a fim de diminuir as suas consequências negativas sobre a economia.

Baseado nessa discussão, Cecchetti *et al.* (2000) buscaram encontrar evidências para incluir os preços dos ativos na política do Banco Central. Esses argumentaram que os desalinhamentos dos preços dos ativos devem ser sistematicamente considerados pelo banco central em suas previsões da inflação e do hiato do produto, apesar de não ser o objetivo principal no contexto de um regime de metas de inflação. A principal razão é que bolhas nesses preços provocam distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e oferta agregadas. Uma pequena elevação (redução) nas taxas de juros quando os preços dos ativos ultrapassam (ou ficam abaixo) os níveis fundamentais, compensam o impacto de uma bolha nos níveis de produção e inflação.

Em discussão recente, Bjørnland e Leitemo (2009) procuraram mensurar a interdependência entre a política monetária e os preços dos ativos nos EUA, por meio do modelo VAR estrutural (SVAR). Esse modelo levou em consideração a interdependência entre a taxa de juros e os preços dos ativos, incorporando restrições de curto e longo prazos.

Os resultados mostraram que o choque de política monetária reduziu a produção de forma transitória, sendo que o PIB atingiu o seu mínimo depois de um ano e meio. Por outro lado, a inflação aumentou inicialmente, e após quatro meses essa começou a declinar. O aumento da taxa de juros também teve forte impacto sobre os retornos das ações; esse choque reduziu cerca de nove por cento os preços desses ativos.

Ao se analisar o choque positivo nos preços das ações, percebe-se que esse elevou a inflação e o produto no curto prazo. A argumentação para esse fato foi que o aumento nos preços das ações eleva o consumo por meio de um efeito de riqueza e investimento através do efeito Q de Tobin, afetando assim a inflação e a demanda agregada. Por fim, o choque no mercado de ações trouxe efeitos permanentes na taxa de juros, e essa resposta foi dada em virtude dos efeitos quantitativos do crescimento excessivo desses na economia.

Além dos estudos referenciados acima, existe vasta literatura internacional que argumenta de forma favorável ao fato de a política monetária assumir ações preventivas contra a bolha, evitando instabilidade financeira futura; dentre esses, destaca-se: Cecchetti *et al.* (2000), Borio e Lowe (2002), Bordo e Jeanne (2002b), Mishkin (2007), White (2002) e Schwartz (2002) e Dupor (2002), Dupor e Conley (2004), Crockett (2003).

Em relação aos trabalhos aplicados à economia brasileira e que tratam da temática descrita nesta pesquisa, destaca-se o trabalho proposto por Mendonça, Medrano e Sachsida (2011), no qual esses procuraram detectar o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário brasileiro, por meio de um modelo VAR estrutural. A identificação do SVAR foi feita com base no procedimento agnóstico, tal como formulado por Uhlig (2005).

Dentre os efeitos decorrentes de um choque contracionista de política monetária no mercado habitacional, destaca-se que o PIB real reagiu negativamente, e o estoque de crédito de financiamento imobiliário registrou queda de 2% imediatamente após o choque monetário. Além disso, os autores concluíram que o aumento da taxa de juros teve forte impacto sobre o mercado imobiliário via mercado de crédito, promovendo queda

prolongada no Índice Nacional de Custo da Construção (INCC) e no PIB da construção civil (INDCV).

Já Silva, Besarria e Carvalho (2014) analisaram os impactos de choques na política monetária e fiscal sobre os preços das habitações no Brasil mediante uma abordagem SVAR. Os resultados empíricos obtidos pelo choque contracionista na taxa de juros mostraram que os preços das habitações foram afetados, inicialmente, de forma negativa por esse choque. No entanto, à medida que os efeitos desse choque foram se dissipando, verificou-se que houve recuperação no PIB e nos preços das habitações.

Ao se analisar os choques fiscais, foi possível observar que o choque nos gastos do governo foi seguido pelo aumento na receita governamental e afetou de forma positiva e persistente o consumo das famílias e os preços das habitações. Além disso, um choque nas receitas governamentais apresentou efeito recessivo na economia, com queda inicial do produto real da economia, do consumo das famílias e nos preços das habitações. Em resumo, este trabalho sugeriu que alterações no curso das políticas fiscais e monetárias podem ajudar a explicar as flutuações ocorridas nos preços das habitações nos anos recentes.

Como pode ser visto, a análise da resposta da política monetária ao aumento nos preços das habitações pode ser considerada inédita para a economia brasileira. Tendo em vista que os trabalhos que procuraram tratar essa temática exploraram exclusivamente o canal de transmissão dos efeitos da política monetária nos preços das habitações.

Dessa forma, esta discussão se diferencia das apresentadas anteriormente em alguns pontos, dentre os quais, destacam-se: a) analisa a reação da política monetária a mudanças nos preços das habitações, diferentemente da discussão proposta por Mendonça, Medrano e Sachsida (2011); b) simula os efeitos dos choques nos preços das habitações, tendo como base o modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE); c) utiliza o procedimento agnóstico proposto por Uhlig (2005) para identificar os efeitos do choque positivo nos preços das habitações sobre o PIB real, a inflação e as taxas de juros.

3 Modelo teórico

Esta seção vai apresentar a estrutura de uma economia artificial baseada nos trabalhos de Alchian e Klein (1973), Clarida, Galí e Gertler (1998) e

Nisticò (2003). Em linhas gerais, o estudo é uma adaptação do estudo de Nisticò (2003) para os preços dos ativos habitacionais brasileiros. Dentre os pontos que foram incorporados, destaca-se a inserção na função de reação do Banco Central proposta por Clarida, Galí e Gertler (1998) de um indicador de inflação descrito em Alchian e Klein (1973), na qual a inflação pode ser aproximada como uma soma ponderada da medida de inflação dos preços dos bens de consumo não duráveis com o aumento nos preços dos ativos.

3.1 Famílias

A economia é povoada por famílias e empresas. Há um número contínuo de famílias, uniformemente distribuídas no intervalo unitário, assumindo que essas possuem preferências sobre consumo e lazer, descrita por uma função de utilidade CRRA. Admite-se que a família representativa j procura maximizar sua utilidade esperada ao longo da vida valendo-se do seguinte problema de otimização:

$$\max_{\{c_t, l_t, B_t, z_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \eta l_t \right] \right\} \quad (1)$$

onde E_t representa o operador matemático de expectativas condicional na informação do período 0; $\beta \in [0,1]$ e representa o fator de desconto subjetivo da família representativa; σ é o coeficiente de aversão ao risco relativo ao consumo, e $\eta > 0$, mostra os efeitos das horas trabalhadas; c_t pode ser definido como o agregador dos bens de consumo; l_t representa as horas trabalhadas. Definindo c_t^j , como em Blanchard e Kiyotaki (1987), como o índice de consumo que representa o efeito de cada um dos bens diferenciados fornecidos em t na utilidade, sendo descrita por:

$$c_t = \left[\int_0^1 \left(c_t^j \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1.1)$$

Essa função se caracteriza pelo fato de que os bens entram na função utilidade de forma simétrica, e o termo $\theta > 1$ é a elasticidade de substituição constante para os bens intermediários. O portfólio ou carteira das famílias

é composto de títulos e ativos. As famílias maximizam sua função utilidade com base na seguinte restrição orçamentária:

$$c_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{1}{P_t} \int_0^1 Q_t(j) \frac{z_t(j)}{s_t} dj \leq \frac{W_t l_t}{P_t} + \frac{B_{t-1} R_{t-1}}{P_t} + \frac{1}{P_t} \int_0^1 (Q_t(j) + D_t(j)) z_{t-1}(j) dj \quad (1.2)$$

onde B_t é a participação dos títulos nominais livres de risco; $z_t(j)$ são os ativos provenientes das firmas produtoras de bens intermediários, cujo preço nominal no período t é descrito por Q_t .

