

1631

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**AVALIANDO O EFEITO DE UM CHOQUE
DE POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE O
MERCADO IMOBILIÁRIO**

**Mario Jorge Mendonça
Luis Alberto Medrano
Adolfo Sachsida**

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

AVALIANDO O EFEITO DE UM CHOQUE DE POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE O MERCADO IMOBILIÁRIO

Mario Jorge Mendonça*
Luis Alberto Medrano**
Adolfo Sachsida*

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

** Pesquisador bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) na Coordenação de Finanças Públicas da Dimac/Ipea. *E-mail:* luis.medrano@ipea.gov.br

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.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de 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.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 ANÁLISE DO SETOR DE CONSTRUÇÃO CIVIL COM BASE NO MERCADO IMOBILIÁRIO	9
3 MODELO BÁSICO DE CUSTO DE USO PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO	11
4 VAR ESTRUTURAL	14
5 IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA (UHLIG, 2005)	16
6 RESULTADOS.....	19
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	24
REFERÊNCIAS	25
ANEXO	29

SINOPSE

Este artigo estima um vetor autorregressivo (VAR) bayesiano para verificar o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário. Usando dados de junho de 2000 a agosto de 2010, pode-se verificar que um aumento da taxa de juros tem efeitos negativos sobre o mercado imobiliário: *i*) o estoque de crédito de financiamento imobiliário registra uma queda de 2% imediatamente após o choque monetário; e *ii*) o produto industrial da construção civil registra uma queda logo a partir do primeiro mês depois da contração monetária.

ABSTRACTⁱ

This article investigates the effects of monetary policy shock in the Brazilian real state market using structural VAR through the period June/2000 to August/2010. The identification is done following the agnostic procedure suggested by Uhlig (2005). The mains results are: The stock of credit to finance housing points out a drop of 2% immediately after and the industrial output of civil construction decreases strongly after this contractionary shock.

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

1 INTRODUÇÃO

Este artigo tem como objetivo detectar o efeito de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário, no Brasil, por meio de um modelo VAR estrutural (SVAR). A identificação do SVAR é feita com base no procedimento agnóstico, tal como formulado por Uhlig (2005). Uma ampla literatura tem adotado modelos SVAR para analisar os efeitos tanto de choques monetários¹ como de choques fiscais² sobre a economia. Além disso, tal metodologia também tem sido empregada para verificar o efeito de choques monetários sobre o mercado imobiliário (KAHN, 1989; POZDENA, 1990; RYDING, 1990; MCCARTHY; PEACH, 2002; MISHKIN, 2007, entre outros). No Brasil, a relativa estabilidade econômica, conjugada com um acentuado déficit habitacional, tem estimulado muitos indivíduos a partir para o chamado “sonho da casa própria”, além de fazer que os que já possuem moradia própria optem por outra de *status* mais elevado.

Boa parte das transações imobiliárias brasileiras tem como base contratos de financiamento de longo prazo, alguns durando até 30 anos. Sendo que a maior parte desses contratos é reajustada por taxas de juros pós-fixadas. Dessa maneira, fica evidente o efeito que a política monetária pode ter sobre o setor imobiliário. Efeito este que é ampliado pela pouca disponibilidade de instrumentos financeiros capazes de reduzir os riscos dessa operação.

Este artigo investiga o efeito de um choque de política monetária, representado por um aumento inesperado da taxa de juros, sobre o setor imobiliário. Infelizmente, no caso brasileiro, diferentemente do que acontece nos Estados Unidos, e em outras economias desenvolvidas, não existem dados específicos para o setor imobiliário. No que se refere à questão macroeconômica, deveríamos possuir os indicadores para o preço dos imóveis e o investimento no setor de habitação. Assim sendo, de modo a emprendermos um estudo aproximado devemos usar *proxies* para estas informações.

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

2. Blanchard e Perotti (2002), Fatas e Mihov (2001a, 2001b), Favero (2002), Gali *et al.* (2004), Romer e Romer (1994), Ramey e Shapiro (1998), Edelberg *et al.* (1998), Blanchard e Perotti (2002), Burnside *et al.* (2003), entre outros.

Usaremos dados mensais referentes ao período de junho de 2000 a agosto de 2010. As variáveis macroeconômicas adotadas são: Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), produto real, taxa de juros de curto prazo (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia – Selic), o produto da economia (produto interno bruto – PIB), Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), o estoque de crédito de financiamento imobiliário e o produto industrial da construção civil (INDCV).³ Estas duas últimas variáveis atuam como *proxies* do índice de preço dos imóveis e do investimento residencial.

Em relação à metodologia adotada, diferentemente do que em geral ocorre na metodologia SVAR, a identificação agnóstica não impõe restrições *ex ante*. Ao invés disso, o procedimento agnóstico reside em impor restrições diretamente nas funções de impulso-resposta (IRFs). Por exemplo, no caso relacionado ao efeito de um choque monetário contracionista, a resposta do IPCA a um aumento na taxa de juros é restrita a valores não positivos durante certo número de períodos após o choque, enquanto a mesma taxa de juros fica restrita a valores não negativos para o mesmo período de tempo (UHLIG, 2005). Isto é, por construção elimina-se a existência de *price puzzle* e outros resultados não esperados.⁴ Nenhuma outra restrição é imposta sobre as demais variáveis.

O procedimento agnóstico sugerido por Uhlig (2005) complementa outros que também adotam restrições diretamente nas funções impulso-resposta (BLANCHARD; QUAH, 1989; DWYER, 1997; FAUST, 1998; CANOVA; DE NICOLO, 2002). Para implementar o procedimento de Uhlig precisamos assumir que em resposta a um choque monetário contracionário: *i*) a função impulso-resposta do IPCA é não positiva; e *ii*) a função impulso-resposta da taxa de juros é não negativa. Ambas as restrições devem ser mantidas por determinado horizonte de tempo, após o qual elas podem ser abolidas. Os principais resultados de nosso artigo são que em consequência de um choque monetário contracionário (aumento da taxa Selic):

3. Insumos.

4. A literatura tradicional assinala que respostas a determinados choques inconsistentes com a teoria, tal como o *price puzzle*, indicariam a princípio que o modelo está mal especificado.

1. O estoque de crédito de financiamento imobiliário registra uma queda de 2% imediatamente após o choque.
2. O INCC tem queda prolongada, demonstrando forte persistência durante todo o horizonte de até 36 meses.
3. O INDCV registra com a mesma probabilidade uma queda logo a partir do primeiro mês depois da contração monetária.

2 ANÁLISE DO SETOR DE CONSTRUÇÃO CIVIL COM BASE NO MERCADO IMOBILIÁRIO

O programa de estabilização da economia desencadeado pelo Plano Real trouxe como benefício imediato a redução da inflação para um nível palatável. Nos últimos anos, com a inflação controlada, e uma trajetória solvente da dívida pública, ocorreu uma redução da taxa Selic para patamares próximos a 11% ao ano. Valor este que, apesar de alto em comparações internacionais, situa-se em patamares baixos se comparados com o início da década.

