1762
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

EXISTE BOLHA NO MERCADO IMOBILIÁRIO BRASILEIRO?

Mário Jorge Mendonça
Adolfo Sachsida

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1762

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Brasília, agosto de 2012

EXISTE BOLHA NO MERCADO IMOBILIÁRIO BRASILEIRO?

Mário Jorge Mendonça*
Adolfo Sachsida**

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. Correio eletrônico: <mario.mendonca@ipea.gov.br>.
** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Dimac do Ipea. Correio eletrônico: <sachsida@hotmail.com>.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

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

Presidenta Interina
Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Geová Parente Farias

Diretora de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Luciana Acioly da Silva

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

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto
Claudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação, Substituto
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2012

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

ISSN 1415-4765

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

CDD 330.908

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

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

JEL: E31, E52, E62, C32.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....7

2 PRÓS E CONTRAS ACERCA DA EXISTÊNCIA DE BOLHA IMOBILIÁRIA NO BRASIL....10

3 DEFINIÇÃO DE BOLHA: ABORDAGEM TRADICIONAL *VERSUS* ESCOLA AUSTRÍACA.....13

4 TEORIA AUSTRÍACA DE CICLO DE NEGÓCIOS.....18

5 ABORDAGEM EMPÍRICA.....22

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....52

REFERÊNCIAS.....53

APÊNDICE.....58

SINOPSE

Este estudo tem por objetivo avaliar a possibilidade de existência de "bolha" especulativa no mercado imobiliário brasileiro. Para tanto, estudou-se e empregou-se diversas metodologias, tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico. De maneira geral, os resultados apontam para a possibilidade concreta de existência de uma bolha no mercado de imóveis no Brasil. De maneira objetiva, a Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (Tace), reforçada por técnicas estatísticas, fornece uma base teórica sólida para apontar o governo federal, por meio de suas políticas fiscais e de estímulo ao crédito, como o principal responsável pelo surgimento desta bolha. A insistência do governo em aquecer ainda mais um mercado imobiliário já aquecido só tende a piorar o resultado final.

Palavras-chave: bolha imobiliária; Escola Austríaca; modelos de vetores autorregressivos (VAR); política monetária; política fiscal.

ABSTRACT[i]

This article verifies the occurrence of a real estate bubble in the Brazilian economy. Overall, our results suggest the existence of a bubble in the real estate sector of the economy. The Austrian School of economics provides a solid explanation to this phenomenon, which are reinforced by statistical techniques, suggesting the Federal government, with equivocate fiscal and monetary policy, as the main responsible for the creation of this problem.

Keywords: real estate bubble; Austrian School; VAR models; monetary policy; fiscal policy.

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

1 INTRODUÇÃO

Este estudo tem por objetivo avaliar a possibilidade de existência de "bolha" especulativa no mercado imobiliário brasileiro. Tal possibilidade tem sido levantada pela imprensa e por acadêmicos, em virtude das diversas notícias divulgadas acerca de elevação significativa do preço dos imóveis. Atualmente, parecem existir fortes indícios de que o setor imobiliário está fortemente aquecido no Brasil. Isto pode ser visto pelo número de novos lançamentos e pelo vigoroso crescimento do preço de venda dos imóveis ocorrido nos últimos anos.

De janeiro de 2010 a março de 2012, houve uma variação de 43% no preço médio de venda dos imóveis em todo o Brasil.[1] Das regiões metropolitanas (RMs) consideradas, a cidade do Rio de Janeiro foi aquela que apresentou a maior valorização, seguida pela cidade de São Paulo. No Rio de Janeiro e em São Paulo, o preço de venda dos imóveis teve variação, entre janeiro de 2008 a março de 2012, de 168% e 132%,[2] respectivamente. Tomando-se apenas o período de janeiro de 2010 a março de 2012, a variação do preço do imóvel no Rio de Janeiro foi de 58,86%, enquanto em São Paulo a variação ficou em 43,16%. Concomitantemente, ocorreu um vigoroso aumento do estoque de crédito imobiliário, que mostrou variação de 130% em termos reais no mesmo período.

Muitos motivos podem ser apontados para explicar a expansão imobiliária presenciada nos últimos anos. A estabilidade de preços, a queda na taxa de juros e a expansão do crédito direcionado, além dos programas de obras públicas, são as explicações mais recorrentes para este fenômeno. Com a inflação controlada, a economia pode sentir os efeitos benéficos da estabilização. A queda da taxa de juros, por sua vez, diminui o custo do financiamento, fator fundamental neste mercado, tendo em vista que grande parte das transações imobiliárias é levada a cabo com financiamentos de longo prazo.

Também deve-se ressaltar que o crescimento da economia, com o consequente aquecimento do mercado de trabalho, elevou a renda do trabalhador, facilitando seu acesso ao mercado imobiliário. Outro fator importante se refere às mudanças na

1. Cálculo com base no índice FipeZap.
2. O Índice Bovespa variou no mesmo período apenas 8,4%, enquanto os certificados de depósitos interfinanceiros (CDIs) apresentaram rendimento de 52,3%. A taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA, do IBGE) no período foi de 25%.

legislação que tornaram o investimento no setor mais seguro. Evidentemente, as políticas públicas do governo específicas para este setor também ajudaram a aquecer o mercado imobiliário. Tais ações públicas têm como objetivo facilitar o acesso à casa própria a grupos específicos da população, sobretudo aos grupos pertencentes ao extrato de baixa renda.[3] Além disso, o programa de obras públicas visando modernizar e dinamizar algumas cidades para atender à Copa do Mundo em 2014 e às Olimpíadas no Rio de Janeiro em 2016 vem contribuindo para a valorização dos imóveis.

No entanto, tendo em vista esse intenso crescimento no preço e na oferta de imóveis no Brasil, alguns analistas têm chamado atenção para a possível existência de uma bolha no mercado imobiliário. Segundo eles, o preço dos imóveis residenciais e comerciais tem crescido além do que pode ser explicado pelos "fundamentos" que deveriam reger o movimento de preços neste setor e em qualquer outro. Tal apreensão tem relação com a crise de proporção catastrófica que ocorreu na economia americana em 2008, cujo estopim foi o setor imobiliário, e mais recentemente com os casos de Espanha, Portugal e Grécia. Sendo assim, na seção dois, apresentam-se alguns dos argumentos mais comumente usados a favor da existência de bolha imobiliária no Brasil, e mostra-se que nenhum deles possui consistência teórica para servir de base para qualquer argumentação mais robusta.

Embora seja comum verificar o aparecimento do termo "bolha" especulativa, tanto na literatura acadêmica quanto na imprensa, o conceito de bolha especulativa no sentido usado na literatura hegemônica (*mainstrean*)[4] está longe de ser algo trivial. A ideia que comumente aparece associada à existência de bolha é de um comportamento irracional dos agentes econômicos, que acreditam que o preço irá crescer indefinidamente, ou pelo menos se comportará assim em um horizonte temporal bem longo. Tão complicado quanto conceituar uma bolha especulativa é a sua verificação empírica neste tipo de abordagem. Neste trabalho, isto se torna impraticável, tendo em vista a insuficiência de dados de preço de venda e aluguel para o mercado imobiliário no Brasil. Por este motivo, e também por não se considerar apropriado o modo convencional de definir o conceito de bolha, usa-se neste estudo uma definição alternativa cuja base teórica está associada à Escola Austríaca de economia. Esta discussão é o objeto de análise na seção três deste trabalho.

3. O programa Minha Casa, Minha Vida tem como foco as famílias que possuem renda de até três salários mínimos (SMs). Não obstante, houve redirecionamento dos recursos da poupança para o sistema de financiamento da casa própria. A medida, aprovada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), incrementou em R$ 1,6 bilhão os recursos para o setor.
4. Expressão em geral usada na literatura para definir a corrente acadêmica preponderante de uma área do conhecimento.

Como será visto, de acordo com a perspectiva da Escola Austríaca, uma bolha de mercado não surge por força de um comportamento irracional, mas por consequência de um sinal exogenamente criado que faz com que os agentes direcionem erroneamente os investimentos em um determinado segmento da economia, fazendo com que os preços deste mercado sigam uma trajetória fortemente ascendente. Tal elevação não poderá se estender indefinidamente, fazendo com que os agentes em algum instante – o *ponto de ruptura* – percebam que o retorno sobre o investimento se situa aquém do esperado. Neste momento, haverá uma revisão dos projetos, com uma perda acentuada de capital inerente ao processo. Para entender como isto funciona, a seção quatro faz uma apresentação da Teoria Austríaca do Ciclo Econômico (Tace). Mais precisamente, a Tace foi elaborada com o intuito de explicar por que em uma economia ocorrem fases de expansão e recessão, ou mesmo uma depressão. Contudo, como será visto, muito do que acontece hoje no mercado imobiliário pode ser explicado com base nos preceitos desta teoria. Diferente da perspectiva convencional sobre bolha especulativa, a Tace permite obter meios para verificar, pelo menos indiretamente, a possibilidade de existência de bolha no mercado imobiliário.

Com base na teoria do ciclo de negócios, proposta pela Escola Austríaca, na seção cinco, introduz-se uma sequência de procedimentos empíricos com objetivo de examinar se existe evidência de bolha especulativa no mercado imobiliário brasileiro. Inicialmente, é feita uma análise qualitativa acerca do comportamento de algumas variáveis relacionadas à construção civil e ao mercado imobiliário, tais como produto industrial da construção civil, preço de venda e aluguel dos imóveis, evolução do crédito bancário e custo da construção. O intuito é verificar se existe alguma evidência de descolamento da evolução destas variáveis em relação ao restante da economia. A seguir, empregam-se procedimentos estatísticos mais consistentes para observar o que acontece no mercado imobiliário tanto em nível microeconômico quanto macroeconômico.

A análise microeconômica é feita com base na análise econométrica, a fim de verificar se o preço corrente dos imóveis responde aos seus fundamentos. Além disso, examina-se a existência de pressão sobre a estrutura de custo dos imóveis. A abordagem empírica sob a ótica macroeconômica se baseia em dois procedimentos. O primeiro deles visa determinar o estado da política fiscal no Brasil. Neste estudo, uma medida quantitativa do estado da política fiscal é útil por permitir saber se a condição fiscal tem exercido pressão sobre o produto da economia. A importância disso decorre do fato de

que se o produto se situar acima do potencial por efeito da política fiscal, isto poderá se refletir em uma elevação da inflação. Se isto acontecer, a taxa de juros terá de sofrer ajuste para cima em algum momento. O aumento da taxa de juros pode ter impacto significativo no mercado imobiliário pelo seu efeito sobre a elevação do custo do financiamento. Neste caso, um teste subsequente é feito com base no modelo estrutural de vetores autorregressivos (SVAR), com o propósito de averiguar o efeito de um choque contracionista de política monetária sobre variáveis relacionadas ao mercado imobiliário, tais como o produto industrial da construção civil e o fluxo de crédito imobiliário.

2 PRÓS E CONTRAS ACERCA DA EXISTÊNCIA DE BOLHA IMOBILIÁRIA NO BRASIL

Vejam-se alguns dos argumentos sobre bolhas imobiliárias levantados por estudiosos do assunto. De acordo com Lima Júnior (2011, p. 3), a evidência de bolha se dá porque "o preço dos imóveis residenciais está acima do seu valor justo. Valor não é atributo de qualquer bem, mas o preço justo equivale a um valor justo". Seguindo o mesmo raciocínio, Lima Júnior acrescenta que o preço justo deve cobrir os custos de produção, bem como conter uma margem para cobertura das incertezas. Acrescenta ainda:

> Com os preços atuais, se contarmos os custos, as margens, a estrutura tradicional de *funding*, com financiamento à produção no SFH [Sistema Financeiro da Habitação], encontraremos taxas de retorno desequilibradas para a atratividade do *real estate*, nos padrões reconhecidos no mercado brasileiro (...) Se os preços estão acima do preço justo, há um valor sem lastro que está sendo comprado pelo mercado nesta conjuntura (Lima Júnior, 2011, p. 3-4).

A falácia dessa argumentação decorre de que, como é ponto pacífico na teoria econômica, o valor de um bem decorre da utilidade marginal que os indivíduos atribuem a ele; a utilidade, por sua vez, é definida pelas preferências dos agentes. Isto é, o preço de mercado é determinado pelo valor subjetivo que as pessoas têm pelo bem. Decorre daí que a estrutura de custos de um produto está indiretamente relacionada a quanto os indivíduos aceitam pagar pelo produto. Fatores de produção usados na confecção de um bem altamente valorado tendem a se tornar mais caros, e vice-versa. Desse modo, o preço de um fator de produção deve refletir sua contribuição marginal ao valor do pro-

duto até o ponto em que não exista mais possibilidade de arbitragem.[5] Assim, a ordem de causalidade é de cima para baixo, ou seja, a valoração de um bem é o que determina seu custo, e não o contrário. No caso dos imóveis, pode estar acontecendo que, por um motivo ou outro, como uma mudança na estrutura de preferência, os agentes estejam atribuindo maior valor aos imóveis, elevando a demanda e os preços como consequência. Daí, o diferencial entre o preço e o custo está propiciando uma expectativa de alta margem de lucro que será gradualmente eliminada desde que não existam restrições à ampliação da oferta. Afinal, existe uma defasagem de tempo para que a estrutura de custo acompanhe esta maior valoração, a qual com o passar do tempo será diminuída, e a lucratividade neste setor acompanhará aquela existente no restante da economia.

Outro motivo usado para antever a ocorrência de bolha imobiliária está no atual descompasso entre o preço do imóvel e o preço do aluguel. Portanto, não valeria a pena comprar um imóvel, tendo em vista o baixo preço do aluguel. Veja-se o seguinte exemplo proposto pelo especialista Samy Dana.[6]

> Hoje, o valor de um imóvel no centro paulistano está em torno de R$ 10 mil/m². Sendo assim, um apartamento de 100 m² vai custar R$ 1 milhão, aproximadamente, sem considerar algum desconto que possa ter. Se esse dinheiro fosse colocado em uma aplicação conservadora, como a poupança, iria render em torno de 0,5% ou 0,6% ao mês, ou seja, R$ 6 mil. (...) "Eu duvido que alguém pague R$ 6 mil ou mais para morar em um imóvel de 100 m² no centro do São Paulo. É melhor deixar rendendo no banco e pagar aluguel" (Rizzi, 2012).

Segundo esse raciocínio, o investimento em imóvel não apresenta retorno compatível com o desembolso realizado. O contraponto a este argumento pode ser colocado da seguinte forma. Tal como qualquer ativo, a decisão acerca de um investimento tem como base a equação (1), em que q_t representa o preço do ativo em t; d_{t+1} o rendimento do ativo; r_t, a taxa de desconto, que pode ser aquela que ofereceria um retorno

5. Em termos genéricos, segundo a perspectiva da Escola Austríaca, o preço de um fator de produção corresponde em equilíbrio à contribuição que uma unidade a mais deste fator irá adicionar ao produto descontado; ou seja, o preço do fator deve ser igual ao valor presente do produto marginal. Este é o ponto em que o lucro alcança o nível ótimo. Suponha-se que o preço unitário do fator esteja abaixo da receita marginal que o fator adicionaria ao negócio. Neste caso, existe margem para o empresário aumentar o uso deste fator na confecção do seu produto. Desse modo, a demanda pelo fator aumenta e, por consequência, o seu preço se eleva até que o equilíbrio seja alcançado (Rothbard, 1962). A fragilidade da teoria que tenta justificar o valor com base no custo é não explicar de onde se origina, por sua vez, o valor de troca dos fatores de produção (Wicksell, 1980).
6. Professor da Escola de Economia da Fundação Getulio Vargas de São Paulo (FGV-SP).

livre de risco ou algum investimento alternativo; e E_t, a expectativa futura formada com base em um conjunto de informação I_t disponível no período t. Pode ser visto, pela equação (1), que o valor do ativo depende não apenas do seu retorno (rendimento), mas também da valorização, q_{t+1}, da taxa de juros e das expectativas.

$$q_t = \frac{E[q_{t+1} + d_t \mid I_t]}{r_t} \tag{1}$$

Portanto, de acordo com (1), o fator importante na tomada de decisão se concentra naquilo que os indivíduos acreditam que acontecerá, e não exatamente no que está ocorrendo no tempo presente. Também é fácil perceber que a expectativa de valorização é tão importante quanto o rendimento do ativo, o que foi desconsiderado no exemplo apresentado. Pode-se argumentar que o preço dos imóveis já esteja tão elevado a ponto de uma valorização futura ser improvável de acontecer. De fato, esta é uma justificativa que tem sido levantada para apontar possíveis problemas no mercado imobiliário. Contudo, deve-se perceber que o preço do aluguel pode também se elevar, e, com efeito, parece que é o que ocorre pelo menos com maior intensidade da cidade do Rio de Janeiro nos últimos dois anos.