Cada período, como indicado na restrição orçamentária (1.2), as fontes de recursos, todos avaliados em relação ao seu valor real, são compostas da renda nominal do trabalho (W_t) e rendimento dos dois ativos financeiros obtidos no período $t - 1$. Sendo (R_{t-1}) o rendimento dos ativos sem risco ou a taxa de juros nominal em relação ao período $t - 1$; os outros ativos incluídos na carteira, sob condições de risco, por sua vez, pagam dividendos [$D_t(j)$] nominais (j) e apresentam preço nominal Q_t .

A família maximiza (1.0) sujeita à sua restrição orçamentária (1.2). Com base nas condições de primeira ordem, podem-se derivar as seguintes equações de Euler:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{\eta}{c_t^{-\sigma}} \quad (1.3)$$

$$c_t^{-\sigma} = \beta R_t E_t \left\{ \frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{\pi_{t+1}} \right\} \quad (1.4)$$

$$Q_t(j) = s_t E_t \left\{ \varrho_1 [Q_{t+1}(j) + D_{t+1}(j)] \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (1.5)$$

onde $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$ e ϱ_1 é a taxa marginal de substituição intertemporal:

$$\varrho_1 = \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \beta \frac{c_{t+1}^{-\sigma}}{c_t^{-\sigma}}$$

A equação (1.3) representa a relação entre o consumo e o lazer; a equação (1.4) refere-se à escolha intertemporal de consumo; a equação (1.5) procura

equiparar o preço nominal de um ativo ao seu retorno nominal esperado em um período à frente.

Destaca-se que, como definiu Nisticò (2003), a demanda por ativos no período t é afetada por choques aleatórios agregados, s_t , que correspondem a bolhas especulativas e não está correlacionada com as variáveis econômicas fundamentais analisadas, o que, por sua vez, são os principais determinantes de $z_t(j)$. Onde s_t são inovações não correlacionadas $[s_t \sim (0, \sigma_s^2)]$, qualquer que seja j . Além disso, no equilíbrio as seguintes condições devem ser válidas, para todo o $t = 0, 1, 2 \dots$ e para todo $j \in [0, 1]$:

$$B_t = B_{t-1} \quad (1.6)$$

$$\frac{z_t(j)}{s_t} = z_{t-1} = 1 \quad (1.7)$$

$$\frac{1}{P_t} \int_0^1 D_t(j) dj = \frac{D_t}{P_t} = d_t \quad (1.8)$$

A primeira condição mostra que o estoque de ativos livre de risco não se altera entre os períodos. A segunda condição indica que um choque na demanda agregada passada de ativos não afeta a demanda individual de ativos no período t . E por fim, a terceira condição representa os dividendos reais.

3.2 Firmas produtoras de bens finais

O setor empresarial é composto de um número contínuo de empresas em concorrência monopolística, indexadas por j produtoras de bens diferenciados, $y_{j,t}$, podendo ser agregados no produto, y_t . As firmas produtoras de bens finais atuam em concorrência perfeita e utilizam a seguinte função de produção para transformar os bens intermediários em produto final:

$$y_t = \left[\int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1.9)$$

onde θ é a elasticidade de preço constante da demanda e da elasticidade da substituição de produtos diferenciados proposta por Dixit; Stiglitz (1977).

Essa reflete o grau de concorrência monopolística no mercado dos fatores de produção ($\mu = \frac{\theta}{\theta - 1}$, onde μ pode ser definido como o *markup* de estado

estacionário dos preços sobre os custos marginais).

A firma representativa dos bens finais escolhe o nível ótimo de insumo (bem intermediário $y_{j,t}$) para produzir o bem de consumo final y_t . Uma vez que atua em competição perfeita, essa não tem poder de decisão sobre o preço de venda. Assim, em cada período, as empresas produtoras de bens finais escolhem os *inputs* $y_{j,t}$ para todo o $j \in [0,1]$, de modo que o problema de maximização de lucro é dado por:

$$P_t y_t - \int_0^1 P_{j,t} (y_{j,t}) dj \quad (1.10)$$

obedecendo à restrição tecnológica dada por

$$y_t \leq \left[\int_0^1 (y_{j,t})^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (1.11)$$

Como as firmas produtoras de bens finais se encontram em uma estrutura de concorrência perfeita, então o problema descrito acima, dentro dessa estrutura, impulsiona todos os lucros para zero. Assim, substituindo a restrição tecnológica na equação dos lucros (1.10) e aplicando a condição de primeira ordem para este problema, é possível mostrar que a j -ésima empresa enfrenta a seguinte curva de demanda:

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta} y_t \quad (1.12)$$

A condição de lucros nulos determina P_t , ou seja, combinando a função demanda (1.12) com a restrição tecnológica (1.11), obtém-se a seguinte definição para o nível de preços agregado:

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_{j,t})^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (1.13)$$

Portanto, ao se combinara função de demanda por bens intermediários com a condição de lucro zero, obtém-se o nível de preços agregado.

Sendo o nível de preços agregado composto dos preços dos diferentes bens intermediários.

3.3 Firmas produtoras de bens intermediários

As firmas produtoras de bens intermediários operam em regime de concorrência monopolística e produzem um contínuo de produtos diferenciados, imperfeitamente substituíveis entre si na produção de bens de consumo. O problema de otimização das empresas produtoras de bens intermediários se subdivide em duas etapas. A primeira etapa representa a minimização de custos sujeito à tecnologia de produção de $y_{j,t}$. Esse problema pode ser representado por:

$$\min_{l_{j,t}} \Lambda = \left(\frac{W_t}{P_t} \right) l_{j,t} - \phi_t [\gamma_t l_{j,t} - y_{j,t}] \quad (1.14)$$

onde o multiplicador de Lagrange ϕ_t é o custo marginal real da firma; γ_t é o choque tecnológico, e as inovações são mutuamente não correlacionadas $[\gamma_t \sim (0, \sigma_j^2)]$, qualquer que seja j .

Cada empresa escolhe o nível de insumo de $l_{j,t}$ (trabalho contratado das famílias) que minimiza sua função objetivo. Cada bem intermediário j é produzido de acordo com uma função de produção com rendimentos constantes de escala, dada por:

$$y_{j,t} \leq \gamma_t l_{j,t} \quad (1.15)$$

As condições de primeira ordem do problema de otimização podem ser representadas por:

$$A_{l_{j,t}} = w_t - \phi_t \gamma_t = 0 \quad (1.16)$$

e

$$A_{\phi_t} = \gamma_t l_{j,t} - y_{j,t} = 0 \quad (1.17)$$

sendo $\frac{W_t}{P_t} = w_t$.

Em segundo, considerando que essas empresas são propriedade das famílias, em última análise, que compram suas ações, a função objetivo que buscam otimizar é dada pelo valor atual dos seus ativos ou ações. Recordando a equação de Euler para a demanda de ativos, (1.5), durante o período t a firma produtora de bens intermediários vai maximizar:

$$\frac{Q_{j,t}}{P_t} = \frac{1}{P_t} E_t \left\{ \varrho_1 s_t \left[Q_{j,t+1} + D_{j,t+1} \right] \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (1.18)$$

Rekursivamente substituindo na equação acima $Q_{j,t+k}$ para todo $k = 1 \dots$, e definindo o período corrente a zero, obtém-se o valor de mercado real atual dos ativos que a empresa considera, de modo que o seu problema pode ser definido como:

$$\max_{\{I_{j,t}, P_{j,t}\}_{t=0}^{\infty}} \frac{Q_{j,0}}{P_0} = E_0 \left\{ \sum_{t=1}^{\infty} \left[\varrho_t \prod_{j=0}^{t-1} s_j \frac{D_{j,t}}{P_t} \right] \right\} \quad (1.19)$$

de tal modo que o rendimento do dividendo nominal apresenta uma função de custo quadrática² para variações de preços, medido em termos do consumo de bens finais, dada por:

$$D_{j,t} = P_{j,t} y_{j,t} - W_t I_{j,t} - \frac{\phi}{2} \left[\frac{P_{j,t}}{\Pi P_{j,t-1}} - 1 \right]^2 y_t P_t \quad (1.20)$$

onde $\Pi = 1 + \pi$ é a taxa bruta de estado estacionário da inflação, e ϕ representa o tamanho dos custos de ajustamento dos preços; tal que o resultado no preço agregado satisfaz a curva de demanda de insumo gerado pela firma produtora de bem final (equação (1.12)) e de tal modo que os insumos de trabalho são transformados em bem intermediário de acordo com a tecnologia representada na equação (1.15).