O controle da inflação e a redução da taxa de juros têm contribuído para a ocorrência de mudanças significativas na economia brasileira. Por exemplo, a redução das taxas de juros tem tornado projetos de longa maturação viáveis do ponto de vista econômico. Além disso, a redução da inflação melhorou o grau de previsibilidade das empresas com relação à receita futura e ao custo do financiamento, o que é fundamental para projetos de longa maturação.

Entre os segmentos de longa maturação, o setor da construção civil é um dos que mais chama atenção, sobretudo pela ênfase do governo no segmento de habitação e de geração de emprego. O setor de construção civil é um grande empregador de mão de obra, principalmente no que diz respeito ao trabalho de baixa qualificação. Aliado a isso, acredita-se que a construção civil tem um efeito multiplicador na economia. Com o aumento do emprego, e a inflação controlada, a renda real do trabalhador cresceu, fazendo que a população de baixa renda tivesse chance de conseguir seu imóvel.

A hipótese de que o setor imobiliário tem impacto subsequente sobre o restante da economia parece ganhar algum respaldo na evidência empírica. Nos Estados Unidos, o movimento deste setor tem sido usado como indicador antecedente para o que irá

ocorrer no restante da economia. Na maioria das recessões, a queda no investimento no setor de habitação parece levar à retração no investimento agregado e à consequente queda no PIB (POZDENA, 1990). Assim sendo, de modo que as políticas públicas a serem desenhadas para o setor imobiliário possam ser elaboradas de forma apropriada, é necessário entender o que de fato está acontecendo neste setor.

Atualmente, têm-se indícios de que o setor imobiliário encontra-se aquecido no Brasil. Isso pode ser visto pela forte expansão do endividamento das famílias em relação aos seus salários. Aliado a isso, ocorreu um crescimento vigoroso do estoque de crédito imobiliário nos últimos anos. Por fim, observa-se uma forte expansão do índice da construção civil, que tem se movimentado acima do produto da economia.

Muitas podem ser as razões que explicam um possível *boom* imobiliário neste momento, sendo que a estabilidade de preços, a queda na taxa de juros e a expansão do crédito são as explicações mais recorrentes para este fenômeno. Com a inflação controlada, a volatilidade da renda diminuiu. A queda da taxa de juros, por sua vez, diminuiu o custo do financiamento, fator fundamental neste mercado, tendo em vista que a grande parte das transações imobiliárias é levada a cabo com algum financiamento. E a expansão do crédito facilitou a aquisição de financiamentos habitacionais. Também devemos ressaltar que o aquecimento do mercado de trabalho elevou a renda do trabalhador, facilitando a este o acesso ao mercado imobiliário. Outro detalhe importante refere-se às mudanças na legislação que tornaram o investimento no setor mais seguro.⁵ Evidentemente, as políticas públicas do governo

5. Uma das medidas para dar segurança ao comprador é a instituição do patrimônio de afetação, em que toda a contabilidade de uma obra é feita separadamente do patrimônio da construtora. A contabilidade do imóvel será controlada por uma comissão de compradores ou do banco financiador. Para este regime, o mutuário terá que optar por um regime especial de tributação, que prevê o pagamento de 7% dos impostos federais (Imposto de Renda – IR, Programa de Integração Social – PIS e Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social – Cofins) calculados sobre o valor do imóvel. O governo pretende, com isso, dar mais segurança para o comprador, caso a construtora entre em processo de falência, como aconteceu com a Encol. Pelo patrimônio de afetação, o mutuário não terá ônus com inadimplências causadas pela incorporadora, podendo, assim, desenvolver a obra. De modo a incentivar o lado da oferta, o governo elaborou uma medida de valor incontroverso pela qual as liminares contra o valor das prestações da casa própria não suspendam o pagamento total da parcela, mas só da parte questionada judicialmente. Houve ainda uma mudança no Código Civil de modo a incluir a alienação fiduciária para a casa própria. O mutuário que deixar de pagar as suas prestações por mais de três meses poderá perder o imóvel.

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.⁶

Devido ao fato de que grande parte das transações deste mercado é de longa duração, a estabilidade econômica é uma condição fundamental para que o negócio seja levado a cabo, sem prejuízo para as partes envolvidas. Por exemplo, a taxa de juros se encontra entre as variáveis que possuem maior impacto sobre o setor imobiliário. Uma mudança nesta pode alterar significativamente a situação do mutuário, já que o termo de um contrato de financiamento pode se estender até 30 anos. No Brasil, onde o volume de crédito para este segmento é ainda muito reduzido, cerca de 95% do estoque de crédito habitacional é oriundo de recursos direcionados.⁷ Além disso, a economia brasileira, diferentemente do que acontece nas economias mais desenvolvidas, ainda não conta com instrumentos de securitização. Tal fato torna uma mudança na taxa de juros ainda mais problemática.

3 MODELO BÁSICO DE CUSTO DE USO PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO

No Brasil as estatísticas acerca do mercado imobiliário são bastante incipientes. Mas tomando por base o que acontece na economia americana e em outras economias desenvolvidas, existe alguns motivos relevantes para que este setor seja merecedor de especial atenção. Por exemplo, o Banco Central do Brasil (BCB) tem tido no controle da taxa de juros seu principal instrumento de política monetária no gerenciamento da inflação e do nível de atividade. No entanto, a taxa de juros é um importante determinante do investimento no setor imobiliário. Desta forma, a monitoração do efeito da taxa de juros sobre as variáveis de controle da economia via mercado imobiliário tem recebido por parte dos gestores de política atenção especial. Existe certa

6. O projeto Minha Casa Minha Vida tem como foco as famílias que possuem renda de zero a três salários mínimos. Não obstante, houve redirecionamento dos recursos da poupança para o sistema de financiamento da casa própria. A medida, aprovada pelo Conselho Monetário Nacional, incrementou em R\$ 1,6 bilhão os recursos para o setor.

7. Os recursos de crédito direcionados são oriundos do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) e da caderneta de poupança.

evidência de que a economia reage mais rapidamente quando os choques incidem por meio do componente residencial da demanda agregada do que quando isso ocorre mais pelo investimento em capital fixo.