Outra questão importante que a argumentação exposta não leva em consideração é que a própria taxa de juros pode variar. Se a taxa de juros diminui, o que vem acontecendo recorrentemente com a economia brasileira, o custo de oportunidade diminui. Disso decorre a possibilidade de ganho de arbitragem, dado que, mantido o resto constante, o valor presente esperado de ganho, lado direito da equação (1), aumenta frente ao capital investido na compra do imóvel. O impacto da taxa de juros na demanda por imóvel é algo já conhecido há muito tempo. A taxa de juros está entre as variáveis que possuem maior impacto sobre o setor imobiliário. Uma mudança nela pode alterar significativamente a situação do mutuário, uma vez que o termo de um contrato de financiamento pode se estender até trinta anos. Portanto, também pouco pode ser dito sobre a verdadeira situação no mercado imobiliário, porque não se sabe quantificar o efeito de uma variação da taxa de juros sobre a função de demanda por imóveis. Assim, o simples fato de os preços dos imóveis terem subido muito nos últimos anos pode ser simplesmente o efeito da queda da taxa de juros devido à estabilização da economia.

3 DEFINIÇÃO DE BOLHA: ABORDAGEM TRADICIONAL *VERSUS* ESCOLA AUSTRÍACA

3.1 Abordagem tradicional

A definição de bolha de acordo com a abordagem tradicional aparece bem descrita em Stiglitz (1990): se o aumento do preço de um ativo decorre apenas da crença de que seu preço de venda será maior no futuro, quando os fundamentos não parecem justificar isso, então existe bolha. Neste caso, a causa básica de movimentos de preços é determinada apenas pela expectativa autorrealizável da própria variação de preços, levando a uma espiral de elevação contínua até que em decorrência de algum fator a bolha estoure. Um dos axiomas da teoria das expectativas racionais é que os agentes não cometem erros sistemáticos. Neste sentido, a existência de bolhas impõe uma restrição à ideia de que o mercado age sempre de forma eficiente na alocação dos recursos, pois a formação do preço de um ativo estaria sendo imposta apenas pelas expectativas que se "autorrealizam", independentemente dos fundamentos de mercado. Para entender isto, reescreve-se a equação (1) da seguinte forma:

$$q_t = \frac{E[q_{t+1} \mid I_t]}{r_t} + \frac{d_t}{r_t} \tag{1'}$$

Tomando-se a taxa de desconto constante de modo que $a = 1/r$, tem-se que:

$$q_t = aE[q_{t+1} \mid I_t] + ad_t \tag{2}$$

Resolvendo-se recursivamente e usando-se a lei das expectativas iteradas,[7] tem-se que:

$$q_t = \sum_{i=0}^{T} a^i E[d_{t+i} \mid I_t] + a^{T+1} E[q_{t+T+1} \mid I_t] \tag{3}$$

Supõe-se aqui que o segundo termo de (3) converge para zero. Então, se $\lim_{T\to\infty} a^{T+1} E[q_{t+T+1} \mid I_t] = 0$, tem-se que:

$$q_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i E[d_{t+i} \mid I_t] \tag{4}$$

7. Essa lei se define da seguinte forma: $E[E[x \mid I_{t+1}] \mid I_t] = E[x \mid I_t]$.

A equação (4) implica que o preço de um ativo é igual ao valor presente descontado de seus rendimentos futuros. A equação (4), embora seja solução de (1'), não é a única solução. Ela foi derivada impondo-se a condição de transversalidade de que o preço do ativo não se torne infinitamente grande. Naturalmente, esta hipótese pode ser relaxada de modo que (1') possa admitir várias soluções. Fazendo-se com que $q_t = q_t^* + b_t$, veja-se que tipo de restrição deve ser imposta sobre b_t de forma que q_t seja também uma solução para (1'). Se $q_t = q_t^* + b_t$, então $E[q_{t+1} \mid I_t] = E[q_{t+1}^* \mid I_t] + E[b_{t+1} \mid I_t]$. Substituir estas duas equações em (1') implica que:

$$q_t^* + b_t = aE[q_{t+1}^* \mid I_t] + aE[b_{t+1} \mid I_t] \tag{5}$$

Pela definição de q_t^* em (4), tem-se que $b_t = aE[b_{t+1} \mid I_t]$. Então, para qualquer b_t que satisfaça (5), $q_t = q_t^* + b_t$ é uma solução de (1'). Blanchard e Fischer (1989) apresentam alguns processos distintos que b_t pode seguir e que se enquadram à noção popularmente associada à bolha especulativa. Por esta razão, enquanto q_t^* é chamada de solução fundamental, b_t é denominada de bolha.

Blanchard e Fischer (1989) enumeram algumas situações em que o próprio mercado se incumbiria de eliminar a existência de bolhas. Por exemplo, caso um ativo pudesse ser posto de lado sem custo, não haveria possibilidade de existir bolha negativa. Para um ativo real que possua um substituto com oferta elástica, a hipótese de bolha estaria igualmente descartada. Mesmo no mercado de ações, a elevação contínua do preço das ações motivaria o mercado a ofertar mais deste ativo. Admitindo-se que a demanda não pode se estender indefinidamente, a valorização das ações tenderia a arrefecer, eliminando a ocorrência de bolha. Portanto, neste tipo de abordagem, o descolamento do preço do ativo em relação aos seus fundamentos seria mais provável de ocorrer nos mercados em que a informação acerca dos fundamentos seja de difícil obtenção. Por exemplo, em mercados específicos, tais como o mercado de artes, de ouro ou de moedas estrangeiras.

Obviamente, o aparato descrito é apenas uma definição, e não dá indicações de por que tal comportamento se justifica. Como ele tem pouca base em fundamentação econômica, sempre houve dificuldade em interpretar o porquê de uma bolha existir, ou tratar a questão em termos empíricos com o objetivo de predizer sua ocorrência. Existem diversas dificuldades econométricas para se detectar a existência de bolhas no

modelo descrito. Em primeiro lugar, as expectativas não são observadas. Em segundo lugar, muitos testes não apresentam um procedimento livre de crítica para tratar a taxa de desconto, que geralmente é tomada como constante. Terceiro, não há como diferenciar se o descolamento do preço do ativo em relação aos fundamentos advém da ocorrência de uma bolha ou da má especificação dos próprios fundamentos (Flood e Garber, 1980; Hamilton e Whiteman, 1985; Casella, 1989).

Os primeiros testes visando detectar a existência de bolha neste tipo de modelagem foram os de Shiller (1981), Leroy e Porter (1981) e West (1987). Inicialmente, os testes procuravam detectar bolhas de qualquer tipo, sem especificar a sua natureza. Basicamente, estes testes centravam-se em determinar limites para a variância, considerando o preço *ex post* do ativo, $p_t^{'}$, e o valor presente de seus dividendos. O teste de Shiller adota o preço presente da ação como o melhor previsor do valor futuro descontado dos dividendos. Definindo o preço *ex post* como:

$$p_t^{'} = \sum_{i=0}^{\infty} a^{i+1} d_{t+i}$$

tem-se que: $p_t^{'} = p_t + u_t$, onde $E[u_t \mid I_t] = 0$. Supondo-se que $p_t^{'} = p_t + u_t$ seja não correlacionado com o preço corrente, tem-se que $V(p_t^{'}) = V(p_t) + V(u_t)$, em que V representa a variância. Isto implica $V(p_t^{'}) \geq V(p_t)$, de modo que a variância do preço *ex post* deve exceder a do preço observado. Assim, desde que p_t é um preditor de $p_t^{'}$, deve-se variar menos que este. A série de $p_t^{'}$ toma a equação (6) como base:

$$p_t^{'} = \sum_{i=0}^{T} a^{i+1} d_{t+i} + a^{T-1} p_T^{'} \qquad (6)$$

em que: T representa o final da amostra. Shiller (1981) constrói $p_t^{'}$ tomando a média amostral de p_t. Os desvios de $p_t^{'}$ e p_t em relação à tendência determinística são usados para construir as variâncias destas duas variáveis. O teste de Shiller gera somente estimativas pontuais para a variância, de modo que sua significância estatística não pode ser testada.

Tanto Tirole (1985) quanto Blanchard e Watson (1982) sugeriram que o limite da variância pudesse ser violado devido à presença de bolhas. Sendo assim, a primeira linha de ataque para o teste de Shiller (1981) recai sobre as propriedades das distribuições estatísticas advindas do teste. Contudo, deve-se ressaltar que, embora uma violação do

limite da variância construída possa ser devida à presença de bolhas, estes testes têm variados problemas para sua implementação, tornando-os inaptos a detectar a presença de bolhas. Flavin (1983) mostrou que, em relação à rejeição da hipótese de bolha para pequenas amostras, usar o preço médio para representar o preço terminal *ex post* enviesa o teste. Kleidon (1986) discute um ponto mais sutil: as variâncias em questão são de corte transversal em um ponto no tempo, mas na estimação as variâncias usadas são construídas por séries temporais. Ele mostra que o dado elaborado do modelo do valor presente líquido viola a hipótese de variância limitada quando séries não estacionárias são usadas. Marsch e Merton (1983) igualmente fornecem um exemplo interessante da inabilidade do teste de variância limitada quando os dividendos e o preço das ações são não estacionários.

Vários testes interessantes foram subsequentemente desenvolvidos para verificar a hipótese de bolha especulativa (West, 1988; Campbell e Shiller, 1988; 1989; Diba e Grossman, 1987; Evans, 1991). Contudo, em uma resenha acerca dos vários tipos de metodologias econométricas empregadas para testar a existência de bolha racional, Gürkaynak (2005) mostra que, apesar dos avanços recentes nesta área, a detecção econométrica de bolhas no preço dos bens não pode ser obtida com um grau de certeza satisfatório. Entre os principais problemas econométricos, destaca-se a incapacidade de se distinguirem bolhas de um modelo com mudança de regime, ou com quebra estrutural nos fundamentos, ou ainda com os problemas econométricos relacionados à inferência em pequenas amostras.

3.2 Abordagem "fundamentalista"

São diversas as dificuldades que surgem quanto ao emprego da abordagem descrita na subseção anterior para tratar a questão da bolha especulativa. Primeiro, em relação à abordagem empírica, muitas questões são levantadas quanto à dificuldade do emprego de técnicas econométricas para detectar bolhas no preço dos ativos. Segundo, neste estudo, existe ainda um complicador adicional referente à insuficiência de dados sobre preço de imóveis no Brasil. Terceiro, conforme bem salientou Blanchard e Fischer (1989), a ocorrência de bolha deve-se justificar mais em mercados propensos a problemas de informação, o que não parece ser o caso do mercado imobiliário. Quarto, a própria definição de bolha, tal como está escrita na subseção anterior, suscita controvérsia.

Gaber (1980) analisou três casos famosos usados como exemplos de bolha na literatura, e encontrou fortes indícios de que tal apelo para a existência de bolhas está longe de ser uma resposta convincente a estes três eventos. Em todos estes casos foi possível encontrar alterações nos fundamentos de mercado que justificaram as mudanças observadas no preço dos ativos, ou no estado da economia.

Por fim, admitir a ideia de bolha dentro da concepção hegemônica é aceitar que, em certas situações diferentes das já previstas pela teoria econômica,[8] o mecanismo de preço falha em promover a sinalização correta para a alocação eficiente de recursos.

Como se pode notar, o estudo sobre bolhas especulativas é permeado de dificuldades técnicas. Além disso, tais dificuldades se tornam maiores quando se levam em consideração os problemas estatísticos relacionados a pequenas amostras. Sendo assim, analisar a existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro está longe de se constituir uma tarefa trivial.

Para direcionar esta pesquisa de maneira a ser possível contornar os problemas explicitados anteriormente, a análise será realizada partindo-se de uma ideia simples: se os preços em determinado mercado se alteram, isto acontece por basicamente dois motivos. Primeiro, ocorreu uma mudança nos fundamentos deste mercado – ou em mercados correlatos – que estariam levando a tal situação. Nesse sentido, as próprias forças de mercado conduziriam a um equilíbrio compatível com a nova ordenação.

Segundo, uma mudança de preço pode decorrer também devido à interferência do governo. Em uma situação específica, em que o preço de um ativo parece se elevar indefinidamente sem base nos fundamentos de mercado, tal como se verifica no caso da bolha especulativa, parte-se do pressuposto de que algum sinal, ou incentivo, estaria induzindo os agentes a entrar naquela empreitada. Assim, o estouro da bolha evidencia, por definição, que erros de avaliação sistemáticos foram cometidos de modo generalizado.

Tendo-se em mente que o mercado oferece um treino para que os agentes econômicos possam aprimorar suas habilidades quanto à gerência dos seus próprios negócios, e que boa parte dos mercados não apresenta problemas significativos de informação,

8. Em situações denominadas de "falhas de mercado", a literatura tradicional mostra que o mecanismo de preços resultante do mercado não conduz a uma alocação eficiente de recursos para a sociedade.

pergunta-se como erros de previsão sistemáticos foram cometidos por tão longo tempo e de forma generalizada. De outro modo, como explicar que indivíduos bem treinados se deixem iludir acerca das reais oportunidades de negócios? De acordo com a Escola Austríaca de economia, o responsável por tais erros de julgamento são as políticas governamentais de interferência – a manipulação da taxa de juros ou do direcionamento do crédito pelo governo é um exemplo de tais políticas. Para a Escola Austríaca, as políticas governamentais fazem com que os agentes sejam levados a direcionar seus investimentos de modo a cometer erros sistemáticos de avaliação.

4 TEORIA AUSTRÍACA DE CICLO DE NEGÓCIOS

O *ciclo econômico* ou *ciclo de negócios* na visão da Escola Austríaca é algo mais específico que aquilo que se entende por apenas *flutuação econômica*. Segundo esta escola, as flutuações econômicas são geradas pela própria incerteza e é algo inerente ao próprio ambiente econômico. As pessoas tentam prever e se antecipar às mudanças do ambiente da forma mais eficiente possível. Os empresários tentam prever os movimentos na demanda e na oferta por seus produtos. Os mais bem-sucedidos são exatamente aqueles que da melhor maneira são capazes de se antecipar às condições futuras nos seus respectivos ramos de atividade. Entretanto, ocorre que a previsão de forma alguma é perfeita, caso contrário não existiriam lucros e perdas nos negócios.[9]

No entanto, o ciclo econômico se caracteriza por um largo período de prosperidade econômica (*expansão*), sendo seguido de uma forte contração (*depressão*) incidente sobre os diversos setores da economia. A teoria austríaca do ciclo de negócios, tal como originalmente concebida, pode ser descrita da seguinte forma. Segundo Von Mises (1953; 1966) e Hayek (1933; 1935), as crises econômicas decorrem do emprego da política monetária na manipulação da taxa de juros, e o consequente aumento no crédito bancário sem ter em contrapartida o crescimento da poupança. Segundo a Escola Austríaca, em uma situação em que não exista interferência de qualquer ordem, o aumento do crédito bancário deriva de uma queda da *preferência temporal*, o que faz com que a relação entre poupança e consumo aumente. Isto tem como consequência a ampliação de recursos para empréstimos no setor bancário, conduzindo à diminuição da taxa de juros. A queda na

9. Inúmeros fatores podem contribuir para o erro de previsão, tais como mudanças nos gostos ou na preferência temporal, choques de oferta, mudanças não esperadas na oferta de trabalho, choques tecnológicos etc.

preferência temporal permite ainda a liberalização de fatores de produção. Mais poupança significa menos gastos e mais disponibilidade de recursos para ampliar o crédito bancário. Em relação ao setor real, mais poupança significa menos utilização de fatores produtivos, que agora poderão ser utilizados para novos investimentos, por força da diminuição da taxa de juros, sem pressão sobre o nível de preços.

Um ponto que deve ser ressaltado é que, quando a taxa de juros se reduz devido ao aumento da poupança, os empresários ficam propensos a aprofundar a estrutura de capital pela expansão, sobretudo, dos processos intermediários. Isto é, pelo aprofundamento de bens de ordem mais alta (bens de capital) em detrimento de bens de mais baixa ordem (bens de consumo). Para que o crescimento possa ser sustentado, ele deve ser gerado por meio do aumento do crédito bancário saudável, que ocorre devido à queda da preferência temporal. Neste processo, recursos outrora canalizados para o consumo passam a ser conduzidos para a criação de novos bens de capital. Dessa forma, uma nova estrutura de produção mais aprofundada tem origem.