A partir das expressões (1.19) e (1.20), a restrição tecnológica (1.15) e a restrição de demanda de insumo (1.12) resultam nas seguintes identidades:

.....
2 Embora cada empresa j exerça poder de mercado, essas agem como tomadoras de preço nos mercados de fatores. Além disso, o ajustamento de preço nominal da firma $P_{j,t}$ é assumida como dispendioso, e, com isso, assume-se uma função de custo quadrática de reajuste de preços, convexa em relação ao tamanho do ajuste do preço, como em Rotemberg (1982), Price (1992) e Tinsley (2002).

$$\frac{\varrho_{t+1}}{\varrho_t} = \frac{\beta^{t+1} \lambda_{t+1} / \lambda_0}{\beta^t \lambda_t / \lambda_0} = \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \equiv \varrho_1$$

$$\frac{\prod_{j=0}^t S_j}{\prod_{j=0}^{t-1} S_j} \equiv s_t$$

sendo a equação de Euler para o preço do bem intermediário dada por:

$$\begin{aligned} (1-\theta) \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta} \frac{y_t}{P_t} + \theta \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\theta-1} \frac{W_t y_t}{\gamma_t P_t} = \phi \left[\frac{P_{j,t}}{\Pi P_{j,t-1}} - 1 \right] \frac{y_t}{\Pi P_{j,t-1}} - \\ - \phi s_t E_t \left\{ \varrho_1 \left[\frac{P_{j,t+1}}{\Pi P_{j,t}} - 1 \right] y_{t+1} \frac{P_{j,t+1}}{\Pi (P_{j,t})^2} \right\} \end{aligned} \quad (1.21)$$

3.4 Preços dos ativos e a função de reação da política monetária

A regra de política monetária assumida nesta pesquisa é do tipo proposto por Clarida *et al.* (1998), na qual esses modificaram a regra de Taylor ao formularem uma regra de política monetária capaz de relacionar os ajustes da autoridade monetária na taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados da inflação e no hiato do produto. Esta regra é dada como

$$\begin{aligned} \hat{R}_t = \rho \hat{R}_{t-1} + (1-\rho) \tau_y E_t \{ \hat{y}_{t+1} \} + \\ + (1-\rho) \{ \tau_\pi [\alpha E_t (\hat{\pi}_{t+1})] + \tau_q [(1-\alpha) \hat{q}_t] \} + \varepsilon_{Rt} \end{aligned} \quad (1.22)$$

Na função de reação do Banco Central proposta acima, foram incorporados os preços dos ativos, levando em consideração o fato de os preços dos ativos serem mais voláteis que os indicadores de inflação convencionais e, assim, podem levar grandes alterações na taxa de juros; consequentemente, essas flutuações podem gerar efeito recessivo sobre a economia. Destaca-se que a taxa de inflação incorporada na função de reação do Banco Central é do tipo descrito por Alchian e Klein (1973), na qual pode ser aproximada como uma soma ponderada da medida de inflação dos preços dos bens de consumo não duráveis com o aumento nos preços dos ativos:

$$\tilde{\Pi}_t = \alpha \hat{\Pi}_t + (1 - \alpha) \hat{q}_t$$

onde α é a ponderação atribuída a medida de inflação dos bens de consumo não duráveis e $(1 - \alpha)$ representa o peso atribuído aos preços dos ativos.

É importante ressaltar que os preços dos ativos possuem volatilidade superior aos indicadores de preços de bens de consumo; assim a medida de inflação proposta por Alchian e Klein (1973) pode tornar os indicadores de inflação mais voláteis. Uma forma de reduzir essa volatilidade é imputar uma ponderação maior na determinação da inflação corrente, em relação à ponderação atribuída aos preços dos ativos. No Brasil, o trabalho desenvolvido por Carvalho e Nunes (2011) propôs uma ponderação de aproximadamente 90% para o índice oficial de inflação medido pelo IPCA e de 10% para os preços dos ativos, ponderações que serão adotadas nesta pesquisa.

3.5 Equilíbrio simétrico e log-linearização em torno do estado estacionário

Em um equilíbrio simétrico, todas as empresas produtoras de bens intermediários tomam decisões idênticas. Portanto, em equilíbrio, a seguinte igualdade é válida:

$$x_t(j) = x_t \forall x = Y, h, z, Q, P, D; \forall t = 0, 1, 2, \dots; \forall j \in [0, 1]$$

Vale notar que, em equilíbrio, a demanda por ativos $z_t(j)$ e seu preço de mercado $Q_t(j)$ são os mesmos para todas as empresas. As equações que descrevem esse sistema econômico em equilíbrio podem ser obtidas com base nas equações (1.3) a (1.5), (1.20) e (1.22), representando um sistema de cinco equações e com cinco variáveis (y_t ; c_t ; Π_t ; R_t ; q_t).

Valendo-se das condições de primeira ordem e, conforme destacou Nisticò (2003), na ausência de perturbações no sistema de equações acima, é possível obter as equações de estado estacionário, onde todas essas variáveis passam a ser constantes. Em tal equilíbrio de longo prazo, as seguintes igualdades são esperadas:

$$y = c \tag{1.23}$$

$$R = \frac{\Pi}{\beta} \quad (1.24)$$

$$(\theta - 1)\gamma = \theta\eta\gamma^\sigma \quad (1.25)$$

$$q = \beta \left[q + \gamma \left(1 - \frac{\eta}{\gamma} \gamma^\sigma \right) \right] = \beta \left[q + \frac{\gamma}{\theta} \right] \quad (1.26)$$

Como Π é a meta para a taxa de inflação bruta escolhida pelo Banco Central como o destino de suas ações de política monetária, o sistema torna-se identificado, produzindo um estado estacionário único para cada uma das quatro variáveis restantes (γ , c , R , q), tendo em conta os parâmetros (β ; θ ; η ; σ) e os valores dos choques de longo prazo (γ , s , ε).

4 Procedimentos metodológicos

A discussão empírica dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) para escolha dos valores dos parâmetros estruturais é pautada nos processos de calibração e/ou estimação econométrica. Assim, no primeiro momento, serão obtidas as estimativas dos parâmetros estruturais do modelo apresentado na seção 2, por meio do método generalizado dos momentos (GMM). Destaca-se que alguns dos parâmetros serão calibrados baseando-se nas equações que representam o comportamento no estado estacionário; as definições e os valores desses parâmetros serão definidos na Tabela 1.

No entanto, uma das críticas que envolvem o processo de calibragem dos modelos DSGE é que esse método pode assumir valores relativamente arbitrários para alguns parâmetros, comprometendo a eficiência das simulações e recomendações de política geradas com base nos modelos. Dessa forma, no segundo momento, esta pesquisa vai utilizar a abordagem de identificação por meio de restrições de sinais proposto por Uhlig (2005), uma vez que esse método estabelece um vínculo mais forte entre os Vetores Autorregressivos e os modelos DSGE³, sendo que uma das principais características deste processo é que ele torna os modelos VAR e DSGE mais comparáveis que com outras estratégias de identificação.

3 Para mais detalhes, ver Canova e De Nicoló (2002) e Uhlig (2005).

Inicialmente, o modelo VAR na forma estrutural pode ser representado por:

$$AZ_t = \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } t = 0 : T \quad (1.27)$$

Assumindo que A é não singular, então (1.27), na sua forma reduzida, pode ser representada por:

$$Z_t = \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + u_t \quad (1.28)$$

onde $B_i = A_i A^{-1}$ para $i = 1, 2, \dots, p$, $u_t = \varepsilon_t A^{-1}$.