De modo facilitar o entendimento de como uma mudança na taxa de juros afeta o comportamento do mercado imobiliário, faremos uso de um modelo simples de custo de uso para explicar o investimento residencial (POZDENA, 1990). De acordo com este modelo o nível do investimento é explicado pela interação entre a oferta e demanda por novas residências. A cada período o estoque desejado H^* em habitação é determinado pelo custo de possuir uma unidade residencial U , isto é, o custo de uso, o estoque de riqueza W e os fatores geográficos D de modo que

$$H^* = H^*(U, W, D).$$

O custo de uso representa todos os custos despendidos, assim como a renda deixada de ser ganha devido ao que foi investido na unidade habitacional. O principal componente do custo de uso é o montante de juros deixado de ser ganho. Adicionalmente a este, outros componentes podem ser citados como a depreciação, o custo de manutenção e a mudança esperada no preço do imóvel. Este último componente naturalmente pode reduzir ou aumentar o custo de uso dependendo se houver inflação ou deflação. Também a política de tributação pode afetar esta variável. A relação entre o custo de uso, a taxa de juros e demais variáveis pode se expressa da seguinte maneira:

$$U = P[(1-t)i - (1-c)h + d], \quad (1)$$

em que:

P = preço de mercado do imóvel;

t = imposto marginal sobre a renda;

c = imposto marginal sobre o ganho de capital;

d = taxa de depreciação;

i = taxa nominal de juros, $i = r + e$;

h = mudança esperada no preço do imóvel;

r = taxa real de juros; e

e = taxa de inflação esperada.

Podemos reescrever (1) da seguinte maneira:

$$U = P[(1-t)(r+e) - (1-c)e + d] = P[(1-t)r - (t-c)e + d]. \quad (2)$$

De acordo com a equação (2) o custo de uso aumenta com a taxa de juros real ou a depreciação e diminui com a taxa esperada de inflação. No modelo de custo de uso simples a taxa de juros é um componente-chave. O efeito preciso de uma mudança na taxa de juros depende, entretanto, se o impacto atua sobre a taxa de juros real ou sobre a expectativa de inflação. Especificamente, o efeito sobre a demanda de habitação é inequívoco quando o impacto incide sobre a taxa de juros real. Uma elevação na taxa de juros real deprime a demanda, visto que o custo de uso aumenta. Por outro lado, o efeito de um aumento na taxa nominal de juros decorrente de um aumento na expectativa de inflação é menos claro. A equação (2) implica que se o ganho de capital for igual ao imposto marginal incidente sobre a renda então uma mudança na expectativa de inflação não terá nenhum efeito sobre a demanda por habitação. Contudo, caso o imposto marginal seja menor que o ganho de capital, então um aumento na expectativa de inflação faz diminuir o custo de uso porque maior despesa com juros ultrapassa o ganho de capital esperado do imóvel. Se o custo de uso diminui então a demanda por habitação aumenta.

Um segundo canal pelo qual a taxa de juros influencia a demanda por habitação é o chamado canal do crédito. Este por sua vez se identifica diretamente com o que se pode chamar de capacidade de honrar um empréstimo. Naturalmente, os critérios que regem um financiamento são elaborados para garantir que um mutuário tenha capacidade financeira para suportar uma hipoteca. Em geral, a regra básica é que a taxa de hipoteca paga por período não ultrapasse certo percentual da renda do mutuário. Outro agravante ocorre quando o governo impõe restrições sobre a taxa de juros incidente sobre as hipotecas. Neste caso um aumento dos juros faz que a oferta de crédito se restrinja ainda mais no segmento imobiliário, pois os fundos disponíveis migram para outros setores da economia em um processo conhecido como desintermediação.

Nos Estados Unidos até o início dos anos 1980 o mercado imobiliário era sujeito a uma série de restrições cujo principal fator era o limite da taxa de juros imposta sobre as hipotecas. Por este fato, assim como por imposição da legislação, o crédito para financiamento imobiliário era provido apenas por instituições que funcionavam especificamente com esta finalidade. Com a evolução da inflação americana nos anos 1970,

ficou claro que este desenho tinha que ser reformulado. Isso culminou com uma mudança na legislação no sentido de diminuir a regulação que existia até então. Entre as principais medidas se situava a eliminação do teto sobre os juros das hipotecas, o que propiciou a participação de um conjunto mais amplo de instituições financeiras fornecendo crédito imobiliário. Alguns estudos mostram que o efeito de uma mudança na política monetária se reduziu fortemente após a introdução destas mudanças (POZDENA, 1990; RYDING, 1990; MCCARTHY; PEACH, 2002, entre outros). Desnecessário enfatizar que quanto maior for a taxa de juros menor será a oferta de crédito disponível e, portanto, maior será o efeito negativo sobre a demanda por imóveis.

4 VAR ESTRUTURAL

O SVAR⁸ pode ser representado da seguinte maneira:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } t = 0:T, \quad (3)$$

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

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t, \quad (4)$$

com $u_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(u_t u_s') = 0, \forall t \neq s$, em que u_t é a forma reduzida dos resíduos e β é um vetor de constantes. Assumimos que $\varepsilon_t \sim N(0, I)$. A relação entre os modelos (3) e (4) é baseada na seguinte identidade:

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

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

8. Mais detalhes sobre a modelagem VAR podem ser encontrados em Sims (1986), Fackler (1988), Hamilton (1993) e Enders (1995).

Note que tal representação não permite a identificação de choques exógenos independentes nas variáveis. Isso ocorre porque os resíduos das formas reduzidas são contemporaneamente correlacionados (a matriz Σ é não diagonal).⁹ Isto é, os resíduos da forma reduzida u_t podem ser interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos que não são correlacionados contemporaneamente. Não é possível distinguir qual o choque que afeta determinada variável na forma reduzida. Com relação a avaliação de políticas somente faz sentido verificar o efeito de um choque independente. Contudo, é possível estimar os parâmetros B e Σ em (4) de maneira consistente, mas, exceto para previsão, eles não são parâmetros de interesse. Sem restrições adicionais em A nós não podemos 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, precisamos impor um número de restrições que tornem possível a identificação e estimação de A . Este procedimento é conhecido por identificação.

A matriz A pode ser estimada por meio das informações presentes na matriz de covariância da forma reduzida. O ponto importante aqui é que, geralmente, existe um grande número de matrizes de posto completo (*full rank*) A que nos permite reproduzir $\hat{\Sigma}$. Isto é, existem várias condições de dependência e independência nas correlações contemporâneas (núcleos de Markov¹⁰) entre as variáveis – dadas pelas diferentes especificações em que os parâmetros em A são livres ou restritos para serem igual a zero – que nos permitem reproduzir as correlações parciais observadas dos resíduos na forma reduzida.¹¹ Isso 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 $\hat{\Sigma}$.

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

10. Markov Kernels.

11. A matriz A não pode ter, em seu conjunto, um número de parâmetros livres maior do que o número de parâmetros livres na matriz simétrica Σ . Se n for o número de variáveis endógenas do modelo, então, para satisfazer a condição da ordem para a identificação de A , é necessário que o número de parâmetros livres a ser estimado em A seja não maior do que $n(n-1)/2$. Quando n é menor do que $n(n-1)/2$, o modelo é sobreidentificado. Não existe uma condição geral simples para a identificação local dos parâmetros de A . Uma condição necessária e suficiente para a identificação local de algum ponto regular no R^n é que a determinante da matriz da informação seja diferente de 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.