Não obstante, o governo pode igualmente fomentar a expansão do crédito bancário pela expansão dos meios de pagamentos, o que terá o mesmo efeito de redução da taxa de juros. Assim, a expansão do crédito bancário pode também ocorrer pela criação de moeda nova. Neste caso, o aumento da quantidade de moeda eleva a disponibilidade de recursos financeiros para empréstimos. Embora, inicialmente, os efeitos sobre a economia sejam similares ao caso anterior, neste caso, por parte do setor real da economia, o aumento do crédito bancário não tem como contrapartida um crescimento no fluxo de fatores de produção disponíveis para serem empregados em novos investimentos. Ao contrário, aqui a queda na taxa de juros por manipulação da autoridade monetária pode reduzir a poupança, tendo em vista a queda do retorno, diminuindo mais ainda o volume de recursos produtivos para fazer face aos novos investimentos por força do aumento do consumo. Assim, é interessante observar que, embora existam mais recursos financeiros à disposição do setor bancário – para empréstimos motivados pela expansão dos meios de pagamentos –, na melhor das hipóteses a mesma quantidade de recursos produtivos se encontrará disponível para atender à demanda por novos investimentos, levando fatalmente à pressão sobre os preços.

A criação de moeda nova conduz à queda da taxa de juros devido ao maior fluxo monetário disponível para ser utilizado como crédito. Isto faz parecer que existe um

fluxo aumentado de poupança para ser aplicado em novos investimentos. Neste caso, os empresários serão levados a acreditar que a expectativa de lucros dos novos projetos são maiores do que realmente irá ocorrer. A limitação de fatores de produção disponíveis irá gerar, futuramente, aumento no seu preço, tendo como consequência a diminuição na taxa de lucratividade dos empreendimentos.

Devido ao aumento da renda do trabalho no setor de bens de capitais, e também à não alteração na preferência temporal, em algum momento o preço dos bens de consumo começará gradualmente a crescer, pois não existe disponibilidade imediata de fatores de produção livres para atender ao crescimento da demanda neste setor. Portanto, haverá disputa por fatores que estão nos estágios da cadeia produtiva mais próximos ao consumo, levando à aceleração do nível de preços dos setores voltados ao consumo de forma mais rápida que nos outros estágios da produção. Isto faz com que o lucro neste setor se torne relativamente maior que no setor de bens de capital, levando os empresários a repensarem seus investimentos.

Vendo os custos de produção se elevarem, devido à disputa por fatores de produção que se estabelece com as indústrias produtoras de bens de consumo, os tomadores de recursos recorrem a novos empréstimos. Os bancos, por sua vez, tendem a prolongar este processo na medida em que socorrem os tomadores de recursos como forma de preservar seus próprios investimentos. Contudo, o processo não pode perdurar indefinidamente. Logo se constatará que houve uma percepção errônea quanto à viabilidade econômica dos novos projetos, levando à revisão dos planos de investimentos. Assim, muitos projetos deverão ser abandonados, gerando uma onda de liquidações. Este fenômeno conduz à retração da economia, ou mesmo à *depressão*.

Algumas colocações são necessárias para melhor qualificar o processo de formação do ciclo econômico da Escola Austríaca. Quando o aumento da poupança deriva da queda da preferência temporal, existe uma intensificação no investimento em bens de capital devido a três motivos. Primeiro, devido ao aumento da poupança existirá diminuição dos lucros nos setores que operam na produção de bens de ordem mais baixa. Segundo, aparecerá o *efeito Ricardo*. O crescimento da poupança leva a uma queda no preço dos bens de consumo, orientando a economia a aprofundar o investimento em bens de capital. Isto leva ao aumento dos salários reais, tornando mais atrativo a intensificação de estágios de produção mais capital intensivo, pois o custo do

capital diminui em relação ao da força de trabalho. Por fim, é importante observar que a queda na taxa de juros decorrente do aumento da poupança afeta o valor dos bens de capital, sobretudo daqueles que estão nas etapas mais distantes do consumo. O valor de mercado dos bens de capital tende a ser o valor esperado do fluxo de renda descontado da taxa de juros. Igualmente, investimentos que antes não eram viáveis se tornam agora economicamente viáveis pela diminuição da taxa de juros.

No caso anômalo em que a expansão do crédito deriva da criação de moeda nova, ocorrerá um *efeito Ricardo* às avessas. A elevação do preço dos bens de consumo faz com que a remuneração real do fator trabalho diminua em relação à remuneração do capital. Isto faz com que se torne atrativa a substituição de capital por trabalho, diminuindo a demanda por bens de capital, o que agrava ainda mais a queda no lucro das companhias produtoras de bens intermediários e de ordem mais alta.

Um ponto importante a ser ressaltado é a demora na mudança de atitude dos empresários no sentido de diminuir o ritmo do investimento. Para Hayek isto ocorre porque o processo de investimento em bens de capital conduz a uma demanda subsequente por novos bens de capital (complementares). O processo se aprofundará quanto maior a crença dos investidores de que os projetos devam ser completados.

É comum se propalar que as crises econômicas são geradas por insuficiência no consumo. Contudo, observa-se durante os períodos de prosperidade, e também de depressão, que a demanda por bens de consumo flutua muito menos que a demanda por bens de capital. De acordo com a Escola Austríaca, a fase de expansão deve ser considerada um estágio de investimento mal induzido, e não de *sobreinvestimento*, como alguns costumam nomear. O período de depressão deve ser entendido como o momento em que a economia liquida os investimentos induzidos erroneamente, de modo a reestabelecer uma estrutura de produção adequada à sua preferência temporal. Portanto, a depressão, antes de ser entendida como um mal, é o modo benéfico e eficiente pelo qual a economia retorna a seu ritmo normal, após as distorções geradas pelo governo no período de prosperidade econômica. Quanto maior e mais prolongada for a expansão do crédito, mais longa e forte se dará a expansão da economia. Contudo, maior também será a depressão, de modo que a economia restaure a estrutura de capital adequada à sua preferência temporal.

A teoria exposta assume por hipótese que o instrumento de política monetária se concentra fundamentalmente no controle da moeda. Contudo, a ênfase quanto ao instrumento a ser utilizado pela autoridade monetária tem mudado nos tempos mais recentes para o controle da taxa de juros.[10] Por exemplo, esta política começou a ser adotada nos Estados Unidos a partir do final da década de 1980, enquanto no Brasil isto se consolidou a partir de 1999, quando foi introduzido o regime de meta de inflação. O controle da taxa de juros propicia de modo mais frequente o uso da *sintonia fina*, que consiste em promover uma política discricionária de ajustamento da taxa de juros visando atingir uma meta estabelecida de política econômica. Tomando-se o caso dos Estados Unidos, entende-se aqui que a aplicação da política de sintonia fina no controle da taxa de juros tem gerado forte instabilidade do produto e ampliação do ciclo econômico, e que o mesmo é válido para o Brasil.

5 ABORDAGEM EMPÍRICA

Trata-se agora de ver como a Tace pode auxiliar no estudo sobre a existência de bolha especulativa no mercado imobiliário. Embora a esta teoria tenha sido elaborada para elucidar as crises econômicas de caráter mais geral, alguns elementos podem ser usados para analisar esta questão. Veja-se então como se pode melhor qualificar a Tace, para propiciar hipóteses testáveis empiricamente que ajudem a elucidar a questão da bolha especulativa no mercado de imóveis no Brasil.

De acordo com a teoria austríaca, o ciclo econômico se caracteriza por um largo período de expansão na economia, seguido de uma forte contração, ambos incidentes sobre os diversos setores da economia. No entanto, é possível observar situações em que a expansão econômica, provocada de modo artificial, pode se concentrar inicialmente em determinados setores. Foi isto o que ocorreu na crise do mercado imobiliário americano. A conjugação de três fatores contribuiu para que houvesse uma expansão neste segmento da economia. Primeiro, manteve-se a taxa de juros em um patamar muito baixo por um longo período. Segundo, políticas públicas orientadas no sentido de universalizar a aquisição do imóvel próprio para o segmento de baixa renda, promovidas pelas agências, forçaram o sistema bancário a baixar sobremaneira os requisitos para obtenção de crédito (Leibwitz, 2008). Por fim, as restrições de diversas categorias

10. Como é sabido, não se pode controlar simultaneamente a taxa de juros e a oferta de moeda.

impostas sobre a construção de imóveis, em determinadas áreas dos Estados Unidos, limitaram a oferta, elevando acentuadamente o preço (Leesburg, San José, Palo Alto, Manhattan etc), enquanto em outras localidades, como Houston e Dalas, o crescimento do preço da moradia foi bem mais modesto (Sowell, 2009a).

A Tace aponta que as crises econômicas decorrem do emprego da política monetária na manipulação da taxa de juros, e do consequente aumento no crédito bancário, sem ter em contrapartida o crescimento da poupança. Sabe-se que a taxa de juros incidente sobre o financiamento imobiliário, embora seja ainda muito alta em relação àquela praticada nos países desenvolvidos, é subsidiada, variando aproximadamente entre 8% e 12% ao ano (a.a.). Tal taxa depende tanto de características socioeconômicas do tomador de empréstimo quanto de características do imóvel. Apesar de alta para os padrões de países desenvolvidos, tal taxa se situa em um nível muito abaixo do que é cobrado em outras operações bancárias convencionais. Isto porque aproximadamente 70% dos recursos para o crédito imobiliário são fornecidos pela caderneta de poupança, que paga ao depositante uma taxa ainda menor, em torno de 6% a.a., a qual irá reduzir-se em decorrência das novas regras aprovadas pelo governo para a remuneração da caderneta de poupança.[11]

Também no Brasil existe uma política pública instituída de fomento da indústria da construção civil, tanto em obras no setor de infraestrutura quanto em segmentos do setor imobiliário. Os megaeventos da Copa do Mundo em 2014 e das Olimpíadas do Rio de Janeiro em 2016 fizeram o governo iniciar um grande números de obras públicas, que estão trazendo alterações importantes para os locais onde tais obras estão acontecendo. Isto tem gerado uma perspectiva de valorização dos imóveis cuja localização sofra influência de alguma delas. Conjuntamente, o emprego do crédito subsidiado para a compra de imóvel residencial tem ajudado substancialmente a aquecer o mercado imobiliário. Além disso, de modo semelhante ao que aconteceu nos Estados Unidos, o governo tem promovido políticas visando à aquisição da casa própria para certos segmentos de baixa renda, tal como o programa Minha Casa, Minha Vida. Assim, é natural que a conjunção destes importantes fatores de direcionamento de investimentos tenha criado um ambiente que faz com que a demanda esteja fortemente aquecida no setor imobiliário.

11. As novas regras de remuneração da caderneta de poupança passaram a vigorar em maio de 2012.

Tendo em vista o que foi dito anteriormente, seguem-se agora cinco diferentes abordagens empíricas, engendradas com base nos fundamentos da Tace, para verificar a existência de bolha no mercado imobiliário. Na subseção 5.1, *Conjuntura*, verifica-se o comportamento de algumas variáveis relacionadas à construção civil e ao mercado imobiliário – produto industrial da construção civil, lançamentos imobiliários, preço de venda e aluguel, evolução do crédito bancário, custo da construção etc –, para avaliar se existe alguma evidência de descolamento da evolução destas variáveis em relação ao restante da economia. A seguir, na subseção 5.2, verifica-se se o preço corrente dos imóveis responde aos fundamentos com base na equação (1). De acordo com os preceitos da Escola Austríaca, o efeito acusado pelo contínuo aumento da atividade na construção civil irá cedo ou tarde repercutir no custo na construção. Assim, na subseção 5.3, efetua-se um exercício econométrico com o objetivo de verificar se existe pressão sobre a estrutura de custo de construção advinda da demanda por imóveis no setor.

Os dois testes seguintes se concentram na perspectiva macroeconômica. O primeiro deles visa examinar o estado da política fiscal no Brasil, enquanto o segundo tem por objetivo medir o efeito de um aumento inesperado da taxa de juros sobre variáveis fundamentais, tais como o produto industrial da construção civil e o crédito imobiliário. Conhecer o estado da política fiscal é útil por permitir verificar em que medida a política fiscal tem exercido pressão sobre a taxa de inflação. No caso de existir uma forte pressão sobre a taxa de inflação decorrente de uma política fiscal expansiva, a taxa de juros terá que em algum momento se ajustar, e o efeito deste ajuste pode ter impacto importante sobre variáveis fundamentais ligadas ao setor imobiliário. Assim, o teste subsequente, implementado com base no modelo estrutural de vetores autorregressivos, tem exatamente o propósito de observar o efeito de um choque de política monetária, representado pelo aumento da taxa de juros, sobre variáveis como o produto industrial da construção civil e o fluxo de crédito imobiliário.

5.1 Conjuntura

Conforme apontado no início da seção, três causas fundamentais contribuíram para a crise do mercado imobiliário da economia americana em 2008. Não obstante, também como visto, o preço dos imóveis não se elevou de modo homogêneo. Houve localidades onde os preços tornaram-se exorbitantes, como foi o caso de Palo Alto e Manhattan, enquanto em outras localidades, como Dalas, o preço do imóvel cresceu moderadamente ou se manteve estável. Segundo alguns autores, fatores exógenos, como restrições

impostas sobre a construção, contribuíram largamente para a elevação do preço nestas localidades (Sowell, 2009a). Tais restrições estão associadas à defesa do meio ambiente, preservação de áreas históricas, limite de altura etc. Todos estes fatores conduzem à diminuição da oferta de unidades, e o consequente aumento do preço do imóvel.[12] É evidente que tal comportamento prejudica quem não possui imóvel e favorece aqueles que já o possuem.

De início, veja-se se houve diferenciação da evolução do preço do imóvel em relação à dispersão geográfica. Infelizmente, as estatísticas acerca do mercado imobiliário no Brasil são ainda muito rudimentares. Serão usados aqui os dados da pesquisa FipeZap (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas – Fipe, 2011) para as estatísticas de preço e aluguel de imóvel. Os dados para preço estão disponíveis apenas para sete cidades,[13] enquanto o preço do aluguel está disponível somente para as cidades de São Paulo e do Rio de Janeiro. Também a dimensão temporal da amostra não é homogênea.[14] A tabela 1 condensa algumas informações interessantes acerca da variação do preço dos imóveis. A primeira linha mostra a variação do preço para o período de janeiro de 2008 a março de 2012 e abrange somente as cidades de São Paulo e do Rio de Janeiro. Na segunda linha, a amostra se inicia em abril de 2009, data a partir da qual há informações para a cidade de Belo Horizonte. Por fim, na terceira linha, a amostra tem início em agosto de 2010 e abrange as demais cidades.

Conforme pode ser visto na terceira linha da tabela 1, a cidade do Rio de Janeiro foi aquela onde houve a maior variação no preço de venda do imóvel, seguida das cidades do Recife e de São Paulo. Interessante notar que a valorização nas demais cidades ficou muito aquém dos valores obtidos para estas três cidades, sobretudo para o Rio de Janeiro. Deve-se ressaltar que talvez o preço nestas outras cidades tenha se elevado de maneira significativa antes do começo do período amostral, o que pode dificultar a comparação. As informações contidas na linha dois mostram que o preço de venda

12. A questão que se coloca é por que a elevação de preço de um ativo real cresce indefinidamente. Se existe arbitragem, por que os investidores não tiram proveito desta ampliando a oferta do bem e fazendo com que o preço convirja para o equilíbrio? As restrições sobre a construção, ao limitar o número de unidades ofertadas, tenderiam a diminuir a velocidade de ajustamento do preço, de modo que este se mantivesse em um nível elevado. Entretanto, o problema poderia se tornar ainda pior caso a demanda pelo ativo em questão fosse inflada artificialmente.
13. São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife, Fortaleza e Distrito Federal.
14. São Paulo: janeiro de 2008 a março de 2012; Rio de Janeiro: janeiro de 2008 a março de 2012; Belo Horizonte: abril de 2009 a março de 2012; Salvador: agosto de 2010 a março de 2012; Recife: junho de 2010 a março de 2012; Fortaleza: março de 2010 a março de 2012; e Distrito Federal: agosto de 2010 a março de 2012.