Define-se Z_t como um vetor (4,1) das variáveis macroeconômicas discutidas acima, onde $\hat{\Pi}_t$, \hat{y}_t , \hat{q}_t e \hat{r}_t são log-linearizadas em torno de sua tendência de longo prazo: $Z_t = [\hat{\Pi}_t, \hat{y}_t, \hat{q}_t, \hat{r}_t]'$.

Nesta pesquisa, o modelo VAR na sua forma reduzida é estimado para os dados da economia brasileira, utilizando a estratégia de identificação de restrição de sinais proposta por Uhlig (2005). É importante destacar que, diferentemente da discussão proposta por Uhlig (2005), onde esse procurou analisar os efeitos de um choque contracionista na política monetária, esta pesquisa se concentra no exercício de identificação em um conjunto limitado de variáveis que interagem com o choque positivo nos preços das habitações brasileiras.

Como descrito no modelo teórico, foram adotadas restrições nas quais a resposta do Produto Interno Bruto (PIB) e taxa inflação a um choque expansionista nos preços dos ativos é não negativa. Dessa forma, o método proposto por Uhlig (2005) consiste em mostrar que a matriz de relação contemporânea A em (1.27), tal que $\hat{\Sigma} = AA'$, pode ser definida por $A = \tilde{A}Q$, sendo Q uma matriz ortogonal [$QQ' = I$], e \tilde{A} é a decomposição de Cholesky da matriz estimada de variância dos resíduos $\hat{\Sigma}$. Esse fato nos leva a identificação de uma única coluna a da matriz A na equação (1.27). Com isso, o problema se limita à determinação de um vetor a , associado ao vetor m -dimensional α de comprimento unitário, de modo que:

$$a = \tilde{A}\alpha \quad (1.29)$$

como já descrito, a é uma coluna de A denominada por Uhlig (2005) de vetor impulso que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas

a um determinado choque, e a é vetor coluna de Q referente à posição correspondente. Como descrito em Uhlig (2005), dado o vetor impulso, é possível calcular a resposta ao impulso apropriado, admitindo-se que $r_i(k)$ seja o impulso-resposta no período k do i -ésimo choque obtido da decomposição de Cholesky. O impulso-resposta para k períodos é representado por:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^m \alpha_i r_i(k) \quad (1.30)$$

A expressão (1.30) mostra que é possível identificar o vetor de impulso correspondente ao choque nos preços dos ativos. Por fim, destaca-se que a fração $\varnothing_{a,j,k}$ da variância da revisão de previsão para a variável j , explicada pelo choque na direção do vetor de impulso a , é dada por

$$\varnothing_{a,j,k} = \frac{(r_{a,j}(k))^2}{\sum_{i=1}^m (r_{i,j}(k))^2}$$

onde o índice j adicional representa a entrada correspondente a variável j ; com essas ferramentas, pode-se realizar a decomposição da variância ou os experimentos contrafactuais.

4.1 Base de dados

Para o processo de estimação e calibração do modelo teórico proposto na seção 2, serão utilizadas observações trimestrais do PIB (preços básicos - índice encadeado - dessaz. (média 1995 = 100)), IPCA, taxa de juros Selic e preço das habitações (custo médio do m^2) – compreendendo o período do terceiro trimestre de 1994 ao segundo trimestre de 2013.

Visto que grande parte da literatura nacional e internacional faz uso dos dados trimestrais para estimação e/ou calibração dos modelos DSGE, então, utilizar periodicidade diferente dessa dificultaria a calibração de parâmetros por meio de consulta na literatura. No entanto, o uso de dados trimestrais impõe uma limitação ao uso dos dados dos preços das habitações existentes, uma vez que desenvolver um índice trimestral para esse conjunto de dados tornaria o número de observações restrito. Com isso,

foi inserido, como *proxy* para o preço das habitações brasileiras, o custo médio do metro quadrado⁴ (CUB/m²) no primeiro momento.

A escolha das variáveis para estimação do modelo VAR está baseada nas hipóteses do modelo teórico proposto na seção anterior, fundamentado na taxa de Inflação - IPCA (% a.m.), no PIB a preços de mercado em milhões (em R\$ e deflacionado pelo IGPM), no índice de preço das habitações - IPH (em %) e na taxa de juros Selic (em %), com frequência mensal de dezembro de 2004 a julho de 2013.

Em relação ao índice de preço de venda das habitações adotado nesta pesquisa, esse foi calculado no formato do índice de Laspeyres, conforme adotado pela FIPE, de acordo com os dados disponibilizados pela Secovi-SP. Foram adotados os números de imóveis residenciais novos vendidos (em unidades) e a receita obtida pela venda (em milhões de R\$) de cada região de São Paulo, ponderados pelo número de dormitórios. Com base nessas informações, foi calculado o preço médio e o Índice de Preços Habitacionais (IPH_t) dos imóveis vendidos em São Paulo. A cada período de tempo t , o IPH_t é calculado pela seguinte fórmula:

$$IPH_t = \frac{\sum (\bar{P}_{t_{in}} \cdot Q_{t_{i0}})}{\sum (\bar{P}_{t_{i0}} \cdot Q_{t_{i0}})}$$

onde $\bar{P}_{t_{in}}$ é o preço médio no período de tempo atual, $\bar{P}_{t_{i0}}$ é o preço médio do mês tomado como base, $Q_{t_{i0}}$ é a quantidade imóveis novos vendidos no mês tomado como período base, e o subscrito i representa o número de dormitórios. O IPH_t tem o valor arbitrário de 100 no mês de dezembro de 2004, mesmo período adotado como referência para o cálculo do índice do valor médio do aluguel contratado pelo Secovi-SP.

5 Resultados

O modelo descrito na seção 2 foi estimado por meio do Método Generalizado dos Momentos (GMM), sendo que o primeiro passo na calibração

4 Conforme descreve a ABNT NBR 12721 (2006), no item 3.3, o cálculo do CUB/m² é obtido tendo em vista projetos-padrão, definidos por suas características principais: número de pavimentos, número de dependências por unidade, áreas equivalentes à área de custo padrão privativas das unidades autônomas, padrão de acabamento da construção e número total de unidades.

do modelo é dado baseando-se na definição dos parâmetros que aparecem nas equações que representam o comportamento no estado estacionário. Na Tabela 1, encontram-se os parâmetros, as definições e os valores obtidos para os respectivos parâmetros.

Tabela 1 Valores dos parâmetros das equações de estado estacionário

Parâmetro	Valor calibrado
Π	1,13
$\beta = \Pi / R$	0,98
R	1,14
y	126
q	499
θ	12,00

Fonte: *Elaboração própria.*

*Nota: Π representa o valor da meta de inflação trimestral.

Destacando-se que a meta de inflação trimestral e o fator de desconto subjetivo da família representativa (β), definido em Vereda e Cavalcanti (2010), foram utilizados para se calcular o valor de estado estacionário da taxa de juros, produto e preços dos ativos o filtro HP, sendo que os valores expressos na Tabela 1 representam seus respectivos valores médios.

Os parâmetros apresentados na Tabela 1 foram obtidos diretamente dos dados da economia brasileira (meta de inflação, PIB e preço de venda das habitações); já os demais, apresentados na Tabela 2, foram obtidos por meio de estimativas e valores calibrados na literatura.

Depois de realizada a estimação do modelo, foi feita a recuperação dos parâmetros estruturais do modelo. No entanto, como alguns dos parâmetros não apresentaram significância estatística, procedeu-se à calibragem desses parâmetros por meio de consultas à literatura nacional e internacional. Após a obtenção dos parâmetros estruturais, foram realizadas as simulações da economia artificial para obter a forma de como o Banco Central tem reagido a choques nos preços das habitações, por meio do método de Blanchard e Kahn (1980).