Para se estimar um modelo estrutural é preciso 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 é equivalente a identificar a distribuição condicional (“Markov Kernels”) dos resíduos da forma reduzida das informações sobre suas distribuições conjuntas. O procedimento de identificação determina a ordem de causalidade entre as variáveis endógenas do VAR estrutural. De acordo com Uhlig (2005) a identificação é feita usualmente seguindo-se um destes três métodos: *i*) aplicando-se a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos Σ , o que implica ordenamento recursivo (SIMS, 1986); *ii*) impor alguma relação estrutural na matriz A (BERNANKE, 1986); ou *iii*) separando impulsos transitórios de permanentes nos impulsos primários ε_t (BLANCHARD; WATSON, 1986).

5 IDENTIFICAÇÃO AGNÓSTICA (UHLIG, 2005)

Um resultado importante no método de Uhlig consiste em notar que a matriz de relação contemporânea A em (3), tal que $\hat{\Sigma} = AA'$, pode ser escrita como $A = \tilde{A}Q$, em que Q é a matriz ortogonal e \tilde{A} é a decomposição de Cholesky da matriz estimada de variância dos resíduos $\hat{\Sigma}$. Esta equação mostra que o problema de determinar os elementos livres em A pode ser convenientemente transformado em um problema de escolher elementos em um conjunto ortogonal. Além disso, se o interesse está restrito à resposta a um choque, em particular, então o problema recai na determinação de um vetor α por meio da seguinte expressão:

$$a = \tilde{A}^{-1}\alpha, \tag{5}$$

em que a é uma coluna de A denominada de vetor impulso (UHLIG, 2005), que contém as respostas contemporâneas das variáveis endógenas a um determinado choque, e α é o vetor coluna de Q referente à posição correspondente. A ideia principal do esquema de identificação agnóstico é impor um conjunto de restrições em forma de desigualdade nas j -entradas do vetor a . Isto claramente não identifica o vetor a , mas, como aponta Uhlig (2005), dá-nos um conjunto factível de funções de impulso-resposta (IRFs) que são consistentes com as restrições impostas. Dado um vetor a , é fácil calcular o impulso-resposta compatível da seguinte maneira: seja $r_i(k) \in R^n$ o impulso-resposta

no período k do i -ésimo choque obtido da decomposição de Cholesky. O impulso-resposta para a em k é dado da seguinte forma:

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i(k). \quad (6)$$

Baseado em (6) podemos identificar o vetor de impulso correspondente ao choque de política monetária. A identificação agnóstica, proposta por Uhlig (2005) para um choque monetário contracionista, não leva a um aumento da inflação (inexistência de *price puzzle*) e nem conduz a uma queda na taxa de juros (inexistência de *interest rate puzzle*). Em termos técnicos, um vetor de impulso de política monetária é um vetor de impulso a , no qual a resposta ao impulso $r_a(k)$ é não positiva para o nível de preços, e não negativa para a taxa de juros, durante o intervalo de $k = 0$ até K .

A fração $\phi_{a,j,k}$ da variância da revisão de previsão¹² para a variável j , explicada pelo choque na direção do vetor de impulso a , é dada por

$$\phi_{a,j,k} = \frac{(r_{a,j}(k))^2}{\sum_{i=1}^m (r_{i,j}(k))^2}, \quad (7)$$

em que o índice j é o índice correspondente à j -ésima variável. Com base na equação (7) a decomposição da variância pode ser avaliada.

O problema é como selecionar um conjunto apropriado de vetores de impulso $\Psi(B, \Sigma, k)$ que satisfaça as restrições monetárias. Para estimar este conjunto, sejam \hat{B} e $\hat{\Sigma}$ os estimadores de máxima verossimilhança para B e Σ . Nós avaliamos as respostas de Cholesky $r_i(k)$ e calculamos os vetores de impulso ponderando a soma de $r_i(k)$ para $k = 0$ a K , tal como em (6), somente deixando o vetor α variar. Nós amostramos \tilde{a} de uma distribuição normal padrão, alterando os sinais das entradas que violam as restrições. Este procedimento é adotado para aumentar o conjunto $\Psi(B, \Sigma, k)$. Tomando $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$, e normalizando para a unidade $\tilde{\alpha}^* = \tilde{\alpha}/\|\tilde{\alpha}\|$, é checado se

12. A revisão de previsão k -passos à frente é definida por $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}]$.

\tilde{a} satisfaz as restrições para impulso monetário para todos os intervalos relevantes. Se a condição é satisfeita, então acumulamos \tilde{a} , caso contrário ele é descartado. Após computar cada conjunto de IRF checamos se as restrições de desigualdade são satisfeitas. Armazenamos apenas os vetores de impulso que satisfazem as restrições. Então, acumulamos 10,000 amostras para \tilde{a} e calculamos a média assim como a banda bayesiana para 84% e 16% das IRFs para as quais \tilde{a} satisfaz as restrições. Este tipo de identificação agnóstica é chamada de abordagem de restrição de sinal puro¹³ (UHLIG, 2005). Devemos ressaltar que este procedimento é viesado, mas consistente para a construção dos intervalos de confiança clássicos para os impulsos-respostas.

O modelo de restrição de sinal puro também pode ser feito por um procedimento bayesiano¹⁴ (SIMS; ZHA, 1998, 1999). As distribuições, *a priori* e *a posteriori*, para (B, Σ) pertencem à família Normal-Wishart¹⁵ (SIMS; UHLIG, 1991; KADILAYA; KARLSSON, 1997). Sejam \hat{B} e $\hat{\Sigma}$ os estimadores de máxima verossimilhança para B e Σ , respectivamente. Usando uma distribuição *a priori* não informativa, a distribuição *a posteriori* Normal-Wishart é caracterizada por dois fatos: *i*) Σ^{-1} segue uma distribuição Wishart $W(\hat{\Sigma}^{-1} / T, T)$, em que T é o tamanho da amostra; e *ii*) em adição a Σ , a matriz de coeficientes B em sua forma de vetor coluna $vec(B)$ segue uma distribuição normal multivariada $N(vec(\hat{B}), X'X / T)$, em que $X = [Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}]$. Nós simulamos 10000 pares de (α, B, Σ) . Aqui selecionamos \tilde{a} da respectiva coluna de \tilde{A} e derivamos $\tilde{\alpha}$, tal que $\tilde{\alpha} = A^{-1}\tilde{a}$. A amostragem para B e Σ é obtida por um algoritmo denominado Amostrador de Gibbs. O intervalo de confiança bayesiano, ou banda de erro, é avaliado de acordo com Sims e Zha (1999).