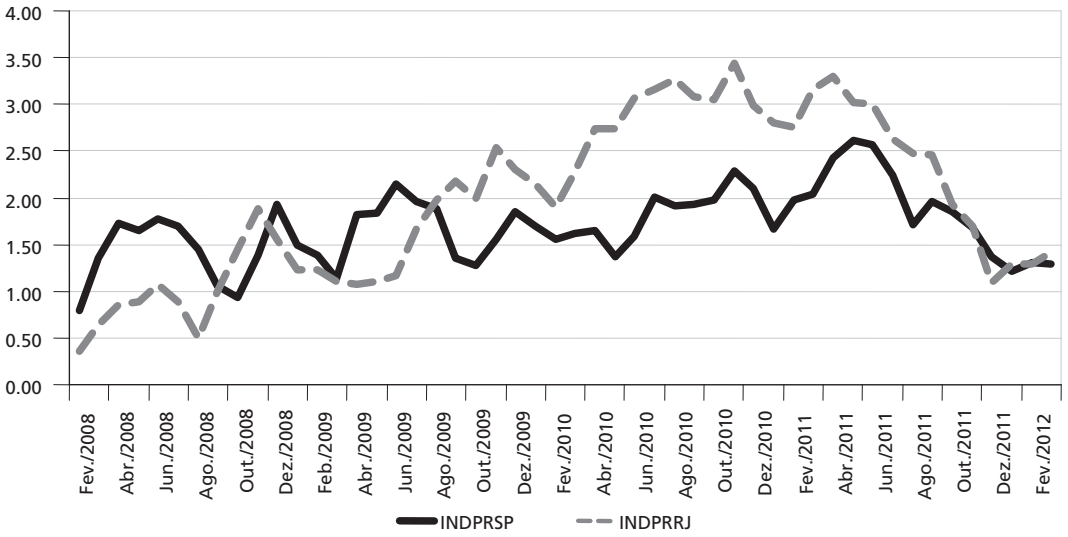
quase duplicou no Rio de Janeiro em relação a Belo Horizonte, enquanto em relação a São Paulo a variação do preço no Rio de Janeiro foi cerca de 34% acima. Tomando-se uma série mais longa, desde janeiro de 2008, a valorização do imóvel no Rio de Janeiro é muito significativa, apresentando uma marca de 165%, cerca de 25% acima, em relação ao que se verificou para São Paulo no mesmo período.

TABELA 1
Variação no preço de venda do imóvel
(Em %)

Período	São Paulo	Rio de Janeiro	Distrito Federal	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Fortaleza
Jan./2008 a fev./2012	132	165	_	_	_	_	_
Abr./2009 a fev./2012	87	127	_	_	_	64	_
Ago./2010 a fev./2012	43	58	27	51	12	36	22

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 1
Taxa de variação do preço de venda do imóvel
(Em %)



Elaboração dos autores.

Uma informação importante refere-se ao comportamento da taxa de variação do preço do imóvel. O gráfico 1 explicita tal informação. Tomando-se as séries de preço apenas para as cidades do Rio de Janeiro e São Paulo, pode-se ver que a trajetória para esta variável, em ambos os casos, parece ser descrita na forma de um *U* invertido, o que é mais nítido no caso do Rio de Janeiro. Em outras palavras, embora tenha existido

uma forte tendência de valorização dos imóveis, a pressão sobre os preços parece estar perdendo força no período mais recente, sobretudo a partir de 2010. A partir do que foi apresentado nos dois últimos parágrafos, pode-se fazer as seguintes colocações. Existe, de fato, uma tendência de valorização dos imóveis desde 2008. Contudo, esta tendência não ocorreu com magnitude equânime em todas as cidades analisadas. Em algumas cidades, sobretudo no Rio de Janeiro, o crescimento do preço do imóvel se mostrou muito mais acentuado que nas demais. Por fim, é importante ressaltar que esta tendência de elevação acentuada parece estar diminuindo mesmo no Rio de Janeiro.

A segunda forma empregada de analisar conjunturalmente a possibilidade de bolha no mercado imobiliário consiste em verificar se existe um aumento nos custos dos fatores de produção associados ao setor. De acordo com a Escola Austríaca, em um estágio mais avançado, os efeitos da expansão do crédito induzida de forma artificial começarão a ser sentidos nos preços de insumos associados ao mercado em questão. Todo este processo foi descrito no início da seção cinco. O que interessa nesta altura é ressaltar que a disputa por fatores de produção entre os setores produtores de bens de consumo e de capital conduzirá, cedo ou tarde, ao aumento da inflação, devido ao aumento dos custos de produção.

Para aferir se existe pressão sobre o custo de produção no setor imobiliário, serão usados três diferentes índices: índice da construção civil (ICC); custo unitário básico (CUB); e índice nacional da construção civil (INCC). O ICC é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a partir do levantamento de preços de materiais e salários pagos na construção civil, para o setor habitação.[15] O CUB é um indicador monetário que mostra o custo básico para a construção civil. Sua avaliação é feita pelo sindicato da indústria da construção civil de cada estado. Por fim, o INCC, elaborado pela Fundação Getulio Vargas (FGV), também afere a evolução dos custos de construções habitacionais.[16] É um dos três itens que compõem o Índice Geral de Preços (IGP), representando 10% do índice.

Na tabela 2, compara-se a evolução das taxas de inflação desses três índices de custo da construção civil com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

15. A partir de 1997 ocorreu a ampliação do índice, que passou a abranger o setor de saneamento e infraestrutura.
16. É uma estatística contínua, de periodicidade mensal, para dezoito capitais brasileiras: Aracaju, Belém, Belo Horizonte, Brasília, Campo Grande, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, Goiânia, João Pessoa, Maceió, Manaus, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo e Vitória. O índice nacional é levantado pela FGV desde janeiro de 1944.

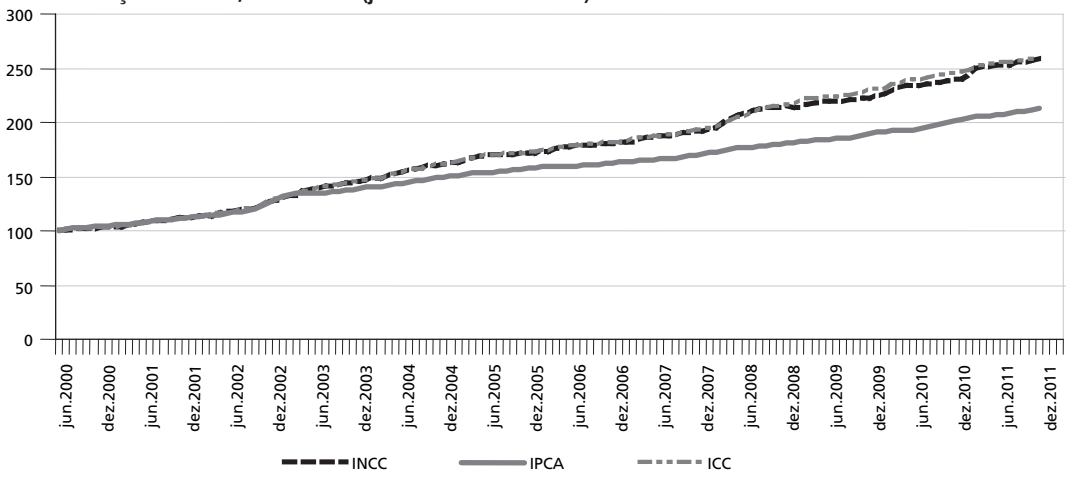
(IPCA) do IBGE. Embora o ICC e o CUB sejam calculados para todos os estados, apenas disponibilizam-se na tabela aqueles que aqui se julgam os mais significativos. Conforme pode ser visto, para o período de janeiro de 2008 a fevereiro de 2012, todos os indicadores de custo apresentam uma variação bem acima da inflação geral medida pelo IPCA. Interessante analisar a evolução do INCC, dado que este índice participa da composição do IPCA. Verifica-se que o INCC variou de 35% para 25% do IPCA.

TABELA 2
Variação do CUB, ICC, INCC e IPCA
(Em %)

	SP	RJ	DF	PE	BA	MG	ES	RS	CE
CUB	29	30	31	46	25	34	33	35	23
ICC	33	36	38	35	31	32	33	31	36
INCC	Jan./1908 a fev./2012 35		Jan./1999 a fev./2012 104		IPCA	Jan./1908 a fev./2012 25		Jan./1999 a fev./2012 65	

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Evolução do INCC, IPCA e ICC (jun./2000 a dez./2011)



Elaboração dos autores.

O gráfico 2 mostra a evolução de ambos os indicadores com o ICC geral desde junho de 2000. Neste gráfico, pode-se observar que a partir de meados de 2003 ocorre um descolamento entre os dois índices de custo de construção e o IPCA. O INCC e o ICC geral se posicionam sempre acima do IPCA, e esta discrepância parece se aprofundar cada vez mais. Como pode ser visto na tabela 2, a variação do INCC se mostrou bem superior ao IPCA. Tomando-se a amostra a partir de junho de 2000, as variações

do INCC e do ICC geral foram, respectivamente, de 159% e 158%, enquanto o IPCA teve variação de 134%.

Por fim, a expansão artificial do crédito é um dos fatores propulsores da bolha especulativa, sobretudo quando o crédito é orientado para promover determinado setor. Como mencionado anteriormente, o governo tem utilizado vários tipos de mecanismo para subsidiar o crédito ao setor imobiliário. No Brasil, cerca de 95% do estoque de crédito habitacional é oriundo de recursos direcionados.[17] A taxa de juros básica incidente sobre o financiamento se situa muito abaixo daquela cobrada pelo mercado. Isto somente é possível porque a remuneração paga pela caderneta de poupança fica ainda aquém daquela exigida em um financiamento imobiliário e, por vezes, não cobre nem mesmo a inflação.

Tendo isso em vista, o cenário vivenciado hoje pode se alterar sensivelmente caso ocorra um recrudescimento da inflação. Em primeiro lugar, parte expressiva do financiamento imobiliário é indexada à taxa de juros de longo prazo (TJLP). Uma elevação desta – decorrente de um aumento da inflação – pode alterar significativamente a situação do mutuário. Também, devido à volta da inflação, os recursos da poupança poderiam se reduzir; afinal, as regras de remuneração da poupança desestimulam investir neste fundo quando existe expectativa de alta na inflação. O governo teria de encontrar outras fontes de recursos para fomentar o setor da construção civil. Assim sendo, é oportuno verificar a evolução do crédito imobiliário no período mais recente.

De 2003 a 2010, a relação entre crédito e produto interno bruto (PIB) elevou-se de 24% para 46%. De acordo com Araújo (2012), o ciclo de expansão de crédito durante este período foi marcado por dois fatos distintos. Até a eclosão da crise financeira de 2008 a 2009, a expansão do crédito foi liderada pelos bancos privados, os quais expandiram as operações de crédito a uma taxa superior à dos bancos públicos. Quando se analisa o estoque de crédito, por propriedade de capital e por setor de atividade, é possível perceber que os bancos privados,[18] com exceção do crédito habitacional, estiveram à frente durante os anos iniciais do ciclo nos setores industrial, rural, comercial e de pessoas físicas. Contudo, desde 2008, a situação se inverteu. Em relação ao crédito

17. Os recursos de crédito direcionados são oriundos do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) e da caderneta de poupança.
18. De propriedade privada ou estrangeira.

para habitação, sua taxa de crescimento tem se mantido em geral bem acima daquelas alcançadas por outros setores. Durante o período assinalado, a taxa de crescimento do estoque de crédito para habitação se situou em 17% a.a. Contra a média geral, que inclui outras atividades – indústria, crédito rural, comércio, pessoa física e outros serviços –, a taxa foi de 12% a.a. No caso dos bancos públicos, a taxa média de expansão do crédito para habitação ficou em 19% a.a.

A relação crédito habitacional-PIB no Brasil, embora ainda seja baixa comparada aos demais países desenvolvidos, tem crescido muito nos últimos anos. O crédito para a compra da casa própria alcançou R$ 205,8 bilhões em janeiro de 2012 segundo dados do Banco Central do Brasil (BCB).[19] Não é sem razão que, entre todas as categorias de empregos do setor privado – indústria de transformação, comércio, serviços e construção civil –, foi exatamente o setor da construção civil que apresentou a maior expansão no emprego.

De acordo com os dados do Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (Dieese) e da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade, do estado de São Paulo), entre janeiro de 2011 e janeiro de 2012, de um total de 135 mil vagas de emprego criadas nas Regiões Metropolitanas do Recife (RMR), de Salvador (RMS) e de Fortaleza (RMF), 76 mil (56,3%) estavam no setor de construção civil. Tal resultado levou a RMR a apresentar sua menor taxa de desemprego (11,9%) desde que a série começou a ser computada em 1997. Para a RMF, a construção civil criou 19 mil empregos, enquanto o mau resultado dos outros setores ocasionou uma redução de 8 mil vagas de emprego. Em relação à RMS, a construção civil criou 23 mil vagas, ao passo que a indústria eliminou 14 mil empregos.

Em relação à Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), em maio de 2010, o nível de emprego na construção alcançou a marca de quase 735 mil trabalhadores, um recorde na série histórica. Nos cinco primeiros meses do ano, a taxa de crescimento do emprego neste setor atingiu 7,5%, perfazendo uma elevação de 13% em doze meses. Só no município de São Paulo, em maio de 2010, trabalhavam no setor de construção 341 mil trabalhadores, o maior valor da série histórica.

19. Do total de crédito habitacional, a maior parte (R$ 191,3 bilhões) corresponde a créditos direcionados – operações com recursos do governo, como o programa Minha Casa, Minha Vida, ou da parcela que os bancos são obrigados a recolher ao BCB, a qual tem juros mais baixos. Os R$ 14,5 bilhões restantes têm origem em operações com recursos livres.

De acordo com informações do Sindicato da Indústria da Construção Civil do Estado de São Paulo (Sinduscon-SP), nos oito primeiros meses de 2011, o emprego no setor cresceu 9,4% no Brasil. Nos oito primeiros meses de 2010, tal crescimento foi de 14,8%. Entre maio de 2010 e maio de 2009, o crescimento foi de 16,3%, aproximadamente 380 mil novos empregos. Em setembro de 2011, eram 3 milhões de trabalhadores empregados no setor de construção civil com carteira assinada.

Em fevereiro de 2012, de acordo com dados do Cadastro Geral de Emprego e Desemprego (CAGED) do Ministério do Trabalho (MTE), o setor de construção civil apresentou crescimento do emprego com carteira assinada, em relação ao mês anterior, da ordem de 0,95%, contra 0,6% do setor de serviços, -0,08% do comércio, e -0,03% da agricultura. Assim, enquanto o estoque de empregos formais cresceu 0,4% em fevereiro de 2012, o setor de construção civil apresentou um crescimento duas vezes superior.

Para janeiro de 2012, o crescimento do emprego com carteira na construção civil, em relação ao mês anterior, foi de 1,5%, contra 0,4% no setor de serviços, -0,6% no comércio varejista. Assim, enquanto o estoque de empregos formais cresceu 0,31% em janeiro de 2012, o setor de construção civil apresentou um crescimento três vezes maior.

Em janeiro de 2011, o crescimento do emprego com carteira assinada em relação ao mês anterior foi de 1,3% para a construção civil; 0,5% para o setor de serviços; 0,5% para a agricultura; 0,7% para a indústria de transformação; e -0,2% para o comércio. Para a economia como um todo, o crescimento no mês foi de 0,4%. Outros meses podem ser analisados, mas, de maneira geral, o resultado permanece sempre o mesmo: o setor de construção civil continua sempre entre os que apresentam o maior crescimento percentual do emprego. Isto mostra que a taxa de crescimento do emprego no setor de construção civil está extremamente alta, sendo sistematicamente superior à dos demais setores.

5.2 Estimação da equação fundamental

Nesta subseção, apresentam-se os resultados da estimação da equação fundamental para o preço dos imóveis, utilizando-se dados de séries de tempo agrupados para as cidades de São Paulo e do Rio de Janeiro. A informação acerca do preço de venda do imóvel está disponível para outras capitais, mas não acerca do preço do aluguel. Nas estimativas de séries temporais, será estimada uma vertente da seguinte regressão:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 E_1 q_{t+1} + \beta_2 d_t + \beta_3 i_t + \beta_4 SP + v_{t+1}. \quad (7)$$

na qual q_t é o preço de venda do imóvel, d_t é o preço do aluguel, i_t a taxa de juros, e SP uma variável *dummy* para diferenciar a cidade de São Paulo. Como *proxy* para $E_1 q_{t+1}$, será usado o próprio valor da variável q_t em t+1, procedimento que embute um erro de medida, e para a taxa de juros, a taxa Selic. Os sinais esperados para os parâmetros associados às variáveis $E_1 q_{t+1}$ e d_t possuam sinal positivo; para a variável i_t, o sinal esperado é negativo.

Usam-se aqui três procedimentos econométricos distintos para estimar a equação (7): método de mínimos quadrados ordinários (MQO); método de variáveis instrumentais; e método de momentos generalizados (GMM). O emprego do método de variáveis instrumentais para estimar (1) decorre do operador de expectativas racionais na equação que não é observado. Tomando-se $q_{t+1} = E[q_{t+1} \mid I_t] + v_{t+1}$, em que $E[v_{t+1} \mid I_t] = 0$, tem-se que usando q_{t+1} em vez de $E[q_{t+1} \mid I_t]$ se está sujeito à crítica relativa ao erro de medida caso a estimação seja feita por MQO.