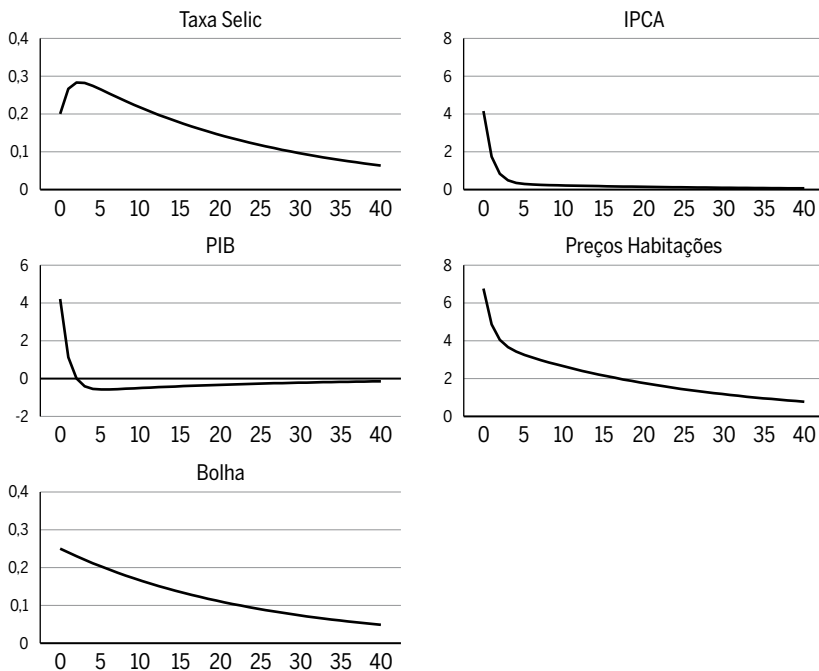
Os resultados obtidos mostraram que um choque exógeno de 0,3 nos preços dos ativos fez com que o PIB, a inflação, o preço das habitações e a taxa de juros aumentassem, respectivamente, 8%, 5%, 8%, 0,4% acima de sua tendência de longo prazo, tendo efeitos permanentes sobre a taxa

Tabela 2 Parâmetros estimados e calibrados do modelo DSGE

	Parâmetro	Valor	Origem
Mercado monetário	ρ	0.8	Estimado
	τ_π	1.5	Sin e Gaglianone (2006) e Silveira (2008)
	τ_y	0.2	Estimado
	τ_q	0.05	Rubio e Carrasco-Gallego (2012)
Curva IS	σ	1.14	Estimado
Curva de Phillips	β	0.985	Vereda e Cavalcanti (2010)
	φ	150.77	Nisticò (2003)
Choques	δ_s	0.90	Estimado
	δ_s	0.92	Estimado
	δ_r	0.88	Estimado
Desvio-padrão	σ_s	0.0025	Estimado
	σ_g	0.0014	Estimado
	σ_r	0.0022	Estimado

Fonte: Elaboração própria.

Figura 1 Simulação dos efeitos do choque nos preços das habitações brasileiras



Fonte: Elaboração própria.

de juros e os preços dos ativos. No entanto, esses resultados mostraram que a resposta do Banco Central tem sido pouco sensível aos efeitos do choque nos preços dos ativos nas taxa de inflação e no hiato do produto. Esse comportamento pode ser explicado pelos seguintes motivos: alguns valores podem ter sido subestimados em razão da falta de dados trimestrais para os preços das habitações brasileiras [foi utilizado como *proxy* o custo médio do metro quadrado (CUB/m²)] e/ou adoção de valores arbitrários para alguns parâmetros, comprometendo a análise.

Por causa disso, o método proposto por Uhlig (2005) também foi utilizado para analisar os efeitos do choque nos preços dos ativos sobre a política monetária. É importante ressaltar que as bolhas foram tratadas como um componente exógeno, como em Filardo (2001), e serão analisadas na forma de um choque expansionista nos preços das habitações brasileiras. O primeiro procedimento adotado antes da estimação do modelo VAR é da verificação da estacionariedade das séries. Os testes de estacionariedade das séries que serão aplicados são: Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron (PP) e KPSS.

Tabela 3 Testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado, PP e KPSS

Séries	Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller)		Teste de Phillips-Perron (PP)		Testes de estacionariedade de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	
	t_a	$t_{critico}^*$	\hat{z}_μ	z_μ^{**}	$\hat{\eta}_\mu$	η_μ^{***}
\hat{y}_t	-5,89	-3,45	-5,78	-3,45	0,02	0,15
$\hat{\pi}_t$	-2,85	-3,45	-3,81	-3,45	0,04	0,15
\hat{q}_t	-4,21	-3,45	-4,35	-3,45	0,04	0,15
\hat{r}_t	-5,77	-3,45	-6,24	-3,45	0,05	0,15

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *, **, *** representam valores críticos ao nível de 5%; todos os testes foram realizados levando em consideração a constância e a tendência; a hipótese nula dos testes Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron representa não estacionariedade das séries, diferentemente do teste KPSS.

Como pode ser visto na Tabela 3, todos os testes indicam que as séries são estacionárias em nível, com exceção do teste de Dickey-Fuller Aumentado para a série de IPCA. No entanto, os testes de Phillips-Perron e KPSS mostram que essa série é estacionária em nível. E, como descrito em Da Silveira Bueno (2008), o teste de Phillips-Perron representa uma correção não paramétrica ao teste de Dickey-Fuller Aumentado, sendo o teste Dic-

key-Fuller Aumentado um caso especial do teste de Phillips-Perron. Nesse caso foi utilizado o teste KPSS, com o propósito de distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não são suficientemente conclusivos, podendo concluir que a série do IPCA é definida como estacionária.

O passo seguinte é a verificação da ordem de defasagens que serão adotadas no modelo VAR para obter resíduos brancos⁵ em todas as variáveis endógenas. O critério de informação adotado nesta pesquisa para definir a ordem de defasagem do modelo VAR é dado pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz Bayesiano (SBC), como descrito na tabela abaixo.⁶

Tabela 4 Seleção dos modelos por meio dos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz Bayesiano (SBC)

Lags	AIC	SBC	Lags	AIC	SBC
1	7.75	8.26	5	6.14	8.34
2	6.72	7.65*	6	5.83*	8.47
3	6.55	7.89	7	5.88	8.96
4	6.33	8.09	8	5.84	9.36

Fonte: Elaboração própria.

Pela Tabela 4, é possível comparar a ordem de defasagens dos modelos, sendo que o critério de seleção atenderá ao modelo que apresentar o menor valor de AIC e SBC. Percebe-se que a ordem de defasagens dos modelos é diferente entre os critérios; no entanto, a seleção do modelo será dada por meio do critério SBC, visto que esse é mais rigoroso quanto à incorporação de regressores que o critério de informação Akaike, tornando a estimativa mais parcimoniosa.

Por meio do procedimento agnóstico sugerido por Uhlig (2005),⁷ foi possível analisar os efeitos do choque positivo nos preços das habitações sobre a taxa de juros, a inflação e o PIB, sendo importante ressaltar que o choque

5 O ruído branco é um processo puramente aleatório; o termo de erro é definido como ruído branco quando esse apresenta média zero, variância constante $\varepsilon \sim (0, \sigma^2)$ e não autocorrelacionado.

6 Incorporar novos termos no modelo pode aumentar o grau de ajustamento dele, mas pode também aumentar a variância do erro de previsão. Portanto, uma forma de impor restrições sobre o acréscimo de regressores ao modelo é dada pelos critérios AIC e SBC.

7 O procedimento “uhligfuncs” foi adaptado para analisar os efeitos do choque expansionista nos preços dos ativos.

positivo e exógeno nos preços dos ativos é interpretado como componente bolha. Para adaptar esse procedimento, é preciso assumir que, em resposta a um choque expansionista nos preços dos ativos: *i*) a impulso-resposta do Produto Interno Bruto (PIB) é não negativo; *ii*) a impulso-resposta da inflação é não negativa; e sendo observado o comportamento da taxa de juros. Essas restrições foram adotadas com base no modelo teórico e mantidas durante dois meses, sendo eliminadas subsequentemente.