13. Da tradução de *Pure-sign-restriction approach*.

14. Detalhes adicionais sobre a modelagem bayesiana podem ser encontrados no anexo deste trabalho.

15. Também adotamos uma versão não estacionária da *priori* de Minnesota (DOAN; LITTERMAN; SIMS, 1984), mas os resultados permaneceram qualitativamente similares.

6 RESULTADOS

Esta seção descreve os efeitos de um choque de política monetária sobre o mercado imobiliário, para o período de junho de 2000 a agosto de 2010.¹⁶ Infelizmente, como já mencionado, não dispomos de variáveis macroeconômicas, tais como o índice de preço, e o produto, relacionados ao mercado imobiliário. De modo a substituir estas duas variáveis usamos como *proxies* o INCC e o INDCV.¹⁷ Outra importante variável, ligada ao setor imobiliário, incluída é o estoque de crédito de financiamento imobiliário (CRHAB). As demais variáveis no nosso VAR, como o IPCA, o PIB e a taxa Selic, seguem de perto outros trabalhos existentes na literatura sobre o impacto da política monetária no Brasil e que fazem uso do modelo SVAR (MINELLA, 2003; CÉSPEDES *et al.*, 2005; CÉSPEDES; LIMA; MAKKA, 2008; MENDONÇA; MEDRANO; SACHSIDA, 2010, entre outros).

- PIB: é o produto real mensal, ajustado sazonalmente e deflacionado – fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e BCB;
- IPCA: é o índice de preços ao consumidor ampliado – fonte: IBGE;
- SELIC: é a taxa de juros mensal nominal de curto prazo – fonte: BCB;
- INCC: é o índice nacional de preços da construção civil, insumo – fonte: IBGE;
- INDCV: produto industrial da construção civil – fonte: IBGE;
- CRHAB: crédito habitacional ao setor privado deflacionado pelo IPCA – fonte: BCB.

Devemos ressaltar que o procedimento bayesiano, adotado na estimação do VAR, elimina o problema da ordem de integração das séries, bem como diminui a relevância do tamanho da amostra. Diversos autores advogam vigorosamente em favor da alternativa bayesiana, sobre a abordagem clássica mais tradicional, no que se refere à questão da raiz unitária (DEJONG; WHITEMAN, 1991; KOOP, 1992; SIMS, 1988; SIMS; UHLIG, 1991). Por exemplo, é conhecido o fato de que os testes ADF são de baixa potência frente a alternativas plausíveis, especialmente no que se refere à hipótese

16. Dados sobre o estoque de crédito imobiliário estão disponíveis somente a partir de 2000.

17. Insumos.

alternativa de tendência estacionária. A abordagem Bayesiana, por outro lado, revelaria que as hipóteses de raiz unitária e de tendência estacionária apresentariam probabilidade bastante similares quanto às suas funções *a posteriori*. Assim, a abordagem Bayesiana fornece um sumário mais razoável da informação amostral que a abordagem clássica.

Um outro problema com os testes clássicos de raiz unitária é o da descontinuidade gerada na teoria assintótica (SIMS, 1988). A abordagem Bayesiana desde que é baseada na função de probabilidade, não apresenta o mesmo problema da descontinuidade. Finalmente, Koop (1992) igualmente indica que, na abordagem clássica, os valores críticos gerados a partir de pequenas amostras podem diferir substancialmente dos valores críticos assintóticos. Já a abordagem Bayesiana, desde que é condicional à amostra observada, fornece resultados para pequenas amostras mais exatas. Em resumo, o problema de raiz unitária não é um ponto crítico na estatística bayesiana.

Por fim, diferentemente da abordagem clássica, a prática Bayesiana não é dependente do teorema central do limite, o que elimina o uso de propriedades assintóticas (GELMAN *et al.*, 2003, p. 696). Isso traz consigo uma importante vantagem, em termos da habilidade de obter estimativas mais confiáveis, em contexto de pequenas amostras e alta dimensionalidade paramétrica. Este ponto, por sua vez, é fundamental no caso brasileiro, em que séries de variáveis macroeconômicas realmente confiáveis somente estão disponíveis a partir do aparecimento do Plano Real.

Dado o pequeno tamanho da amostra, e de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, a estimação do VAR acontece com duas defasagens. As funções de impulso-resposta com as bandas de erro bayesiana para os distintos tipos de choques são mostradas nos gráficos 1 a 4.

Uma vez que os comentários preliminares foram postos, passamos à descrição dos resultados. As IRFs de um choque monetário contracionário, representado por um aumento inesperado da Selic, do tamanho de um desvio-padrão, para um horizonte de tempo (H) de 24 e 36 meses, são mostrados, respectivamente, nos gráficos 1 e 2. Dado o pequeno tamanho da amostra, e de acordo com os critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, a estimação do VAR acontece com duas defasagens. Nós mostramos

a mediana bem como os quantis 16% e 84%¹⁸ para as amostras de IFRs. Estas funções são baseadas na abordagem agnóstica com restrição de sinal pura.¹⁹ De acordo com o procedimento de identificação agnóstica o impulso monetário contracionista impõe que: *i*) o índice de preços não reage de uma maneira positiva (isto é, por construção não ocorre *price puzzle*); e *ii*) a taxa de juros de curto prazo não reage de uma maneira negativa. Seguindo Uhlig (2005), no gráfico 1, nós impomos essas restrições para os primeiros seis meses ($k = 0, \dots, 5$), denominando isso experimento-base.

De acordo com os gráficos 1 e 2 podemos fazer as seguintes afirmações. Com relação aos resultados específicos, relativos ao mercado imobiliário, um choque contracionário de política monetária produz os seguintes efeitos. Observa-se que, de acordo como a mediana, o crédito imobiliário registra uma queda de 2%. Isso significa que, embora a poupança provavelmente cresça devido ao aumento dos juros, a demanda por crédito se retrai, visto que a capacidade de honrar compromissos de hipoteca por parte dos pretensos mutuários diminui. Assim, este resultado mostra que um aumento da taxa de juros tem forte impacto sobre o mercado imobiliário via mercado de crédito. Resultados similares são encontrados para as variáveis INCC e INDCV. Podemos ver ainda que, com 100% de probabilidade, o INCC tem queda prolongada, demonstrando forte persistência durante todo o horizonte de análise, sendo que o INDCV registra, com a mesma probabilidade, uma queda logo a partir do primeiro mês.

Com relação ao IPCA e à Selic, embora os sinais das IRFs até o sexto período sejam construídos, é interessante verificar que estes demonstram forte persistência além do sexto mês na permanência do sinal da IRF. Desde que nenhuma restrição seja imposta após o sexto mês, tal persistência deve ser levada em conta, não obstante as IRFs do IPCA e da Selic deixarem de ser estatisticamente significativas²⁰ em algum momento adiante. Contudo, estamos considerando que não existe mudança de sinal

18. A escolha desse intervalo de confiança é algo comum na literatura BVAR (SIMS; ZHA, 1998, UHLIG, 2005). Nós refizemos o mesmo exercício do gráfico 1 com intervalo de confiança de 95% e não percebemos mudança significativa nos resultados. Estes foram omitidos por economia, podendo ser obtidos diretamente com os autores mediante contato.