Antes de se comentarem os resultados, faça-se uma digressão acerca dos testes econométricos adotados aqui para verificar se a regressão está bem especificada. Embora muitos estudos utilizem a abordagem GMM para estimação de modelos com expectativas racionais, deve-se assinalar que esta metodologia não necessariamente é superior à estimação por variáveis instrumentais. Tal como ressaltam Baum, Schaeffer e Stillman (2007), a vantagem da abordagem GMM se dá na presença de heteroscedasticidade.[20] Neste caso, a vantagem da consistência do estimador GMM na presença de heteroscedasticidade é contrabalançada pelo custo de uma *performance* fraca no caso de pequenas amostras. Deste modo, quando o problema da heteroscedasticidade não se faz presente, é preferível ainda o emprego do estimador de variáveis instrumentais. Usa-se neste estudo o teste de Pagan e Hall[21] (1983) para verificar a ocorrência de heteroscedasticidade no modelo.

Para que a aplicação do método IV seja adequada, é necessário que os instrumentos sejam "bons instrumentos", no sentido de serem relevantes bem como válidos. No jargão econométrico, isto significa que as variáveis usadas como instrumentos devem

20. O estimador, embora seja consistente, é ineficiente na presença de heteroscedasticidade (Baum, Schaeffer e Stillman, 2007).
21. Esse teste assume a hipótese nula de homoscedasticidade.

ser correlacionadas com os regressores endógenos e ao mesmo tempo ortogonais ao distúrbio da regressão. Neste sentido, também são mostrados na tabela 3 o teste de subidentificação[22] (Cragg e Donald, 1993), o teste de sobreidentificação de Sargan e Hansen[23] e o teste de endogeineidade dos regressores de Durbin, Wu e Hausman[24] (DWH), além do teste de Stock e Yogo (Stock e Yogo, 2005), para verificar se os instrumentos são fracos.[25]

A pesquisa teórica econométrica mais recente sobre o método de variáveis intrumentais tem enfatizado muito a questão dos instrumentos fracos (Stock, Wright e Yogo, 2002; Moreira, 2003; Stock e Yogo, 2005). Ma (2002) aponta que o uso de instrumentos pode ser um sério problema em modelos econométricos. Quando os instrumentos são fracos, dois problemas sérios ocorrem na estimação por dois estágios (2SLS). O primeiro é a questão do viés. Embora o método 2SLS seja consistente,[26] as estimativas são sempre enviesadas para pequenas amostras. Segundo, quando os instrumentos são fracos, o erro padrão estimado se torna muito pequeno. Neste caso, o intervalo de confiança é não fidedigno, porque, além de o ponto médio deste estimador ser enviesado, *o intervalo de confiança se torna pequeno*. Isto tudo faz com que o procedimento de teste de hipótese na estimação por 2SLS se fragilize no caso da ocorrência de instrumentos fracos.

Vários testes são sugeridos na literatura para testar a hipótese de instrumentos fracos.[27,28] De acordo com Murray (2006), a mais recente abordagem em relação ao

22. Para que uma equação seja identificada no modelo IV, tanto a condição de ordem ($L>=K$) – em que L é o número de variáveis instrumentais, e K é o número de regressores – como a condição do posto devem ser preenchidas. Esta última assinala que $Qxz=E(X'Z)$ deve ser de posto completo, em que X é a matriz de regressores, enquanto Z é a matriz dos instrumentos. Quando isto não ocorre, diz-se que o modelo é subidentificado ou não identificado. No teste de Cragg e Donald (1993), a rejeição da hipótese nula sugere que o modelo é identificado.
23. A independência do instrumento com relação ao distúrbio somente pode ser acessada se, e somente se, houver uma "abundância" de instrumentos, isto é, se a equação é sobreidentificada. Isto se dá quando a condição de ordem é satisfeita na desigualdade: o número de instrumentos excluídos é superior ao de regressores endógenos. O teste de Sargan-Hansen é usado para testar a hipótese de sobreidentificação. Sob a hipótese nula os instrumentos são válidos, ou seja, não correlacionados com o distúrbio. Ainda sob esta hipótese, a estatística de teste tem distribuição qui-quadrado com $L-K$ restrições sobreidentificadas.
24. Sob a hipótese nula, este teste especifica que o regressor tomado como endógeno pode ser tratado como exógeno. A estatística DWH possui distribuição qui-quadrado com grau de liberdade igual ao número de regressores endógenos.
25. Instrumentos que explicam pouco a variação da variável explicativa endógena (fraca correlação entre Z e X) são considerados instrumentos fracos. O teste de Stock e Yogo (2005) é calculado com base na estatística F de Cragg e Donald (1993). Sob a hipótese nula o estimador é fracamente identificado, no sentido de que o viés verificado é inaceitavelmente grande.
26. De modo que quase certamente o valor médio do estimador 2SLS se aproxima do verdadeiro valor do parâmetro quando o tamanho da amostra convirja para o infinito.
27. Stock e Yogo (2005) sugerem um teste em que a hipótese nula, o viés do estimador 2SLS, é menor que uma fração (diga-se, 10%) do estimador OLS.
28. O teste de Stock e Yogo (2005) não mais recai na estatística F que comumente aparece na prática econométrica, mas em uma generalização da estatística de Cragg e Donald. Os valores críticos deste teste são obtidos a partir de uma distribuição não padrão.

problema de teste de hipótese com instrumentos fracos e um único regressor endógeno é o "teste da razão de verossimilhança condicional", desenvolvido por Moreira (2003) e aperfeiçoado por Andrews, Moreira e Stock (2006). O teste de Moreira (2003) supera as distorções encontradas nos testes convencionais ajustando os valores críticos do teste de hipótese de acordo com cada amostra, de modo que o intervalo de confiança corrigido gere um nível de significância correto. Assim, seus valores críticos "são condicionados" nos dados à disposição e não constante.

Passe-se agora à análise dos resultados econométricos obtidos para a equação (7) apresentados na tabela 3. Estranhamente, na regressão estimada da coluna (1), apenas com exceção do preço futuro do imóvel, os sinais para a taxa Selic e o preço do aluguel são contrários ao esperado. Na coluna (2), estima-se por MQO uma equação em que somente o preço de venda futuro está fora do conjunto de regressores. Pode-se observar que agora ambas variáveis taxa Selic e aluguel apresentam os sinais esperados. Embora não seja mostrada aqui por economia, estimou-se uma regressão contendo apenas a taxa Selic como variável importante, e observou-se que o sinal negativo se manteve. Enquanto outro exercício usando apenas o preço do aluguel na regressão mostrou também que o sinal positivo para esta variável se preserva.

Algumas possíveis respostas podem ser dadas para explicar por que a regressão da coluna (1) não apresenta os sinais esperados enquanto têm-se os sinais apropriados para aquela da coluna (2). Primeiro, o termo $E_1 q_{t+1}$ representa na equação (7) a expectativa de valorização do imóvel. Contudo, espera-se naturalmente que isto ocorra em um período de tempo adiante, mas não imediatamente à frente, tal como no mês seguinte. No caso de um imóvel comprado na planta, estipula-se que o prazo mínimo razoável para sua revenda é de um ano e meio a dois anos, pelo menos. Assim, quando usam-se dados com frequência temporal mensal a formação de expectativa um mês à frente não capta o efeito da valorização futura no preço corrente do imóvel. Neste caso, o uso de dados anuais seria bem mais apropriado com vista a captar tal efeito.[29] Segundo, tendo em vista a rigidez por força dos contratos no caso do preço do aluguel, uma alteração nesta variável ocorre somente com certa defasagem. Por este motivo, o valor corrente do preço do aluguel tem significância no preço corrente do imóvel. Terceiro, admite-se a hipótese de que o preço futuro de venda é altamente correlacionado com o preço corrente do aluguel ou a taxa Selic. Veja-se se esta hipótese é convincente.

29. Infelizmente, neste estudo, o tamanho da amostra para dados anuais é de apenas quatro anos.

Na segunda coluna da tabela 3, estima-se a mesma regressão por MQO. O objetivo aqui é verificar se existe a existência de multicolinearidade no modelo por meio da estatística VIF (*variance inflation factor*). De fato, o valor 18.39 para esta estatística excede em muito o devido, pois a literatura assinala que existe indicação de multicolinearidade se o VIF for maior que 5 (Judge *et al.*, 1982). Na coluna (3), refaz-se a estimação por MQO para incluir o preço futuro de venda. Note-se que agora tanto o preço do aluguel quanto a taxa de juros se mostram significativos e com os sinais esperados. Também neste caso, a estatística VIF indica que não existe problema de multicolinearidade na regressão. Na coluna (4), apresenta-se uma maneira indireta de tentar captar o efeito da expectativa do preço futuro de venda na equação fundamental. Isto foi feito introduzindo-se no conjunto dos regressores, em vez do preço futuro, o resíduo da regressão (RES) desta variável contra a taxa de juros e o preço do aluguel. O resultado disto, mostrado na coluna (4), parece indicar que a expectativa de valorização tem efeito sobre o preço corrente do imóvel. A variável RES é significativa e mostra ainda o sinal esperado.

O exercício efetuado nas duas últimas colunas da tabela 3 consiste fundamentalmente em empregar a expectativa em relação ao preço futuro do aluguel em vez do seu valor corrente. Na coluna (5), deixa-se de fora a expectativa de preço futuro de venda, enquanto na coluna (6), o método descrito é usado para detectar o efeito desta variável. Tendo em visto a presença de heteroscedastidade no modelo indicada pelo teste de Pagan e Hall, a estimação foi feita usando o método GMM. Também a estimativa foi refeita usando os métodos VI robustos,[30] mas os resultados não apresentaram mudança significativa.

Por fim, o teste DWH indica que nos casos analisados das colunas (1), (5) e (6); expectativa do preço futuro de venda ou do aluguel não pode ser tratada como variável exógena no modelo. No que se refere ao problema de instrumentos fracos, os testes de Moreira e de Sock e Yogo não indicam qualquer sinal de que as variáveis instrumentais empregadas sejam instrumentos são fracos. Também de acordo com o teste de Cragg e Donald, em todos os casos, os modelos estão identificados onde se aplica o método IV. Igualmente, nestes casos, para todos os modelos não se rejeita a hipótese de sobreidentificação.

30. Especifica a aplicação do estimador de Eicker, Huber e White para a variância do estimador VI.

TABELA 3
Variável dependente: preço do imóvel[1]

Variáveis	(1) IV[2]	(2) MQO	(3) MQO	(4) MQO	(5) GMM	(6) GMM[3,4]
Lindpr (t+1)	1.0344 (.000)	1.025 (.000)				
Lindalg (t)	-.0685 (.000)	-.0574 (0.005)	1.520 (0.000)	1.522 (.000)		
Lindalg (t+1)	_	_	_	_	1.527 (.000)	1.542 (.000)
Selic (t)	.0011 (.002)	.0010 (.006)	-.0059 (.003)	-.0058 (.000)	-.0057 (.003)	-.0038 (.000)
RES	_	_	_	1.022 (.000)	_	.9626 (0.000)
D1	.0027 (.016)	.0023 (.040)	.0190 (.062)	.0023 (.000)	.0140 (.0720)	.0353 (.000)
Constante	.3644 (.000)	.3088 (.000)	-5.959 (.000)	-5.966 (.000)	-6.034 (.000)	-6.255 (.000)
Observações	92	100	102	100	92	92
R^2 Ajustado	_	.998	0.969	.998	_	_
VIF	_	18.39	1.00	1.00	_	_
Teste Pagan e Hall	*Chi-sq* (5) = 26.6 *P-value* = 0.000	*Chi-sq* (1) = 20.6 *P-value* = 0.00	*Chi-sq* (1)=2.25 *P-value* = 0.134	*Chi-sq* (1)=22.5 *P-value* = 0.000	*Chi-sq* (4)= 7.354 *P-value* = 0.11	*Chi-sq* (5)= 13.76 *P-value* = 0.001
Teste de subidentificação	*Chi-sq* (2) =308.3 *P-val* = 0.00		–		*Chi-sq* (2) = 1175 *P-val* = 0.000	*Chi-sq* (2) = 317 *P-val* = 0.000
Teste de Sargan e Hansen	*Chi-sq* (2)= 308.3 *P-val* = 0.000				*Chi-sq* (1) =3.624 *P-val* = 0.056	*Chi-sq* (1) =6.341 *P-val* = 0.018
Teste de DWH	*Chi-sq* (1)= 54.15 *P-val* = 0.000		–		*Chi-sq* (1)= 4.249 *P-val* = 0.0385	
Teste de Stock e Yogo	1125.62 (*rejeito H0* a 5%)		–		5577.96 (*rejeito H0* a 5%)	1321.12 (*rejeito H0* a 5%)
Teste de Moreira	*LR* = 6324.79 25 (*rejeito H0* a 5%)				*LR*=2923.25 (*rejeito H0* a 5%)	*LR*=1768.13 (*rejeito H0* a 5%)

Elaboração dos autores.

Notas: [1] *Lindpr: ln* do índice de preço de venda do imóvel. *Lindalg: ln* do índice de preço do aluguel.

[2] A expectativa foi instrumentalizada pelas defasagens de segunda e terceira ordem da variável *preço de venda.*

[3] As estatísticas são robustas para resíduos heteroscedásticos. Os valores entre parênteses são valores-*p*.

[4] A expectativa foi instrumentalizada pelas defasagens de segunda e terceira ordem da variável *preço do aluguel.*

5.3 Existe pressão inflacionária na construção civil?

Conforme visto na seção dois, determinados pesquisadores argumentam que a bolha imobiliária brasileira se comprovaria porque o preço dos imóveis estaria acima daquilo que se supõe como o preço justo. Tal preço, segundo este raciocínio, deve cobrir os custos de produção, bem como conter uma margem para cobertura das incertezas. De acordo com os fundamentos da Escola Austríaca, o erro desta argumentação está em que o valor de um bem decorre da utilidade que os indivíduos dão a ele. O preço de mercado é determinado pela importância que as pessoas atribuem a ele. Decorre deste raciocínio que a estrutura de custo de um produto está indiretamente relacionada a quanto os indivíduos aceitam pagar por ele. Fatores de produção usados na confecção de um bem altamente valorado tendem a se tornar mais caros, e vice-versa. Assim, segundo a Escola Austríaca, a causalidade é mais em direção do preço para o custo que o contrário, isto é, a valoração de um bem é o que determina seu custo, e não o contrário.

Uma maneira de verificar se a hipótese de que a causalidade é no sentido do preço do imóvel em direção ao seu custo e não o contrário pode ser feita testando-se a hipótese de exogeneidade do preço do imóvel (q_t) na equação que descreve o custo de construção (c_t). Esta equação pode ser posta da seguinte maneira:

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 SP + u_t \quad (8)$$

em que: c_t é o custo de construção; i_t a taxa de juros; q_t é o preço de venda do imóvel; e SP uma variável *dummy* para diferenciar a cidade de São Paulo. Como *proxy* para o custo de construção, usa-se aqui o índice do custo da construção calculado pelo IBGE, e para a taxa de juros, a taxa Selic. Espera-se que o sinal para o parâmetro associado à variável q_t seja positivo, ao passo que para a variável i_t o sinal esperado para o parâmetro é negativo. A informação de preço de venda (q_t) usado aqui é o preço do imóvel anunciado (Fipe, 2008), quando a variável certa deveria ser preço de venda do imóvel novo. Assim, a hipótese admitida aqui para contornar esta restrição é de que ambas as medidas seguem a mesma tendência de crescimento ao longo do tempo, o que parecer ser uma suposição razoável.

Em modelos com somente uma equação, caso as variáveis do lado direito não sejam exógenas, a regressão não será eficiente e pode ser melhorada por um sistema de equações. Por isso, em um modelo de uma equação, é necessário verificar se as variáveis explicativas são exógenas. Serão usados três procedimentos para testar a questão da exogeneidade da variável q_t na equação (8), que será denotada por equação condicional (EC). Em virtude de existir mais de uma maneira de definir exogeneidade, aqui se trabalha com o conceito de exogeneidade fraca. Os dois primeiros testes de exogeneidade fraca requerem construir uma equação marginal para a variável no lado direito da equação que se supõe possa não ser exógena. Deve-se admitir que não existe uma maneira geral de construir a equação marginal (EM). Usam-se duas equações marginais para tratar o processo gerador de q_t tal como descrito na tabela 4.

TABELA 4
Equações marginais para o preço do imóvel

EM_1	*EM_2*
$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 SP + \varepsilon_t$	$q_t = \alpha_0 + \sum_i^3 \alpha_i d_{t-i} + \alpha_2 i_t + \alpha_3 SP + \varepsilon_t$

Elaboração dos autores.
Obs.: d_t é o preço de venda do imóvel.