A Figura 2 representa as funções impulso-resposta para a “restrição de sinal puro” durante dois meses ($K = 2$). Como pode ser observado na Figura 2, o choque positivo nos preços dos ativos afetou positivamente o PIB real, a inflação e a taxa de juros e demonstrou persistência na permanência do sinal da IRF⁸ após o período da restrição de sinal. O PIB real reage imediatamente ao choque nos preços dos ativos, declinando continuamente no período subsequente ao choque, mantendo-se positivo até, aproximadamente, o décimo mês. Destaca-se que, apesar do declínio apresentado pelo PIB, esse não apresenta tendência de se tornar negativo.

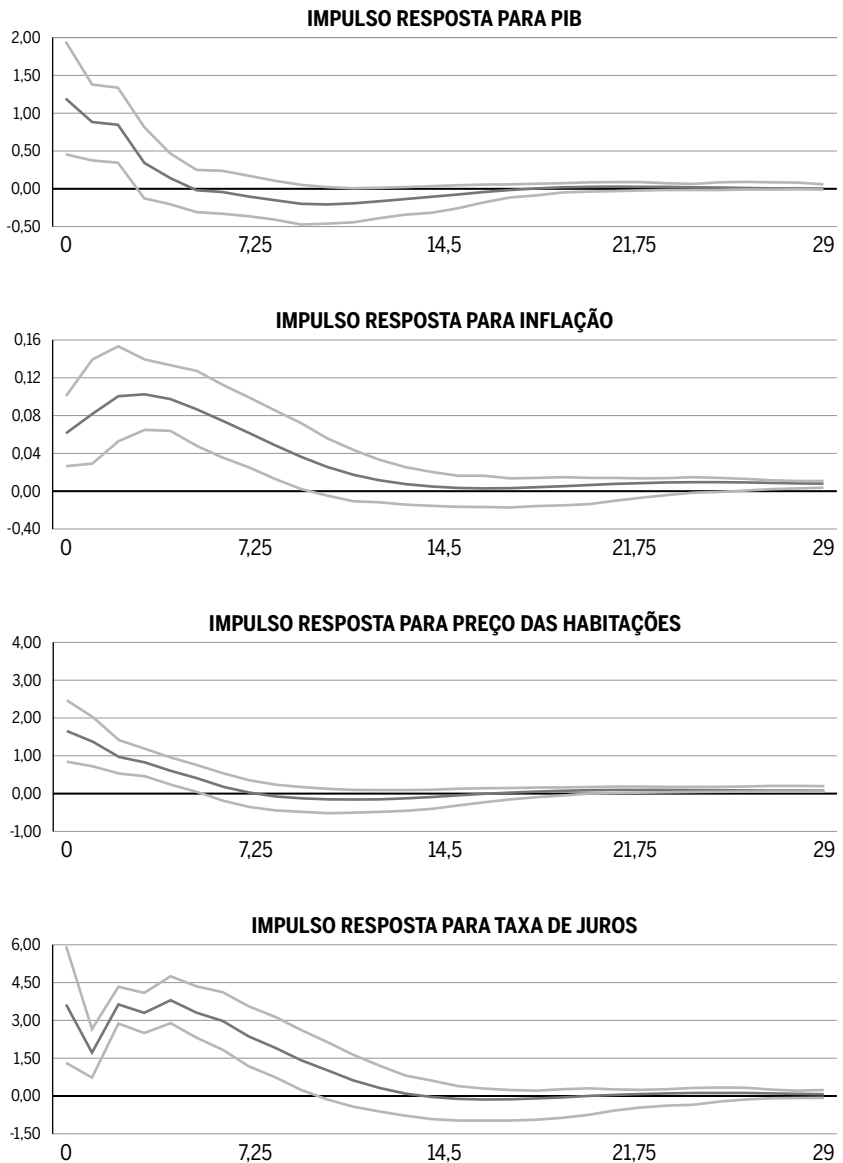
Verifica-se que, tal como identificou Goodhart e Hoffman (2000) e Goodhart (2001), existe relação direta entre os movimentos nos preços dos ativos com movimentos subsequentes no produto e na inflação. E, como mostrou Bernanke e Gertler (1999), o primeiro efeito a ser destacado é que a presença de uma bolha ou choque expansionista nos preços dos ativos afeta diretamente a procura agregada, por meio do efeito riqueza sobre o consumo e, como o portfólio das famílias é composto de ativos (habitações), então uma apreciação desses conduz a um aumento da riqueza financeira das famílias,⁹ contribuindo para maior despesa agregada.

No entanto, diferentemente dos resultados obtidos por Bojrnland e Jacobsen (2012) para a economia dos EUA, no qual esses encontraram que o choque nos preços das habitações aumenta de forma permanente o produto, para a economia brasileira, os resultados foram positivos, mas

8 As IRFs do IPCA, PIB e preços das habitações deixarem de ser estatisticamente significativas aproximadamente a partir do quinto ou do sexto mês.

9 Iacoviello (2009) encontrou que a apreciação das habitações e os gastos com o consumo agregado nos EUA se moveram na mesma direção desde o final da Segunda Guerra Mundial. Durante o período de 1952-2008, sua correlação contemporânea foi de 0,47, sendo que essa correlação foi maior que a correlação entre o consumo e os outros componentes da riqueza das famílias.

Figura 2 **Função impulso resposta (IRF) com restrição de sinal puro**



Fonte: *Elaboração própria.*

(*) Nota: As respostas são gráficos com bandas de probabilidade representadas entre 0.16 e 0.84 (como sugerido por Doan, (2004)).

de caráter transitório, dissipando-se em aproximadamente dez meses. E, como destacou Muellbauer (1994), esse componente pode ser explicado pelo fato de que, quanto menor a proporção de indivíduos proprietários de habitações, menor será o efeito riqueza positivo desse choque.

Por outro lado, como descrito no modelo teórico, a taxa de inflação está relacionada positivamente com a mudança no produto e na inflação esperada, e, com o aumento no PIB, foi possível verificar que a taxa de inflação aumentou 0,1% durante os dois primeiros meses, ficando acima de sua tendência de longo prazo durante dois trimestres, mas apresentando tendência decrescente. Os efeitos do aumento nos preços das habitações na taxa de inflação foram destacados na 139ª ata do COPOM de dezembro de 2008: “[...], o COPOM avalia que, particularmente no curto prazo, o principal risco para a dinâmica inflacionária deriva da trajetória dos preços de ativos brasileiros”.

Destaca-se que os efeitos desse choque sobre a inflação brasileira ficaram próximos dos resultados encontrados por Iacoviello (2009), em que esse mostrou que a correlação entre os preços ao consumidor e os preços das casas nos EUA está entre 0,3 e 0,4, dependendo do período de tempo e da medida de preço das habitações utilizada. E que aumentos nos preços das habitações promovem aumento nos índices de preços ao consumidor por cerca de dois a três trimestres; essa tendência ficou mais acentuada nas últimas décadas.

Por fim, verifica-se a resposta da taxa de juros ao choque nos preços das habitações, sendo importante ressaltar que a resposta dada pela política monetária para uma bolha nos preços dos ativos é controversa, principalmente pelas consequências negativas sobre a economia e pelas dificuldades de se implementar tal política.

No entanto, os resultados obtidos para a economia brasileira mostraram que o choque positivo nos preços das habitações aumentou o PIB real, a inflação e os preços das casas; com isso, a resposta que tem sido dada pelo Banco Central foi de aumento na taxa de juros de forma mais persistente que os efeitos desse choque sobre essas variáveis. Esses resultados estão em conformidade com a discussão proposta por Cecchetti *et al.* (2000), Dupor (2002), Filardo (2000, 2001), Goodhart (2000), na qual, segundo esses, a política monetária, ao responder a movimentos nos preços dos ativos, ajuda a corrigir as distorções intertemporais do consumo, reduzindo a variabilidade do produto e a inflação.

Cecchetti *et al.* (2000) argumenta que a autoridade monetária, ao reagir aos preços dos ativos, adotando uma postura *lean against the Wind*,¹⁰ reduz substancialmente a probabilidade de formação de bolhas nos preços dos ativos ou reduz o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) do consumo, que, em última instância, prejudicaria a estabilidade econômica através do aumento da volatilidade do produto e da inflação.