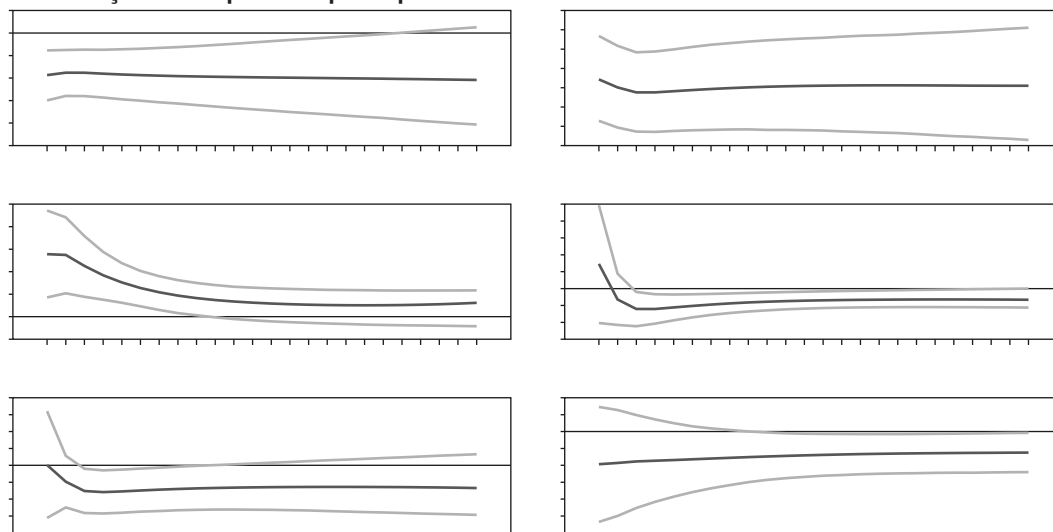
19. O método agnóstico também foi computado pela metodologia clássica de força bruta (*brute force*) e os resultados foram muito similares aos apresentados neste estudo, e podem ser obtidos diretamente com os autores.

20. O zero está incluído na banda de erro.

na mediana entre os períodos com e sem restrição nas IRFs. Assim, como pode ser observado, movimentos não antecipados na taxa Selic são realmente contracionários.²¹ Inicialmente, de acordo com a mediana da IRE, o PIB real reage imediatamente ao choque monetário, para então já a partir do segundo mês se verificar uma queda permanente com 100% de probabilidade.

Tendo analisado as IRFs no que diz respeito ao choque de política monetária, procuramos encontrar o quanto da variância desses choques explicam. Em outras palavras, qual fração da variância da revisão da previsão k -passos à frente, $E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}]$, no PIB e no IPCA podem ser explicados pelo choque monetário. Esta questão é respondida nos gráficos 3 e 4, para nosso modelo-base com as restrições fixadas para seis meses ($K = 5$). De acordo com a mediana estimada, um choque monetário contracionário explica entre 12% e 15% da variação no PIB real, em todos os horizontes, e até 13% das variações de longo horizonte no IPCA.

GRÁFICO 1
Funções de impulso-resposta para H = 24 meses



21. Esse tipo de choque também é conhecido na literatura como “contracionário”, porque se assume que causará efeitos contracionários na atividade econômica.