A literatura aponta diversas maneiras de se testar exogeneidade fraca.[31] Neste estudo, usam-se três formas diferentes para verificar se o preço do imóvel atende a esta propriedade na equação do custo (8). O primeiro teste foi proposto por Engle (1982) e consiste em verificar a correlação entre os erros das equações marginais (1 e 2) com os erros da equação condicional (8). Uma baixa correlação seria um sinal em favor da aceitação da hipótese de fraca exogeneidade e, portanto, a estimação com base em uma única equação é eficiente. A tabela 5 mostra o resultado. Conforme pode ser visto, observa-se uma baixa correlação entre os erros das equações condicional e marginal.

TABELA 5
Correlação entre o erro das equações marginal e condicional

EM_1	-0.0107	*EM_2*	-0.0125

Elaboração dos autores.

O segundo teste usado para verificar exogeneidade fraca é uma modificação do teste de Engle (1984). Aqui, o erro da equação condicional é incluído nas equações marginais. Se o erro da equação condicional não é estatisticamente significativo no processo marginal, isto significa que o preço do imóvel é fracamente exógeno na equação condicional. A tabela 6 mostra os resultados deste teste. Verifica-se que o erro da equação condicional não apresenta significância estatística em ambos os processos marginais. Com base no teste modificado de Engle (1984), conclui-se que o preço do imóvel é fracamente exógeno na equação condicional (8).

O terceiro procedimento para verificar endogeneidade se faz usando o teste de Durbin, Wu e Hausman (DWH), que tem como base a estimação da equação condicional pelo método VI com o objetivo de verificar a existência de endogeneidade nesta equação. A hipótese nula do teste assinala que a estimação por MQO da equação renderia estimativas consistentes. A rejeição da hipótese nula indica que o regressor é

31. Sachsida (1999) faz uma ampla revisão sobre o tema de exogeneidade, ilustrando inclusive os procedimentos necessários para se operacionalizarem os testes.

endógeno e, por consequência, a estimação por VI é exigida. Este teste foi aplicado tomando o preço q_t como endógeno e usando os conjuntos de instrumentos definidos pelas equações marginais (1) e (2). Em ambos os casos, o teste de DWH não rejeitou a hipótese nula de exogeneidade para esta variável. Assim, tendo em vista os três testes desta subseção, conclui-se que a estimação da relação entre custo e preço do imóvel por somente uma equação é eficiente.

TABELA 6
Teste modificado de Engle (1984)

Significância estatística do erro da EC na *EM_1* *P*-valor: 0.991	Significância estatística do erro da EC na *EM_2* *P*-valor: 0.5971

Elaboração dos autores.

No conjunto, esses testes sugerem que o preço do imóvel exerce pressão sobre o custo, e não o inverso, o que se constitui em um argumento favorável à percepção da Escola Austríaca.

5.4 Avaliando a condição fiscal no Brasil

O objetivo desta subseção é avaliar o estado da política fiscal no Brasil. Uma medida quantitativa do estado da política fiscal é útil por pelo menos duas razões. Em primeiro lugar, saber quão restritiva ou expansiva é a condição fiscal no momento corrente ajuda o formulador de política a determinar o curso da política fiscal necessário a manter a dívida pública em uma meta estabelecida, para um dado horizonte de tempo, o que contribui para o controle da inflação. Em segundo lugar, uma medida quantitativa da posição fiscal é importante por razões históricas, indicando os períodos precisos em que a política fiscal foi mais acomodativa ou mais restritiva.

Infelizmente, não há nenhum método universalmente aceito para mensurar o estado da política fiscal. Diferentes autores (Blanchard, 1993; Leeuw e Holloway, 1985; Alesina e Perotti, 1997) sugerem maneiras distintas de se tratar esta questão. O principal problema em considerar os indicadores já existentes como métodos fidedignos para avaliação da condição fiscal diz respeito à dificuldade em distinguir uma mudança discricionária – por exemplo, uma decisão unilateral do Tesouro para aumentar a carga fiscal da economia – daquela oriunda do componente não discricionário da política fiscal, endógena ao estado da economia. Pode-se citar como exemplo o crescimento da carga tributária devido à diminuição do grau de informalidade, assim como o aumento da despesa pública em consequência dos gastos com seguro-desemprego em momentos de recessão.

Nesta pesquisa, utiliza-se o modelo de previsão condicional (Doan, Litterman e Sims, 1984; Waggoner e Zha, 1999) para avaliar a condição da política fiscal no Brasil com dados do governo central para o período de janeiro de 1997 a março de 2012. Como observado anteriormente, o indicador é medido pela diferença dos valores preditos para o hiato do produto quando condicionado aos valores observados e de equilíbrio estacionário dos instrumentos de política fiscal – carga tributária líquida e gastos correntes do governo. Este índice é uma tentativa de averiguar o efeito de uma mudança nos instrumentos de política fiscal sobre variáveis representativas dos objetivos de política econômica, tal como o produto ou a taxa de inflação. Tendo em vista um modelo econômico em que todas as variáveis envolvidas são endógenas, a informação que se procura é quanto uma mudança no hiato do produto – ou na inflação – em relação ao nível de tendência se deveu a uma alteração discricionária na política fiscal.

O emprego do método de projeção condicional para acessar o estado de política foi proposto originalmente por Céspedes *et al*. (2005) com o objetivo de avaliar a condição da política monetária para a economia brasileira. Mendonça, Medrano e Sachsida (2010a) aplicam o mesmo método para acessar o estado da política fiscal com dados do governo geral.[32] A validez deste método foi reconhecida na literatura. Jarocinski e Smets (2007) usam este indicador para encontrar as implicações do preço dos imóveis para a condição da política monetária nos Estados Unidos.

Na literatura econômica, a discussão sobre o estado da política fiscal aparece relacionada à identificação do componente discricionário de política, isto é, aquelas mudanças que resultam das ações intencionais levadas a cabo pelo responsável pela política. É desnecessário mencionar que alterações dos gastos e das receitas do governo que derivam do efeito do ciclo econômico não podem ser caracterizadas como induzidas pela política fiscal. Uma definição mais sofisticada baseia-se no conceito do déficit de pleno emprego, o déficit primário observado quando a economia está no pleno emprego. A diferença é que o déficit de pleno emprego observado determinaria o componente cíclico das contas públicas. O problema neste caso consiste na estimação do déficit de pleno emprego, tarefa nada trivial.

32. Mendonça, Medrano e Sachida (2010b) usam dados trimestrais para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. O governo geral é composto pelo governo central (governo federal, agências federais etc.) e pelos governos regionais (estados e municípios).

Blanchard (1993) sugere uma maneira muito atrativa de tratar este problema sem prejuízo da simplicidade. Sua medida ainda toma o ano anterior como ano de referência, mas reconhece que as despesas do governo podem ser negativamente correlacionadas com o PIB, por efeito dos estabilizadores automáticos como o seguro-desemprego. Similarmente, as receitas podem positivamente ser correlacionadas com o PIB, por exemplo, devido à progressividade do sistema tributário. Por ambas as razões, o déficit tende a se elevar endogenamente durante um período de recessão. Blanchard sugere estimar quais seriam as despesas e as receitas correntes do governo se a taxa de desemprego tivesse permanecido a mesma do ano anterior.

Este trabalho toma outro itinerário. Parte-se da ideia de que, a fim de conhecer a condição da política fiscal, é preciso determinar o impacto dos instrumentos de política fiscal sobre variáveis chaves[33] da economia, que podem ser o produto ou a inflação. O comportamento destas variáveis envolveria implicitamente os objetivos de política econômica. Em geral, esta abordagem envolve o desenvolvimento de algum tipo de indicador que sumarize o estado de política fiscal. A princípio, isto pode ser feito usando-se um índice definido pela soma ponderada das variações na despesa pública e na receita corrente em relação a um ano-base. Isto refletiria o impacto relativo destes instrumentos da política fiscal sobre uma variável-objetivo, tal como o produto da economia ou a taxa de inflação.

O indicador da condição fiscal aqui utilizado, denominado índice de condição fiscal (ICF), pode ser obtido a partir do modelo de projeção condicional desenvolvido por Doan, Litterman, e Sims (1984) e Waggoner e Zha (1999) a partir dos coeficientes estimados de um vetor autorregressivo (VAR).[34]

$$\begin{bmatrix} X_t \\ P_t \end{bmatrix} = + \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_1 & 0 \\ 0 & B_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

em que: X_t é o vetor de variáveis de estado – não de política – e P_t é o vetor das variáveis de política.

33. Variáveis sobre as quais o responsável pela política deve exercer algum controle mais direto.
34. Para uma análise mais aprofundada sobre VAR, consultar Hamilton (1993) e Enders (1995).

De acordo com Waggoner e Zha (1999), quando se impõem restrições sobre os valores futuros de uma variável endógena, a variável deve continuar a ser tratada como endógena durante os períodos futuros. A previsão sob tal circunstância é denominada previsão condicional.[35] A teoria associada à previsão condicional apareceu originalmente em Doan, Litterman e Sims (1984), que mostraram como implementar este método em um modelo VAR. Usando a teoria da previsão condicional, pode-se ver que a estrutura de erro de previsão da variável-objetivo também está sob o efeito da condição da política, que agora responde endogenamente ao estado da economia. Este novo indicador é definido da seguinte forma:

$$ICF = S_j \sum_{s=1}^{T} A_{11}^{s-1} A_{12} (P_{t-s} - P_{t-s}^*) + S_j \sum_{s=1}^{T} A_{11}^{s-1} B_{11} (E[\varepsilon_{1t-s} \mid P] - E[\varepsilon_{1t-s} \mid P_{t-s}^*])$$

Este indicador mede a condição da política fiscal como a diferença entre os valores preditos da variável-objetivo em relação aos valores observados e de estado estacionário dos instrumentos de política fiscal. A primeira parte da expressão (6) é a mesma que aparece no índice dinâmico (ID) – equação (5) –, mas agora o efeito de um choque na variável-objetivo está condicionado à trajetória predita para os instrumentos de política. Mais especificamente, os erros de previsão são gerados a partir de uma distribuição condicional, cuja restrição é imposta pela trajetória futura assumida para as variáveis de política. Doan, Litterman e Sims (1984) e Waggoner e Zha (1999) mostraram que a média desta distribuição condicional é dada por:

$$\varepsilon_1^* = R'(RR')^{-1}(P - E[P])$$

em que: ε_1^* é o único vetor para o erro de previsão, empilhado sobre o horizonte de período T, que satisfaz a restrição e minimiza a soma dos erros quadráticos $\varepsilon'\varepsilon$; R é a matriz dos coeficientes empilhados da função de resposta impulso, tendo em vista que $P - E[P]$ é o vetor correspondente aos valores empilhados dos erros de previsão.

5.4.1 Resultados

De modo a levar a cabo a proposta de usar o ICF para avaliar a condição da política fiscal, é necessário inicialmente estimar um VAR e daí empregar o método de previsão

35. Diferentemente, denomina-se previsão não condicional ou apenas por previsão o caso em que a restrição sobre a trajetória futura seja imposta sobre variáveis exógenas. Uma explicação interessante acerca do método de previsão condicional aparece em Robertson e Tallman (1999).

condicional. Os valores de estado estacionário são calculados como os valores do equilíbrio do VAR. Este vetor foi estimado usando dados mensais do governo central trimestrais para o período entre janeiro de 1997 e março de 2012, com base no seguinte conjunto de variáveis macroeconômicas: hiato do produto, taxa de inflação, taxa nominal de juros, despesas públicas correntes e carga tributária líquida.[36]

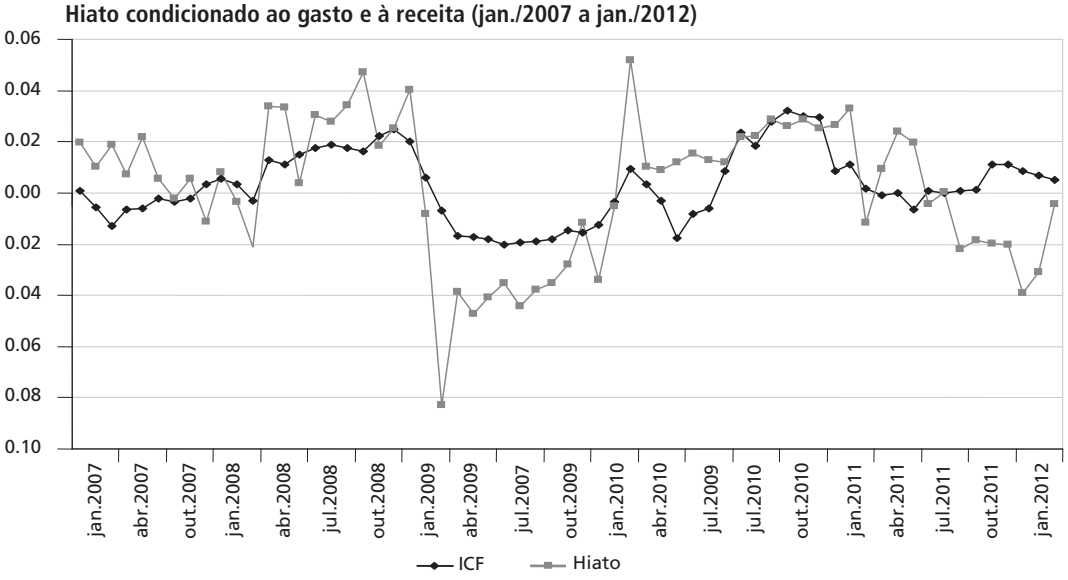
A escolha das variáveis foi baseada nos diversos estudos mais recentes que aparecem na literatura e empregam o modelo VAR para análise da política fiscal (Fatás e Mihov, 2000; Blanchard e Perotti, 2002; Mountford e Uhlig, 2005). As séries foram sazonalmente ajustadas. A definição e a fonte das variáveis são listadas a seguir.

- *HIATO*: define a diferença entre o *log* do valor observado do PIB dessazonalizado e seu nível potencial. O PIB potencial foi estimado pelo filtro de Hodrick e Prescott. Fonte: BCB.
- *INFLAÇÃO*: a taxa de inflação é definida por $\log (IPCA_t / IPCA)_{t-1}$, em que $IPCA_t$ é o IPCA no mês t. Fonte: IBGE.
- *SELIC*: é a média trimestral da taxa nominal de juros de curto prazo estabelecida pelo BCB.
- *DESPESA*: relação entre os gastos correntes do governo geral e o PIB. Os gastos correntes incluem despesas totais com servidores públicos e encargos sociais, além de outras despesas de consumo e de capital. Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional (STN).
- *RECEITA*: relação entre a receita pública líquida de impostos e o PIB. A receita líquida é definida como receita bruta menos as seguintes variáveis: seguro-desemprego, Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), subsídios e juros líquidos sobre a dívida pública. Fonte: Ipea.

36. Os critérios de informação de Schwarz e de Hannan e Quinn sobre a ordem de defasagem do VAR sugerem um modelo com duas defasagens, enquanto os critérios de erro de predição final (*final prediction error- FPE*) e de razão de verossimilhança (*likelihood ratio- LR*), um VAR com uma defasagem. Usa-se aqui o VAR com duas defasagens. Em seguida à estimação do modelo, verificou-se a condição da estabilidade do VAR e observou-se que todos os valores próprios se encontram dentro do círculo de unitário. Isto implica que o VAR utilizado satisfaz a condição de estabilidade. Assim, foi possível obter os valores de estado estacionário (SS) ou de equilíbrio tal como é mostrado na tabela 1. Realizaram-se também testes de especificação para os resíduos – entre eles, os testes de heteroscedasticidade de White –; o teste do multiplicador de Lagrange, para autocorrelação; e os testes de curtose e assimetria de Jarque e Bera, para averiguar a hipótese de normalidade. Para todos os testes não se encontrou nenhum problema mais sério de especificação.

Neste estudo, as variáveis *RECEITA* e *DESPESA* são tomadas como instrumentos de política fiscal.[37] O gráfico 3 mostra o ICF tomando como variável meta o hiato do produto[38] em relação ao nível de tendência[39] calculado para o período 1997-2012.[40] Valores do ICF positivos indicam que a política fiscal é expansiva enquanto valores negativos indicam que a política fiscal é restritiva. Como pode ser visto, o gráfico 3 mostra que a política fiscal tem sido expansiva na maior parte do período no que se refere ao seu efeito sobre o produto. Note-se ainda que a partir de julho de 2011, o ICF mostra que a política fiscal além de ser expansionista se mostra também anticíclica. O ICF foi também calculado com o objetivo de ver apenas o efeito do gasto corrente do governo. O gráfico 4 apresenta o ICF condicionado somente ao gasto. De acordo com o gráfico, considerando-se apenas o gasto corrente como instrumento de política, a política fiscal foi expansiva na maior parte do período, sobretudo a partir de março de 2010, não importando se seu comportamento se mostrava pró-cíclico ou anticíclico. Entretanto, visto que o hiato do produto desde junho de 2011 se mostrou negativo, apresentando uma queda acentuada, pode-se notar que a política fiscal continuou a ser expansiva.