Filardo (2000) também enfatizou o fato de que a presença de bolhas nos preços dos ativos na década de 1980, no Reino Unido, e na década de 1990, no Japão, seguiu-se de pressão inflacionária sobre os índices de preços ao consumidor em ambos os países, afetando a estabilidade econômica e exigindo políticas monetárias recessivas. Para o caso brasileiro, a resposta que vem sendo dada pela política monetária ao aumento nos preços dos ativos nos últimos anos foi destacada na 172ª reunião de janeiro de 2013, na qual:

O COPOM avaliou 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 para-fiscal 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.

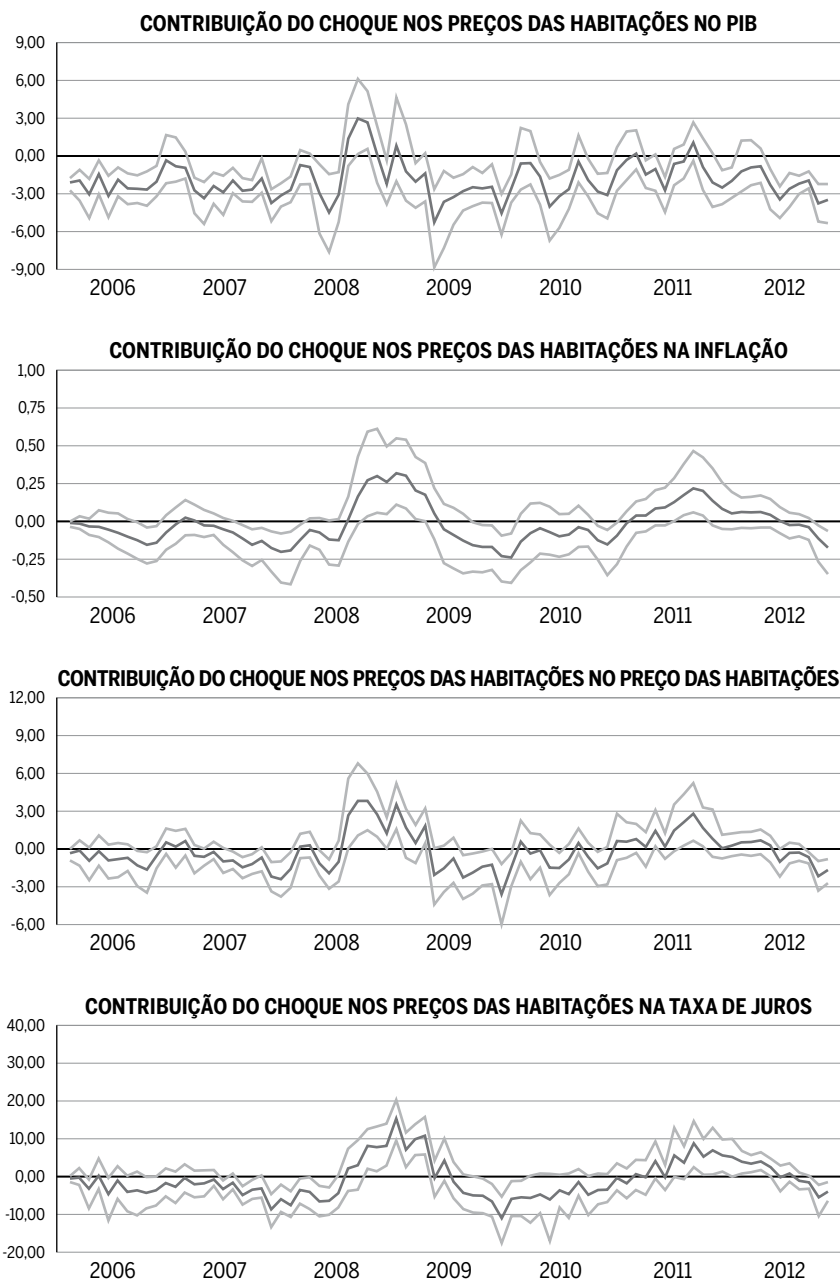
Por fim, foi explorada a contribuição quantitativa dos choques nos preços dos ativos para a dinâmica das variáveis incluídas no modelo, com base na decomposição histórica da variância. Essas decomposições refletem o efeito acumulado da sequência de choques nos preços das habitações ao longo do tempo.

Em relação ao período analisado, verifica-se, por meio da Figura 3, uma sequência de choques positivos nos preços das habitações no período entre 2008 e 2009 e entre 2010 e 2012. Em 2008, o sistema financeiro brasileiro esteve exposto aos efeitos da volatilidade nos mercados internacionais. E, dentre as medidas anticíclicas adotadas em reação à crise *Subprime*, destaca-se a política de estímulo ao setor da construção civil.

Nesse período, foi criado o programa habitacional denominado “Minha Casa, Minha Vida”, com o propósito de reduzir os efeitos da crise financeira e o déficit habitacional brasileiro. Como pode ser observado, para o período entre 2008 e 2009, os choques positivos nos preços das habitações

10 Expressão denotada para descrever a utilização da política monetária uma política monetária anticíclica. A ideia básica da postura *lean against the wind* envolve o ‘aperto monetário’ nos períodos em que os preços ativos financeiros se aceleram para que sejam reduzidos os efeitos negativos sobre a economia de uma desaceleração futura nos preços dos ativos.

Figura 3 Decomposição histórica com restrição pura de sinal



Fonte: Elaboração própria.

conduziram à taxa de crescimento do PIB, à inflação e à taxa de juros para valores acima de sua tendência até o início de 2009. Para o período mais recente, verifica-se que a contribuição desses choques foi consideravelmente maior nas taxas de inflação e juros, apresentando efeitos em pequenas proporções sobre o PIB.

6 Conclusão

Nesta pesquisa, foi apresentada uma modelagem teórica com o propósito de mostrar a forma como o Banco Central brasileiro tem reagido às flutuações nos preços das habitações brasileiras. Dentre as características dessa modelagem, destaca-se que foram apresentados os microfundamentos padrões de uma economia fechada, nos quais foram obtidas as equações das curvas IS, curva de Phillips, comportamento dos preços dos ativos e uma regra de Taylor modificada para a economia brasileira.

A estratégia empírica adotada para esta discussão foi baseada no modelo VAR na sua forma reduzida, utilizando a estratégia de identificação de restrição de sinais proposta por Uhlig (2005). Esse procedimento foi adaptado para identificar a interação entre o choque positivo nos preços das habitações brasileiras e o PIB real, a inflação e a taxa de juros.

Em relação às limitações desta pesquisa, destaca-se que parte dessas está ligada ao número restrito de dados sobre os preços de habitações para o Brasil. E, em razão da ausência de dados para o composto nacional, os dados referentes à cidade de São Paulo foram utilizados como *proxy* para esse indicador. Outro fator limitante é o fato de esta pesquisa ter tratado apenas os efeitos monetários do aumento nos preços das habitações, sendo que, em uma pesquisa futura, serão analisados os efeitos do crescimento dos preços das habitações nos instrumentos de política monetária e fiscal.

Quanto aos resultados obtidos, esses estão em conformidade com a hipótese de que a apreciação dos ativos (bolha), definidos como fontes de recursos das famílias, promove um efeito riqueza positivo; e o choque positivo nos preços dos ativos afetou positivamente o PIB real, a inflação e a taxa de juros no período analisado. No entanto, o efeito desse choque nas variáveis do PIB real e da inflação foram de caráter transitório, dissipando-se rapidamente. A justificativa adotada para o PIB foi a de que, quanto menor a proporção de indivíduos proprietários de habitações, menor será

o efeito riqueza positivo desse choque, como destacou Muellbauer (1994). Em relação à inflação, os efeitos desse choque sobre a inflação brasileira ficaram próximos dos resultados encontrados por Iacoviello (2009), em que os aumentos nos preços das habitações promoveram elevação nos índices de preços ao consumidor por cerca de dois a três trimestres.