GRÁFICO 2
Funções de Impulso-resposta para H = 36 meses

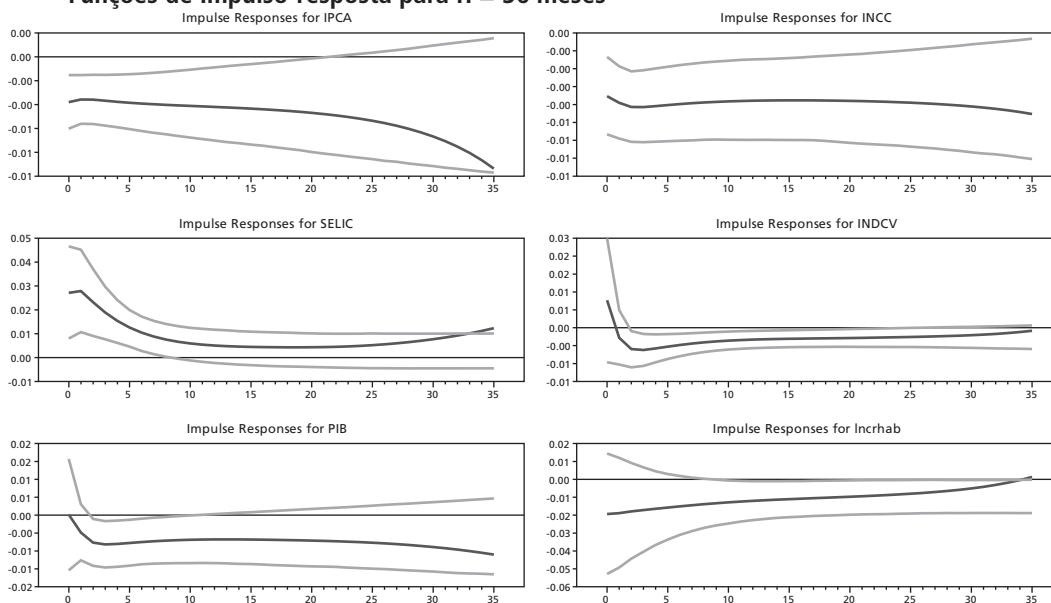


GRÁFICO 3
Fração da variância explicada para H = 24 meses

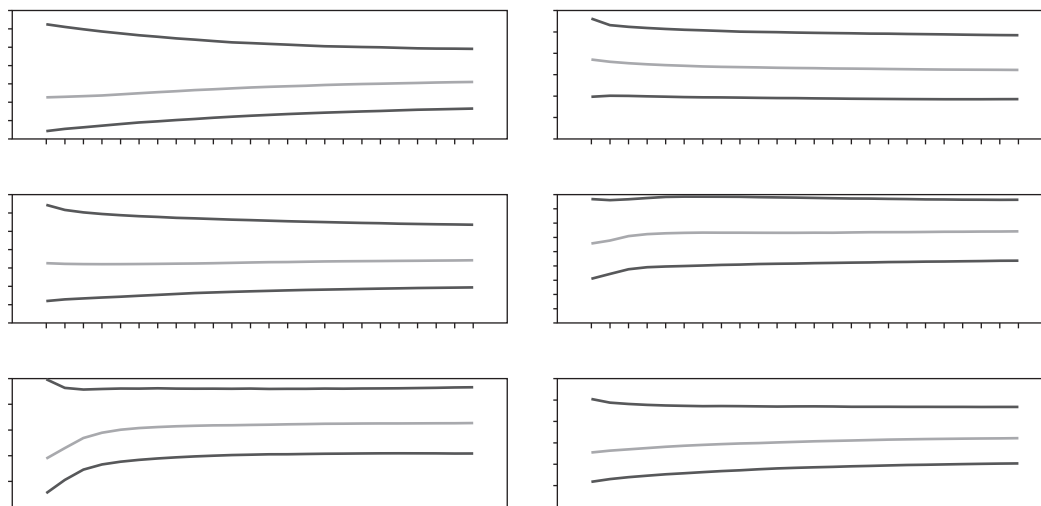
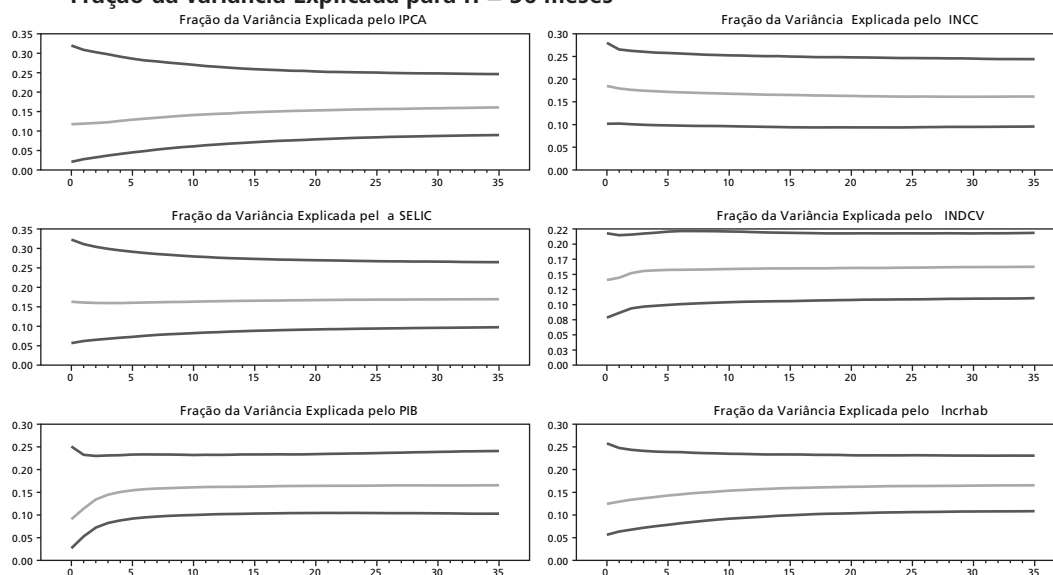


GRÁFICO 4
Fração da Variância Explicada para H = 36 meses



7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho, pelo melhor de nosso conhecimento, é o primeiro a analisar os efeitos de um choque monetário contracionista sobre o mercado imobiliário brasileiro. Adotando a metodologia de Uhlig (2005), nós estimamos um VAR bayesiano que forneceu as seguintes respostas, decorrentes de um choque contracionário de política monetária (aumento na taxa de juros Selic):

1. Ao contrário do estudo de Mendonça, Medrano e Sachsida (2010), o PIB real reage negativamente com 100% de probabilidade. Isto sugere que a inclusão do mercado imobiliário no SVAR torna a resposta do PIB real, a um aumento da taxa Selic, mais negativa.
2. O estoque de crédito de financiamento imobiliário registra uma queda de 2% imediatamente após o choque monetário.
3. O aumento da taxa de juros tem forte impacto sobre o mercado imobiliário via mercado de crédito. Com 100% de probabilidade o INCC tem queda prolongada após o choque, e demonstra forte persistência durante todo o horizonte de análise. De maneira similar, o PIB da construção civil (INDCV) registra, com 100% de probabilidade, uma queda logo a partir do primeiro mês após o choque monetário.

4. Entre 12% e 15% da variação no PIB real pode ser explicado pelo choque monetário. Além disso, até 13% das variações de longo horizonte no IPCA também se devem a esse choque.

REFERÊNCIAS

- ARQUETE, L.; JAYME JR., F. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos. *In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMIA – ANPEC*, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia.
- BERNANKE, B. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 25, p. 49-100, 1986.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.
- 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.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. Are All Business Cycles Alike? *In: GORDON, R. (Ed.). The American Business Cycle: Continuity and Change*. University of Chicago Press: NBER, 1986. p. 123-156.
- BURNSIDE, C.; EICHENBAUM, M.; FISHER, J. D. M. **Fiscal shocks and their consequences**. NBER, 2003 (Working Paper, n. 9.772).
- CANOVA, F.; DE NICOLO, G. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 6, p. 1131-1159, 2002.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, 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**. Ipea, 2005 (Texto para Discussão, n. 1128).
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Monetary Policy Shocks: What Have Learned and to What End? *In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Ed.). Handbook of Macroeconomics*. Elsevier, 1999. p. 65-148. v. IA.
- _____. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005.

DEJONG, D. N.; WHITEMAN, C. H. The case for trend-stationarity is stronger than we thought. **Journal of Applied Econometrics**, v. 6, n. 4, p. 413-421, 1991.

DOAN, T.; LITTERMAN, R. B.; SIMS, C. Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions. **Econometric Review**, v. 3, p. 1-100, 1984.

DWYER, M. **Dynamic response priors for discriminating structural vector autoregressions**. EUA: Ucla, 1997. Mimeografado.

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

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

FACKLER, P. Vector Autoregressive Techniques for Structural Analysis. **Revista de Analisis Económico**, v. 3, n. 2, p. 119-134, 1988.

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

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

FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. **Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy**, v. 49, 207-244, 1998.

FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2005.

FIORENCIO, A.; LIMA, E. C.; MOREIRA, A. Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real. **A Economia Brasileira em Perspectiva**, Ipea, v. 1, p. 27-56, 1998.

FAVERO, C. **How do European monetary and fiscal authorities behave?** Milano, Italy: Igiel/ Bocconi University, 2002. Mimeografado.

GALI, J.; LOPEZ-SALIDO, J. D.; VALLES, J. **Understanding the effects of government spending on consumption**. Federal Reserve Board, 2004 (International Finance Discussion Papers, n. 2004-805).

GELMAN, A. *et al.* **Bayesian data analysis**. Chapman & Hall/CRC, 2003.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1993.

KADILAYA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical Methods for Estimation and Inference for Bayesian Vector Autoregressions. **Journal of Applied Econometrics**, v. 12, n. 2, p. 99-132, 1997.

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.