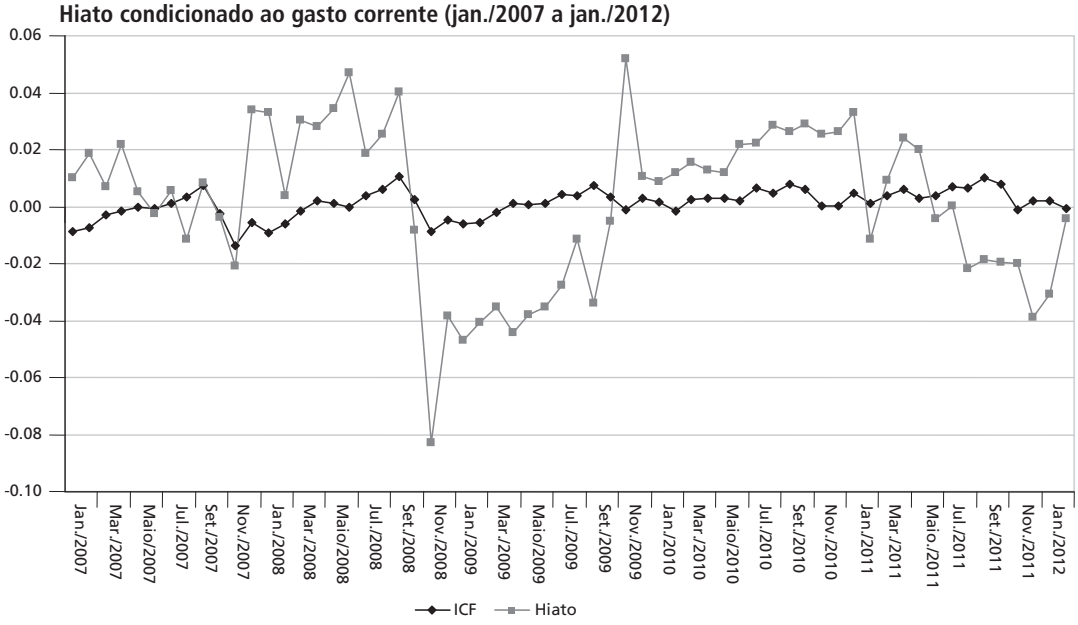
GRÁFICO 3
Hiato condicionado ao gasto e à receita (jan./2007 a jan./2012)



Elaboração dos autores.

37. A escolha dos instrumentos de política fiscal está em concordância com os estudos que fazem uso do modelo VAR para análise da política fiscal (Fatás e Mihov, 2000; Blanchard e Perotti, 2002; Mountford e Uhlig, 2005).
38. Em virtude de o PIB ser uma variável não estacionária, não seria possível obter o valor de equilíbrio para esta variável. Outra possível saída seria o uso do PIB nas diferenças, o que ocasionaria forte perda de informação relevante.
39. Valor referente ao de estado estacionário.
40. Para melhor visualização e por economia, mostra-se no gráfico 3 o comportamento do índice a partir de 2007.

GRÁFICO 4
Hiato condicionado ao gasto corrente (jan./2007 a jan./2012)



Elaboração dos autores.

5.5 Efeito de um choque monetário sobre a construção civil

Na seção anterior, mostrou-se que a política fiscal no Brasil tem tido um viés mais expansionista, pelo menos no período mais recente, desde 2007. Isto significa que o efeito dos gastos do governo pode estar impactando o crescimento da inflação. Assim, é possível que o governo em algum momento use seu instrumento de política monetária mais eficaz, a taxa de juros, como meio de controlar a inflação. O aumento da taxa de juros poderá ter efeito bastante danoso sobre o mercado imobiliário. Grande parte das transações no setor imobiliário no Brasil, assim como em outros países, é feita com base em contratos de financiamento de longo prazo regidos por taxas de juros pós-fixadas. Também uma elevação da taxa de juros faz com que o lucro projetado do empreendimento seja menor, inviabilizando muitos projetos. Nesse sentido, esta subseção tem como propósito detectar o efeito de um choque de política monetária sobre variáveis fundamentais associadas ao setor imobiliário, como a construção civil e o crédito imobiliário, por meio do SVAR. Uma ampla literatura sobre modelos de SVAR tem sido aplicada para se analisarem os efeitos de choques monetários na economia, assim como o efeito da política fiscal. Contudo, esta metodologia também tem sido empregada para verificar o efeito de choque de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário (Kahn, 1989; Pozdena, 1990; Ryding, 1990; McCarthy e Peach, 2002; Mishkin, 2007).[41]

41. A valorização do patrimônio residencial já possuído estimula o investimento em outro de padrão superior.

5.5.1 SVAR

O SVAR[42] pode ser representado da seguinte maneira:

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

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

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

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

$$\beta = A^{-1}\alpha\,, B_i = A^{-1}A_i\,,\ u_t = A^{-1}\varepsilon_t$$

$$\Sigma = A^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t^{'})(A^{-1})^{'} = A^{-1}(A^{-1})^{'}$$

Note-se que tal representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis, pois os resíduos das formas reduzidas são contemporaneamente correlacionados – a matriz Σ é não diagonal.[43] Isto é, os resíduos da forma reduzida u_t podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual choque afeta determinada variável na forma reduzida. Para a avaliação de política, somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. É possível estimar os parâmetros B e Σ em (2) de maneira consistente, mas, exceto para previsão, eles não são parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais em *A*, não se pode recuperar a forma estrutural a partir da forma reduzida, pois Σ não possui coeficientes estimados em número suficiente para se recuperar a matriz não restrita *A*. Dessa maneira, é necessário impor um número de restrições que tornem possível a identificação e estimação de *A*. Este procedimento é conhecido por identificação.

42. Sobre a modelo VAR, ver Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993) e Enders (1995).
43. Tais choques são forças primitivas e exógenas, sem causa comum, que afetam as variáveis do modelo.

A matriz A pode ser estimada por meio das informações presentes na matriz de covariância da forma reduzida. O ponto importante aqui é que, geralmente, existe um grande número de matrizes de posto completo A que permite reproduzir $\hat{\Sigma}$. Isto é, existem várias condições de dependência e independência nas correlações contemporâneas (núcleos de Markov – *Markov kernels*) entre as variáveis – dadas pelas diferentes especificações nos quais os parâmetros em A são livres ou restritos igual a zero – que permitem reproduzir as correlações parciais observadas dos resíduos na forma reduzida.[44] Isto significa que $A^{-1}(A^{-1})' = \tilde{A}^{-1}(\tilde{A}^{-1})'$, em que $\tilde{A}$ é a decomposição de Choleski para $\hat{\Sigma}$. Resumindo, existem várias maneiras de se decompor $\hat{\Sigma}$.

Para se estimar um modelo estrutural, é necessário identificar um número de relações condicionais independentes, isto é, parâmetros iguais a zero em A_0, para satisfazer a condição de ordem para identificação. Dessa maneira, identificar A equivale a identificar a distribuição condicional (núcleos de Markov) dos resíduos da forma reduzida das informações sobre suas distribuições conjuntas. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do SVAR. De acordo com Uhlig (2005) a identificação é feita usualmente seguindo-se um dos três seguintes métodos: *i*) aplicando-se a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos Σ, o que implica um ordenamento recursivo (Sims, 1986); *ii*) impondo-se alguma relação estrutural na matriz A (Bernanke, 1986); ou *iii*) separando-se os impulsos transitórios dos permanentes nos impulsos primários ε_t (Blanchard e Quah, 1989).

5.5.2 Resultados

Como já exposto, nesta pesquisa não se dispôs de variáveis fundamentais para o mercado imobiliário como índices de preço e de produto específicos para este setor. Contudo, tem-se o produto industrial da construção civil[45] (*INDCC*), que pode servir como uma *proxy* para a produção no setor imobiliário. Outra importante variável

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

incluída é o fluxo de crédito de financiamento imobiliário (*FCRED*). Tendo em vista que a maior parte dos recursos para financiamento imobiliário no Brasil deriva de crédito direcionado pelo governo, pode-se então admitir que a oferta de crédito é exógena. Portanto o efeito de um choque monetário sobre a variável *FCRED* deve ser entendido como um efeito sobre a demanda por financiamento imobiliário. Incluiu-se ainda o gasto corrente do governo (*GASTO*), pois a expansão do setor imobiliário atualmente acontece como consequência de obras públicas para atender a demanda dos eventos internacionais de 2014 e 2016. As demais variáveis no VAR utilizado, como o índice de inflação (*INFLA*), o produto real da economia (*PIB*) e a taxa nominal de juros de curto prazo (*SELIC*), seguem de perto outros trabalhos existentes na literatura sobre impacto da política monetária no Brasil e que fazem uso do modelo SVAR (Minella, 2003; Céspedes *et al*., 2005; Céspedes, Lima e Maka, 2008; Mendonça, Medrano e Sachsida, 2010a). O período analisado foi de junho de 2000 a dezembro de 2011.[46] As variáveis utilizadas são descritas a seguir.

- *PIB*: produto real mensal, ajustado sazonalmente e deflacionado. Fonte: IBGE e BCB.
- *INFLA*: taxa de inflação definida por $log\left(IPCA_t / IPCA\right)_{t-1}$, em que $IPCA_t$ é o IPCA no mês *t*. Fonte: IBGE.
- *SELIC*: taxa de juros mensal nominal de curto prazo. Fonte: BCB.
- *GASTO*: gastos correntes do governo geral. Os gastos correntes incluem despesas totais com servidores públicos e encargos sociais, além de outras despesas de consumo e de capital. Fontes: Secretaria do STN.
- *INDCC*: produto industrial da construção civil. Fonte: IBGE.
- *FCRED*: fluxo crédito habitacional ao setor privado deflacionado pelo IPCA. Fonte: BCB.

A identificação do SVAR se deu a partir do emprego do método de gráficos acíclicos dirigidos (GADs)[47] (Spirtes, Glymour e Scheines, 2000) para determinar a ordenação de causalidade contemporânea do SVAR. Usando as ordenações selecionadas para identificar o SVAR, pode-se então gerar as funções de resposta do impulso (FRIs).

46. Dados sobre o fluxo de crédito imobiliário estão disponíveis somente a partir de 2000.
47. Seguindo Swanson e Granger (1997), Céspedes, Lima e Maka (2008) adotam a abordagem de GADs para inferir as relações causais contemporâneas entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, considerando-se também as alterações da política monetária ocorridas após o Plano Real.

Os GADs foram estimados pelo programa TETRAD ao nível de significância[48] 0,5% na matriz de covariância dos resíduos. Admitindo-se a hipótese de que as variáveis selecionadas para o modelo são suficientemente causais,[49] obtém-se o que se denomina *padrão*. O padrão aqui é definido como uma representação gráfica de um conjunto de GADs que contêm as relações de causalidade contemporânea das variáveis. Os GADs detectaram cinco[50] representações válidas de causalidade contemporânea. As relações derivadas dos GADs entram em A_0 como restrições que ajudam no processo de identificação desta matriz tal como definido antes. No apêndice A, mostra-se como aplicar a ordenação causal obtida dos GADs para identificar a matriz A_0 .

A estimação do VAR foi feita com duas defasagens tendo em vista os critérios de informação de Schwarz e de Hannan e Quinn. As funções de impulso-resposta de um choque monetário contracionista representado por um aumento inesperado da *SELIC* do tamanho de um desvio-padrão para um horizonte de tempo 48 meses são mostrados na figura 1. Com exceção da *SELIC* e da taxa de inflação, as demais foram tomadas em logaritmo.

De acordo com os resultados, pode-se fazer as seguintes afirmações. Com relação aos resultados específicos relativos ao mercado imobiliário, um choque contracionista de política monetária produz os seguintes efeitos. Observa-se que o crédito imobiliário assim como o produto industrial da construção civil registram quedas acentuadas. Pode-se ver ainda que, com quase 100% de probabilidade, as variáveis *FCRED* e *INDCC* apresentam queda imediatamente após o choque, demonstrando, ademais, forte persistência em relação à média durante todo o horizonte temporal. A demanda por crédito se retrai, visto que a propensão de demandar novos contratos de hipoteca por parte dos mutuários diminui. Assim, este resultado mostra que de fato um aumento da taxa de juros tem forte impacto sobre o mercado imobiliário via o mercado de crédito. A retração na demanda por crédito tem efeito sobre o produto da construção, pois naturalmente menor será a demanda por novas unidades habitacionais. Com relação às

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

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

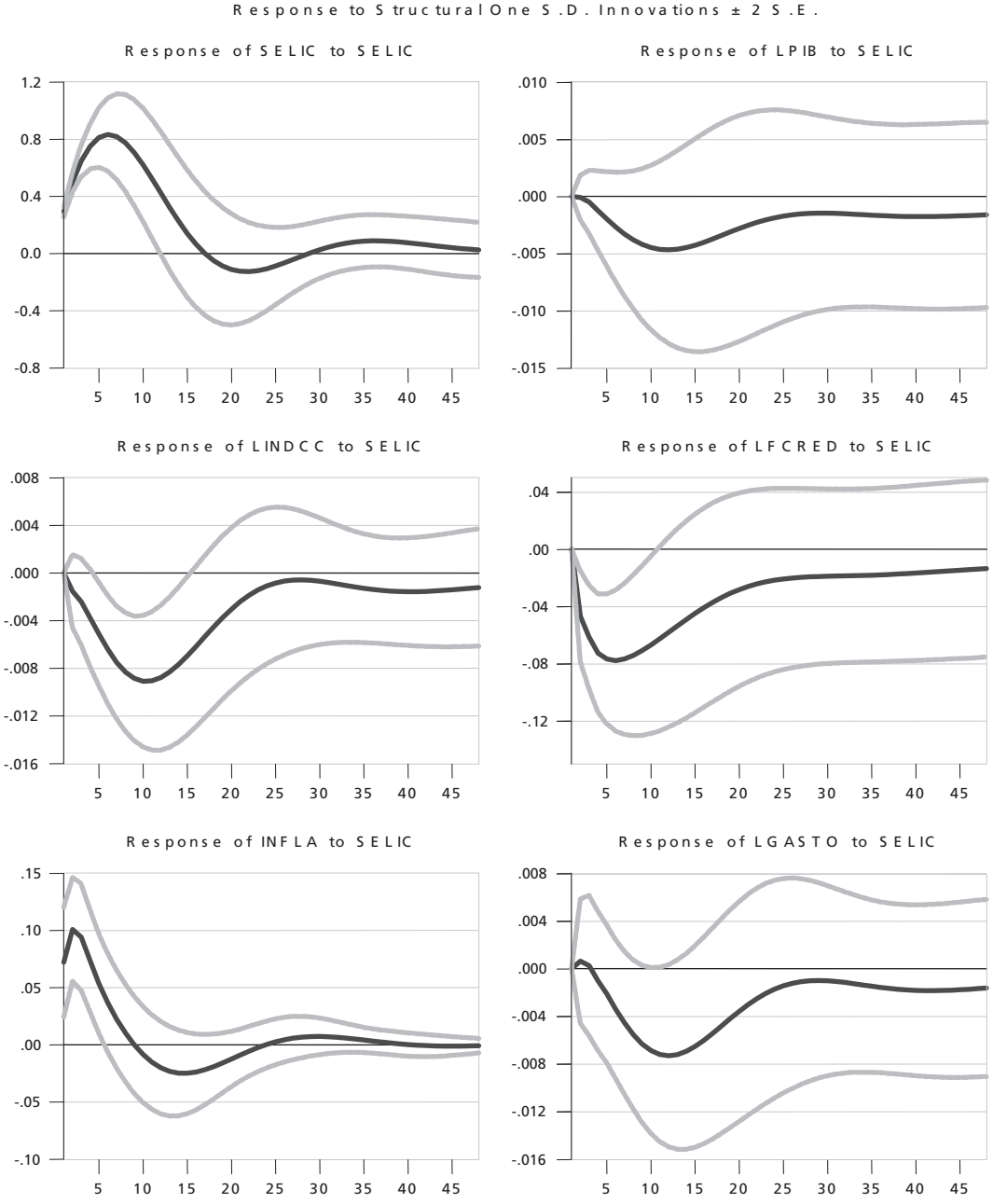
50. Os GADs encontraram as seguintes ordens de causalidade: *SELIC* $\leftrightarrow$ *PIB*, *SELIC* $\leftrightarrow$ *FCRED*, *INFLA* $\rightarrow$ *SELIC*, *INDCC* $\rightarrow$ *PIB* e *INDCC* $\rightarrow$ *FCRED*.

demais variáveis, como o gasto corrente do governo, o PIB e a inflação, pode-se tecer os seguintes comentários. Na média, o PIB real reage de forma negativa ao choque monetário. Pode ser visto que a maior parte do intervalo de confiança está fortemente concentrada em valores negativos até o décimo quinto mês. No que se refere ao gasto do governo, nota-se que o efeito de uma contração monetária sobre esta variável tende a se concentrar mais no lado sobre a banda negativa do intervalo de confiança da FIR.