Percebe-se que a bolha trouxe efeitos persistentes sobre a taxa de juros para todo o período analisado. Ou seja, a resposta dada pelo Banco Central foi de aumento na taxa de juros de forma mais persistente que os efeitos desse choque sobre o PIB e a inflação. Esse resultado empírico está em conformidade com as propostas de política econômica de autores como Cecchetti *et al.* (2000), que argumentam que as bolhas nos preços dos ativos provocam distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda e na oferta agregadas. E que a forma de eliminar esses desalinhamentos é dada pela elevação nas taxas de juros, fazendo com que os preços dos ativos retornem aos níveis fundamentais e reduzam os efeitos distorcidos na produção e na inflação, causados pela bolha.

Outra análise empírica que pode ser extraída desta análise é a decomposição histórica. Por meio dessa, foi possível verificar que os efeitos dos choques nos preços das habitações contribuíram de forma mais expressiva para o aumento do PIB, da inflação e da taxa de juros no período entre 2008 e 2009; para o período mais recente, verifica-se que a contribuição desse choque foi consideravelmente maior nas taxas de inflação e juros.

Por fim, destaca-se que a lição obtida em termos de política econômica por meio desta análise foi que o Banco Central brasileiro está reagindo aos possíveis efeitos desestabilizadores causados pelo crescimento excessivo dos preços das habitações, procurando evitar que a economia brasileira tenha desempenho macroeconômico como o apresentado pela economia americana após a ruptura da bolha no mercado imobiliário.

A reversão no desempenho econômico da economia dos EUA a partir de 2008 fez com que o Banco Central e o governo desse país passassem a utilizar instrumentos de política monetária (redução na taxa de juros e flexibilização quantitativa) e fiscal (déficits fiscais) como ferramentas anticíclicas com o propósito de estabilizar o sistema financeiro e reduzir os efeitos da crise. No entanto, o cenário de instabilidade global e a intensificação da crise fiscal em países da área do Euro reduziram os efeitos dessas medidas de combate à crise e afetaram a recuperação da atividade econômica das economias avançadas.

Referências

- ALCHIAN, A.; KLEIN, B. On a correct measure of inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, n. 1, p. 173-191, 1973.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Monetary Policy and asset volatility. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Economic Review*, v. 84, n. 4, p. 17-52, 1999.
- BJØRNLAND, H. C.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between U.S. Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Monetary Economics*, 56, p. 275-282, 2009.
- BJØRNLAND, H. C.; JACOBSEN, D. H. House prices and stock prices: Different roles in the U.S. monetary transmission mechanism. *CAMP Working Paper Series*, Nº 1/2012.
- BLANCHARD, O.; KAHN, C. The solution of difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48, n. 5, p. 1305-1311, 1980.
- BLANCHARD, O.; KİYOTAKI, N. Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *The American Review*, v. 77, p. 647-666, Sept. 1987.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, p. 35-65, Feb. 2007.
- BORDO, M.; JEANNE, O. Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy. *Working Paper*, National Bureau of Economic Research, 8966, May. 2002b.
- BORIO, C.; LOWE, P. Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus. *BIS Working Papers*, Nº 114, Basel, July 2002.
- CANOVA, F.; NICOLÒ, G. De. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 49(6), p. 1131-1159, Sept. 2002.
- CARVALHO, R. B.; NUNES, M. S. A constituição do índice dinâmico que considera os preços de ativos melhora a eficiência da política monetária? Uma análise após o regime de metas inflacionárias. ANPEC, 2011.
- CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; LIPSKY, J.; WADHWANI, S. Asset prices and Central Bank Policy. *The Geneva Report on the World Economy*, Nº 2, 2000.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: Some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, June 1998.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. A Simple framework for International Monetary Policy Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 49, n. 5, p. 879-904, July. 2002.
- CROCKETT, A. Central banking under test? *BIS Paper Nº 18*. Bank for International Settlements, 2003. p. 1-6.
- DA SILVEIRA BUENO, R. D. L. *Econometria de séries temporais*. Cengage Learning, 2008.
- DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67, n. 3, p. 297-308, 1977.
- DOAN, T. *New development in var modeling*. Prepared for RATS User's Group Meeting Trinity College, 2004.
- DUPOR, B. The natural rate of Q. *American Economic Review*, 2002.
- DUPOR, B.; CONLEY, T. The FED response to equity prices and inflation. *American Economic*

Review, 2004.

FILARDO, A. J. Monetary policy and asset prices. *Federal Reserve Bank of Kansas City Review*, vol. 85, n. 3, 2000.

FILARDO, A. J. Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results. In: KAUFMAN, G. (Ed.). *Asset price bubbles*. Implications for monetary and regulatory policies. Amsterdam: Elsevier Science, 2001.

GALÍ, J. *Introduction to monetary policy, inflation, and the business cycle*: An introduction to the New Keynesian framework. Princeton University Press, 2008.

GOODHART, C. Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy. *Working paper*, London School of Economics, 2000.

GOODHART, C. What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? *Economic Journal*, p. F335-F356, 2001.

GOODHART, C.; HOFMANN, B. Do asset prices help to predict consumer price inflation? *Manchester School Journal*, 68 (s1), p. 122-140, 2000.

IACOVIELLO, M. *What Do VAR and DSGE Models Tell Us About the Current Business Cycle?* May. 2009.

LUCAS, R. *Understanding Business Cycles*. In: Kiel Conference on Growth without Inflation, June 22-23, 1976.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2011.

MISHKIN, Frederic. Housing and the monetary transmission mechanism. *Technical report*. National Bureau of Economic Research, 2007.

MUELLBAUER, J. The Assessment: Consumer Expenditure. *Oxford Review of Economic Policy*, Oxford University Press, v. 10(2), p. 1-41, Summer, 1994.

NISTICÒ, S. *Monetary Policy and stock prices in a DSGE framework*. Disponível em: <<http://www.citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc>, 2003>.

PACHECO, L. M. A. D.; BARATA, J. M. *O mecanismo de transmissão da Política Monetária*: O papel dos preços dos activos. Disponível em: <<https://www.repository.utl.pt/handle/10400.5/735>>. 2006.

PRICE, S. Forward looking price setting in UK manufacturing. *The Economic Journal*, v. 102, n. 412, p. 497-505, 1992.

ROTEMBERG, J. J. Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*, 90, n. 6, p. 1187-1211, Dec. 1982.

RUBIO, M.; CARRASCO-GALLEGO, J. A. *Macprudential measures, housing markets, and monetary policy* (No. 23). CEPREMAP, 2012.

SCHWARTZ, A. Asset price inflation and monetary policy. *NBER Working Paper*, N° 9321, Nov., 2002.

SILVA, M. E.; BESARRIA, C. N.; CARVALHO, D. B. *Efeitos dos choques fiscais e monetários sobre o mercado imobiliário brasileiro*. In: 36 Encontro Brasileiro de Econometria, 2014.

- SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian approach to estimate and compare new keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 3, p. 333-357, 2008.
- SIN, H. L.; GAGLIANONE, W. P. *Stochastic simulation of a DSGE model for Brazil*. 2006.
- TINSLEY, P. A. Rational error correction. *Computational Economics*, v. 19, n. 2, p. 197-225, 2002.
- UHLIG, H., What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, n. 2, p. 381-419, 2005.
- VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. AFH. *Modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira: versão 1*. 2010.
- WHITE, W. R. Changing views on how best to conduct monetary policy. *BIS Speeches*. 18 Oct. 2002.

Sobre os autores

Cássio Nóbrega Besarria - cassiodanobrega@yahoo.com.br

Universidade Federal da Paraíba, UFPB/PPGE, João Pessoa, PB.

Nelson Leitão Paes - nlpaes@yahoo.com.br

Universidade Federal de Pernambuco, PIMES/UFPE, Recife, PE.

Marcelo Eduardo Alves da Silva - marcelo.easilva@ufpe.br

Universidade Federal de Pernambuco, PIMES/UFPE, Recife, PE.

Sobre o artigo

Recebido em 3 de novembro de 2014. Aprovado em 4 de junho de 2015.