- KOOP, G. “Objective” Bayesian unit root tests. **Journal of Applied Econometrics**, 7, p. 65-82, 1992.
- LEEPER, E.; SIMS, C.; ZHA, T. **Does Monetary Policy Generate Recessions?** 1996. Mimeografado.
- LIMA, E.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary Policy Regimes in Brazil**. Ipea, 2007 (Working Paper, n. 1285).
- LITTERMAN, R. **The Costs of Intermediate Targeting**. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1984 (Research Department Working Paper, n. 254).
- MCCARTHY, J.; PEACH, R. W. Monetary Policy Transmission to Residential Investment. **Economic Policy Review**, Federal Reserve Bank of New York, p. 139-158, May 2002.
- MENDONÇA, M. J.; TOSCANO, L. A.; 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, 2010.
- 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**. NBER, Oct. 2007 (Working Paper, n. 13518).
- MONTIEL, P. Empirical Analysis of High-Inflation Episodes in Argentina, Brazil, and Israel. **IMF Staff Papers**, v. 36, n. 3, p. 527-549, 1989.
- MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. **What are the effects of fiscal policy shocks?** Humboldt University, 2005 (Discussion Paper, n. 2005-039). SFB 649.
- PEROTTI, R. **Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries**. Milano, Italy: Bocconi University, 2004. Mimeografado.
- POZDENA, R. J. Do Interest Rates Still Affect Housing? **Economic Review**, Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 3-14, Summer 1990.
- RABANAL, P.; SCHWARTZ, G. Testing the Effectiveness of the Overnight Interest Rate as a Monetary Policy Instrument. **Brazil: Selected Issues and Statistical Appendix**, Washington, IMF, Jan. 2001. p. 163-152 (Staff-Country Report, n. 01/10).
- RAMEY, V.; SHAPIRO, M. Costly capital reallocation and the effects of government spending. **Carnegie Rochester Conference on Public Policy**, 1998.

ROMER, D. H.; ROMER, C. What ends recessions? **NBER Macroeconomics Annual**, n. 9, p. 13-57, 1994.

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

SIMS, C. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, p. 1-16, Winter 1986.

_____. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 463-474, 1988.

_____. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

SIMS, C.; UHLIG, H. Understanding unit rooters: a helicopter tour. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1591-1599, 1991.

SIMS, C.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 949-968, 1998.

_____. Error bands for impulse response. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1113-1155, 1999.

ANEXO

ESTIMAÇÃO DO BVAR

BVAR

O VAR na forma reduzida que aparece em (1) pode ser escrito da seguinte forma:

$$Y = XB + u,$$

$$\text{em que } X_t = [i', y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}], Y_t = [y'_t, \dots, y'_T] \quad X = [X_1, \dots, X_T], u = [u_1, \dots, u_T]$$

e $B = [b, B_1, \dots, B_p]$.

Como se assume que os u_{t_s} são independentes possuindo distribuição normal, o estimador de máxima verossimilhança (ML) para (B, S) é definido por $\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y$ e $\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} (Y - X\hat{B})'(Y - X\hat{B})$. Para a distribuição *a priori*, usamos uma forma Normal-Wishart. A distribuição *a priori* da forma Normal-Wishart possui como parâmetros a matriz B_0 para a média dos coeficientes de dimensão $n' \times n(p + 1)$, a matriz positiva definida S_0 de tamanho $n' \times n$ para a média da covariância, assim como a matriz positiva definida H_0 de dimensão $(p + 1)' \times (p + 1)$ e um número real $\nu_0 > 0$ para descrever a incerteza de (B, S) em torno das médias para estes dois parâmetros. Condicional a S , a matriz de coeficientes vetorizada $vec(B)$ segue uma distribuição normal $N(vec(B_0), \Sigma \otimes H_0^{-1})$, enquanto Σ^{-1} segue uma distribuição Wishart $W(S_0^{-1}/\nu_0, \nu_0)$ com $E[\Sigma^{-1}] = S_0^{-1}$.

Dado que a distribuição *a posteriori* (o produto da função de verossimilhança e da distribuição *a priori*) de (B, Σ) obedece a uma distribuição Normal-Wishart, tendo em vista que a distribuição *a priori* (B, Σ) é também uma Normal-Wishart. Assim, temos que condicional em S , $vec(B) | \Sigma \sim N(vec(B_T), \Sigma \otimes H_T^{-1})$, enquanto $\Sigma^{-1} | y$ segue uma distribuição Wishart $W(S_T^{-1}/\nu_T, \nu_T)$, em que

$$H_T = H_0 + X'X,$$

$$\nu_T = \nu_0 + T,$$

$$S_T = \frac{\nu_0}{\nu_T} S_0 + \frac{T}{\nu_T} \hat{\Sigma} + \frac{1}{\nu_T} (\hat{B} - B_0)' H_0 H_T X' X (\hat{B} - B_0)$$

e

$$B_T = H_T^{-1}(H_0 B_0 + X' X \hat{B}).$$

Métodos de Monte Carlo estão disponíveis para fazer amostragem de uma Normal-Wishart (SIMS; ZHA, 1998, 1999). A natureza da *a priori* é determinada pelos valores assumidos com relação aos parâmetros da distribuição. Uma *a priori* não informativa (difusa) é caracterizada tomando $\nu_0 = 0$, $H_0 = 0$, B_0 e S_0 quaisquer. Neste caso, temos que $H_T = X' X$, $B_T = \hat{B}$, $\nu_T = T$ e $S_T = \hat{\Sigma}$.

Intervalo de confiança bayesiano para as IRFs

É fácil notar que a distribuição das IRFs é uma função extremamente não linear dos parâmetros do VAR. Contudo, a despeito desta não linearidade existem muitos métodos pelos quais essas distribuições podem ser avaliadas numericamente: Integração de Monte Carlo, amostragem e reamostragem,²² Amostrador de Gibbs etc. Neste artigo, utiliza-se o algoritmo do Amostrador de Gibbs que pode ser descrito da seguinte forma: na g -ésima interação, amostra-se

$$\left(B_T^{(g)} \mid S_T \otimes X' X \right) \sim N(\text{vec}(B_T), S_T \otimes X' X). \quad (1A)$$

$$\text{Amostra-se } S_T^{(g)} \sim W(S_T^{-1} / \nu_T, \nu_T). \quad (2A)$$

O algoritmo é inicializado gerando B por (1A) e tomando S a partir do estimador ML. Temos ainda que as primeiras 500 interações são descartadas. O intervalo de confiança bayesiano ou banda de erro é obtido calculando o vetor impulso $r_a^g(k, B, \Sigma)$ para cada par B e Σ obtidos pela Amostragem de Gibbs que satisfaça a restrição para impulso monetário.

22. Da tradução de *Sampling-Resampling*.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Njobs Comunicação

Supervisão

Cida Taboza

Fábio Oki

Thayse Lamera

Revisão

Ângela de Oliveira

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdará Felipe

Regina Marta de Aguiar

Editoração

Danilo Leite

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

Tiragem: 500 exemplares



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