Por fim, o ponto mais preocupante aqui é a verificação da ocorrência do enigma do preço (*price puzzle*), isto é, de uma resposta positiva do índice de preço com relação ao choque monetário. De acordo com alguns economistas, o enigma do preço acontece quando o VAR está mal especificado.[51] Contudo, esta visão não é unânime na literatura. Existe uma explicação alternativa segundo a qual um choque transitório negativo de oferta teria o efeito de aumentar a taxa de juros real, diminuindo o produto e provocando a subida do nível de preços pelo menos no curto prazo. A autoridade monetária responde ao choque adverso de oferta subindo a taxa de juros, mas não o suficiente para extinguir as consequências inflacionárias deste. Além disso, pode-se argumentar ainda que diferentemente do que coloca a corrente tradicional, é o canal de custo da política monetária que faz com que os preços e a taxa de juros nominal reajam na mesma direção depois de um choque de política monetária. Quando o banco central de determinado país eleva a taxa de juros, alguns custos aumentam, tendendo a causar uma elevação na taxa de inflação. Este efeito do lado da oferta pode coexistir e dominar o tradicional efeito do lado da demanda (Rabanal, 2007).

51. Sims (1992) atesta que o enigma do preço ocorre porque o modelo SVAR não estima corretamente o componente *forward-looking* da política monetária e, portanto não avaliam de forma apropriada o choque de política monetária. Suponha-se que o banco central espera uma inflação mais elevada no futuro. Quando o banco central aumenta a taxa de juros, este choque já estaria exercendo efeito sobre a economia de modo que um aumento simultâneo da taxa de juros e dos preços é observado. Consequentemente, o enigma do preço ocorreria devido à má especificação do componente *forward-looking* da política monetária. Sims (1992) sugeriu que uma vez que os preços das matérias-primas sejam incluídos em um modelo do VAR, o enigma do preço desapareceria.

FIGURA 1
Funções de resposta impulso a um choque monetário contracionista



Elaboração dos autores.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estudou e empregou diversas metodologias, tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico, para verificar a possibilidade de existência de uma bolha no mercado imobiliário brasileiro. De maneira geral, os resultados apontam para a possibilidade concreta de existência de uma bolha no mercado de imóveis no Brasil. De maneira objetiva, a Tace fornece uma base teórica sólida para se apontar o governo federal, por meio de suas políticas fiscais e de estímulo ao crédito, como o principal responsável pelo surgimento desta bolha. A insistência do governo em aquecer ainda mais um mercado imobiliário já aquecido só tende a piorar o resultado final.

Deve-se ressaltar também que a maioria dos contratos de financiamento habitacional no Brasil é feito com juros pós-fixados. Além disso, tal como os resultados da parte econométrica deste estudo sugerem, o mercado imobiliário é sensível e responde negativamente a um aumento nas taxas de juros. Isto é, aumentos nas taxas de juros podem trazer significativos problemas ao mercado imobiliário. Ressalte-se ainda que o aumento nas taxas de juros, provocado pelo Banco Central Americano, foi justamente o que ocasionou a explosão da bolha imobiliária nos Estados Unidos no período 2007-2008.

Insiste-se em ressaltar que as atuais políticas fiscais e monetárias do governo brasileiro são claramente inflacionárias. Tais políticas levarão inevitavelmente ao aumento do custo de vida no Brasil, e a todos os demais custos associados com o recrudescimento do processo inflacionário. Lembre-se também que as taxas de juros internacionais estão em um patamar mínimo histórico. Isto quer dizer que, cedo ou tarde, as taxas de juros internacionais irão subir. Quando isto ocorrer, o Brasil também será obrigado a aumentar a taxa de juros doméstica. Os verdadeiros custos, associados às políticas fiscais e monetárias expansionistas adotadas pelo governo brasileiro, irão aparecer.

Naturalmente, não se acredita que uma crise no mercado imobiliário brasileiro, caso aconteça, irá ter efeito catastrófico, como ocorreu no caso dos Estados Unidos e em alguns países da Europa, até porque a oferta de crédito no Brasil é ainda bastante restrita. Contudo, não serão desprezíveis. Quando o governo brasileiro for obrigado a aumentar a taxa de juros doméstica, haverá um impacto direto desta medida no setor imobiliário. Então, será a vez do Brasil lidar com uma crise criada exclusivamente pelo mau gerenciamento das políticas fiscais e monetárias do governo brasileiro. Não terá sido o mercado o criador da crise, mas o governo do Brasil.

Para finalizar, quando esse desastre ocorrer, o governo irá procurar culpados. Culpará a todos, exceto sua falta de responsabilidade fiscal e monetária. O Brasil deveria aproveitar o atual bom momento da economia internacional para fazer os necessários ajustes de que o país precisa. Contudo, este momento está passando e a oportunidade está sendo desperdiçada. Quando a crise surgir, o governo dará uma resposta errada. Irá aumentar ainda mais os gastos, tornando a política fiscal ainda mais expansionista, e facilitará ainda mais o crédito, afrouxando ainda mais o lado monetário. Estas medidas tornarão a crise mais duradoura e profunda.

Quando várias pessoas erram por um tempo prolongado e em magnitudes expressivas, existe um custo a ser pago. A interferência do governo apenas prolonga, piora e redistribui este custo. Ela não elimina o erro, apenas transfere os custos de um setor que cometeu o erro para o restante da economia. A "bolha" no mercado imobiliário brasileiro está sendo criada e sustentada pelo governo. Quando ela "explodir", o governo se proporá a corrigir, de maneira errada, uma crise que ele mesmo gerou.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; PEROTTI, R. **Fiscal adjustments in OECD countries**: composition and macroeconomic effects. Washington: IMF, 1997. (Working Paper, n. 96/70).

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

ARAÚJO, V. L. **Preferência pela liquidez dos bancos públicos no ciclo de expansão do crédito no Brasil**: 2003-2010. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para Discussão, n. 1.717).

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

BERNANKE, B. **Alternative explanations of the money-income correlation**. Princeton: Princeton University, 1986. (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 25, p. 49-100).

BLANCHARD, O. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Massachusetts: OECD, 1993. (Working Paper, n. 79).

_____. Speculative bubbles, crashes and rational expectations. **Economics Letters**, v. 3, p. 387-389, 1979.

BLANCHARD, O., PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. **Quarterly Journal of Economics** 117(4): 1329-1368, 2002.

BLANCHARD, O.; FISCHER, S. **Lectures on macroeconomics**. Massachusetts: MIT Press, 1989.

BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **American Economic Review**, v. 79, n. 4, p. 655-673, 1989.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. W. **Bubbles, rational expectations and financial markets**. [s.l.]: NBER, 1982. (Working Paper, n. 945).

CASELLA, A. Testing for Rational Bubbles with Exogenous or Endogenous Fundamentals. **Journal of monetary Economics**, v. 24, p. 109-122, 1989.

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Stock prices, earnings, and expected dividends. **Journal of Finance**, v. 43, n. 3, p. 661-76, July 1988.

_____. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. **Review of Financial Studies**, v. 1, n. 3, p. 195-228, 1989.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.

CÉSPEDES, B. *et al*. **Measuring monetary policy stance in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. (Texto para Discussão, n. 1.128). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2005/td_1128.pdf>.

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

DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. On the inception of rational bubbles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 87, p. 697-700, Aug. 1987.

DOAN, T.; LITTERMAN, R. B.; SIMS, C. Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. **Econometric Review**, v. 3, p. 1-100, 1984.

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

ENGLE, R. F. A general approach to Lagrange multiplier model diagnostics. **Journal of Econometrics**, v. 20, n. 1, p. 83-104, 1982.

_____. Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests I Econometrics. *In*: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Eds.) **Handbook of econometrics**. Amsterdan: North-Holland Publishing Company, 1984. v. 2.

EVANS, G. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **American Economic Review**, v. 31, p. 922-30, Sept. 1991.

FACKLER, P. Vector autoregressive techniques for structural analysis. **Revista de Analisis Econômico**, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.

FATÁS, A.; MIHOV, I. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. **Moneda y Credito**, v. 211, 2000.

FIPE – FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS. **Índice FipeZap de preços de imóveis anunciados**: notas metodológicas. São Paulo: Fipe, 2011.

FLAVIN, M. Excess volatility in the financial markets: a reassessment of the empirical evidence. **Journal of Political Economy**, v. 91, p. 929-956, Dec. 1983.

FLOOD, R. P.; GARBER, P. M. Market fundamentals versus price level bubbles: the first tests. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 4, p.745-770, 1980.

GARBER, P. Famous first bubbles. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n. 2, p. 35-54, Spring, 1990.

GÜRKAYNAK, R. F. **Econometric tests of asset price bubbles**: taking stock. Washington: Federal Reserve Board, 2005.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1993.

HAMILTON, J. D.; WHITEMAN, C. H. The observable implications of self-fulfilling expectations. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, p. 353-373, 1985.

HAYEK, F. A. **Monetary theory and the trade cycle**. New York: Augustus M. Kelley, 1933.

_____. **Prices and production**. 2nd ed. New York: Augustus M. Kelley, 1935.

JAROCINSKI, M.; SMETS, F. **House prices and the stance of monetary policy**. Monetary policy under uncertain. *In*: ANNUAL ECONOMIC POLICY CONFERENCE OF THE FEDERAL RESERVE, 32., Federal Reserve Bank of St. Louis, 2007.

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

KAHN, G. A. The Changing Interest Sensitivity of the U. S. Economy. **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Kansas, issue, p. 13-34, Nov. 1989.

KLEIDON, A. Variance bounds tests and stock price valuation models. **Journal of Political Economy**, v. 94, p. 953-1.001, Oct. 1986.

LEEUW, F.; HOLLOWAY, T. M. The measurement and significance of the cyclically adjusted federal budget and debt. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 17, n. 2, p. 232-242, 1985.

LEROY, S.; PORTER, R. The present-value relation: tests based on implied variance bounds. **Econometrica**, v. 49, p. 555-574, May 1981.

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

LIMA JÚNIOR, J. R. **Alerta de bolha**. São Paulo: USP, 2011. (Carta do NRE-POLI n. 25-11). Disponível em: <http://www.realestate.br/images/File/NewsLetter/CartaNRE25-3-11.pdf>.

MA, A. GMM estimation and the New Phillips curve. **Economic Letters**, v. 76, p. 411-417, 2002.

MARSH, T.; MERTON, R. Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices. **American Economic Review**, v. 76, p. 483-98, June 1983.

MCCARTHY, J.; PEACH. R. W. Monetary policy transmission to residential investiment. **Economic Policy Review**, New York, p. 139-158, 2002.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A. T.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 3, p. 367-394, 2010a.

_____. Avaliando a condição da política fiscal no Brasil. **Revista de Economia e Administração**, v. 9, n. 3, p. 294-316, 2010b.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

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

MOREIRA, M. J. A conditional likelihood test for structural models. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1.027-48, 2003.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. **What are the effects of fiscal policy shocks**? California: Humboldt University, 2005. (Discussion Paper, n. 39).

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

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

POZDENA, R. J. Do interest rates still affect housing? Economic Review, San Francisco, p. 3-14, Summer 1990.

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

RIZZI, L. Tem ou não tem? **Construção&Negócios**, n. 37, 10 jan. 2012. Disponível em: <http://www.revistaconstrucaoenegocios.com.br/materias.php?FhIdMateria=1961>.

ROBERTSON, J. C.; TALLMAN, E. Vector autoregressions: forecasting and reality. **Economic Review**, First Quarter, FED of Atlanta, 1999.

ROTHBARD, M. Man, Economy and State. Princeton: Ludwig von Mises Institute, 1962.

RYDING, J. Housing Finance and the Transmission of monetary Policy. **Quarterly Review**, Federal Reserve Bank of New York, Summer 1990.

SACHSIDA, A. **Testes de exogeneidade na correlação poupança investimento**. Brasília: Ipea, 1999. (Texto para Discussão, n. 659).

SHILLER, R. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? **American Economic Review**, v. 71, p. 421-436, June 1981.

SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

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

SOWELL, T. **The housing boom and bust**. New York: Basic Books, 2009a.

_____. **Applied economics**. New York: Basic Books, 2009b.

SPIRTES, P.; GLYMOUR, C.; SCHEINES, R. **Causation, prediction, and search**. 2nd ed. Cambridge: MIT Press, 2000.

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV regression. *In*: ANDREWS, D. W. K.; STOCK, J. H. (Eds.). **Identification and Inference for Econometric Models**: Essays in Honor of Thomas Rothenberg. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. p. 80-108.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, n. 4, p. 518-29, 2002.

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

TIROLE, J. Asset Bubbles and Overlapping Generations. **Econometrica**, v. 53, p. 1.499-1.528, 1985.

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

VON MISES, L. **Human action**: a treatise on economics. 3rd ed. Chicago: Henry Regnery, 1966.

_____. **The theory of money and credit**. New Haven: Yale University Press, 1953. (Originally published in German in 1912).

WAGGONER, D. F., ZHA, T. Conditional forecasts in dynamic multivariate models. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 4, p. 639-651, 1999.

WEST, K. D. A Specification test for speculative bubbles. **The Quarterly Journal of Economics** v. 102, n. 3, p. 553-80, Aug. 1987.

_____. Bubbles, fads and stock price volatility tests: a partial evaluation. **Journal of Finance**, v. 43, p. 639-56, 1988.

APÊNDICE A

IDENTIFICAÇÃO DO SVAR USANDO GADS

De acordo com Spirtes, Glymour e Scheines (2003), os DGAs permitem que se estabeleçam as relações de independência condicional o que seria equivalente a determinar os coeficientes da matriz A_0 que sejam iguais a zero. A teoria desenvolvida por Spirtes, Glymour e Scheines não permite descartar a possibilidade de encontrar conjuntos alternativos de relações de independência condicional. Neste caso, tem-se um conjunto de matrizes A_0 que são equivalentes. Pode ser ainda que as relações de independência condicional encontradas não sejam suficientes para permitir a identificação da matriz A_0. Neste caso, restrições adicionais são necessárias a fim de identificar o modelo. Veja-se um exemplo de como os GADs podem ser usados para impor restrições que permitem a identificação do SVAR. No exemplo a seguir, o VAR tem quatro variáveis endógenas. Inicialmente, deve-se ter em mente que a relação entre as formas reduzida e estrutural é dada pela seguinte equação:

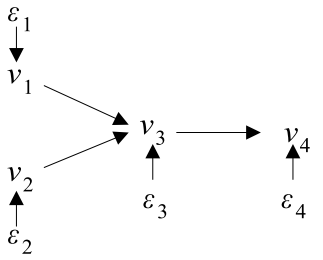
$$\nu_t = [I - A_0]\, \nu_t + \varepsilon_t$$

em que: ν_t é o vetor coluna de dimensão 4x1 dos erros da forma reduzida em t; ε_t é o vetor coluna de dimensão 4x1 dos erros da forma estrutural em t; e A_0 é a matriz de posto completo que define a relação entre os dois tipos de erros.

Nas figuras A.1 e A.2, as relações são identificadas pelos GADs para estabelecer quais os elementos da matriz são distintos de zero A_0.[52] A figura A.1 mostra como as ordenações de causalidade são identificadas pelos GADs e como, a partir disso, são obtidas as relações entre os erros nas formas estrutural e reduzida. A figura A.2 mostra como incluir tais relações dentro da matriz A_0.

1. εi é o choque estrutural da equação i (i=1,2,3,4).

FIGURA A.1



$$v_1(t) = \varepsilon_1(t)$$
$$v_2(t) = \varepsilon_2(t)$$
$$v_3(t) = -A_{31}v_1(t) - A_{32}v_2(t) + \varepsilon_3(t)$$
$$v_4(t) = -A_{43}v_3(t) + \varepsilon_4(t)$$

Elaboração dos autores.

FIGURA A.2

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ A_{31} & A_{32} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & A_{43} & 1 \end{bmatrix}$$

Elaboração dos autores.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Marco Aurélio Dias Pires

Revisão
Andressa Vieira Bueno
Clícia Silveira Rodrigues
Hebert Rocha de Jesus
Idalina Barbara de Castro
Laeticia Jensen Eble
Leonardo Moreira de Souza
Luciana Dias
Olavo Mesquita de Carvalho
Reginaldo da Silva Domingos
Celma Tavares de Oliveira (estagiária)
Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração eletrônica
Aline Rodrigues Lima
Andrey Tomimatsu
Danilo Leite de Macedo Tavares
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa
Daniella Silva Nogueira (estagiária)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em Offset 90g/m²
Cartão Supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

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

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA