

Cerqueira, Vinícius dos Santos; Ribeiro, Márcio Bruno; Martinez, Thiago Sevilhano

Working Paper

Propagação assimétrica de choques monetários na economia brasileira: Evidências com base em um modelo vetorial não linear de transição suave

Texto para Discussão, No. 1639

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Cerqueira, Vinícius dos Santos; Ribeiro, Márcio Bruno; Martinez, Thiago Sevilhano (2011) : Propagação assimétrica de choques monetários na economia brasileira: Evidências com base em um modelo vetorial não linear de transição suave, Texto para Discussão, No. 1639, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91078>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1639

TEXTO PARA DISCUSSÃO

PROPAGAÇÃO ASSIMÉTRICA DE CHOQUES MONETÁRIOS NA ECONOMIA BRASILEIRA: EVIDÊNCIAS COM BASE EM UM MODELO VETORIAL NÃO LINEAR DE TRANSIÇÃO SUAVE

Vinícius dos Santos Cerqueira
Márcio Bruno Ribeiro
Thiago Sevilhano Martinez

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

**PROPAGAÇÃO ASSIMÉTRICA DE CHOQUES
MONETÁRIOS NA ECONOMIA BRASILEIRA:
EVIDÊNCIAS COM BASE EM UM MODELO
VETORIAL NÃO LINEAR DE TRANSIÇÃO SUAVE**

Vinícius dos Santos Cerqueira*
Márcio Bruno Ribeiro*
Thiago Sevilhano Martinez*

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. Os autores agradecem a Charles Weise e a Nathan Balke pelo envio dos códigos de programação relativos à estimativa e inferência de modelos vetoriais não lineares. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

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

Fabio de Sá e Silva

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 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.

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

ISSN 1415-4765
JEL: E32, E52, C32, C52.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO DE LITERATURA 8

3 ANÁLISE PRELIMINAR: BREVE DESCRIÇÃO DAS
SÉRIES UTILIZADAS E SUAS CARACTERÍSTICAS, DEFINIÇÃO
DO PERÍODO DE ANÁLISE, TESTES DE RAIZ UNITÁRIA
E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO VETORIAL LINEAR 14

4 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO DE TRANSIÇÃO SUAVE:
TESTES DE LINEARIDADE E DETERMINAÇÃO DA FORMA
FUNCIONAL E DA VARIÁVEL DE TRANSIÇÃO 18

5 MODELO DE TRANSIÇÃO SUAVE: RESULTADOS QUANTO
À ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS 28

6 RESULTADOS DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO (FIRs) 33

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS 41

REFERÊNCIAS 44

ANEXOS 49

SINOPSE

Este trabalho busca aprofundar as investigações empíricas relacionadas aos efeitos assimétricos de choques monetários na economia brasileira. Como instrumental de análise, utiliza-se um modelo vetorial não linear de transição suave para variáveis relacionadas ao produto, ao nível de preços, à taxa de câmbio e ao indicador de política monetária. As funções de resposta a impulso estimadas evidenciaram que choques monetários positivos e negativos têm efeitos assimétricos sobre o crescimento do produto e a inflação. Quanto ao ciclo econômico, choques monetários contracionistas mostraram maior impacto em regimes de baixo crescimento, enquanto os choques expansionistas predominaram em períodos de maior crescimento. Ademais, evidencia-se a rigidez da inflação e do crescimento do produto aos choques contracíclicos.

ABSTRACTⁱ

This paper attempts to extend empirical investigations about the asymmetric effects of monetary shocks in the Brazilian economy. We specify and estimate a nonlinear smooth transition vector autoregressive model including output, price level, exchange rate and a monetary policy indicator (Selic rate). Impulse response functions showed that positive and negative monetary shocks have asymmetric effects on output growth and inflation. Regarding to the business cycle, contractionary monetary shocks showed stronger effects in low-growth states while expansionary shocks were stronger in higher-growth periods. In addition, we found that inflation and output growth are rigid to countercyclical monetary shocks.

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

O debate sobre a assimetria dos efeitos da política monetária expansionista e contracionista, em *booms* e recessões, remonta ao período da grande depressão na década de 1930. Perpassando as controvérsias entre keynesianos e monetaristas sobre a eficácia da política monetária, o tema voltou a ganhar força nos anos 1980, com a dificuldade da economia americana para sair da estagnação. Desde Cover (1992), vem se desenvolvendo ampla literatura internacional empírica sobre efeitos assimétricos da política monetária no produto e, em menor medida, nos preços.

Para o caso da economia brasileira, o estudo de Aragón e Portugal (2009) é o único na literatura recente a investigar os efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto no período posterior ao Plano Real. Utilizando a estimativa de modelos *Markov-Switching* para a taxa de crescimento do produto, estes autores evidenciaram que os efeitos reais de choques monetários negativos são superiores aos de choques positivos apenas em regimes de expansão da atividade econômica. Por outro lado, as evidências encontradas não foram suficientes para comprovar a presença de assimetrias relacionadas às fases do ciclo de negócios e com relação aos efeitos contracíclicos da política monetária nestas fases.

O presente trabalho tem por objetivo aprofundar as investigações empíricas relacionadas aos efeitos assimétricos da política monetária na economia brasileira. Para isso, seguiremos de perto a metodologia utilizada em Weise (1999), tendo como instrumental de análise um modelo vetorial não linear de transição suave para variáveis relacionadas ao produto, ao nível de preços, à taxa de câmbio e ao indicador de política monetária. As funções de resposta a impulso geradas pelo modelo estimado permitirão evidenciar diretamente os efeitos de choques monetários sobre as demais variáveis. Além de revisitar as evidências de assimetrias relacionadas à direção das ações de política monetária – choques positivos *versus* negativos – e à fase do ciclo de negócios em que tais ações foram adotadas, nossa análise permite investigações de assimetria quanto à magnitude dos choques monetários – choques relativamente maiores *versus* relativamente menores –, algo ainda não averiguado para a economia brasileira. Além disso, será possível investigar os efeitos assimétricos da política monetária não apenas em relação ao comportamento do produto, mas também em relação ao nível de preços.

O trabalho está organizado em seis seções sendo a primeira esta introdução. A seção 2 faz uma revisão da literatura sobre efeitos assimétricos de choques monetários. A seção 3 apresenta uma análise preliminar à especificação do modelo principal, descrevendo brevemente as principais características das séries utilizadas no estudo, o horizonte temporal considerado e o modelo vetorial linear. A seção 4 discute os principais aspectos da etapa referente à especificação de um modelo de transição suave entre os regimes, apresentando os resultados obtidos nos testes de linearidade e as definições quanto à variável de transição e à forma de sua função. A seção 5 apresenta os principais resultados quanto à estimativa dos parâmetros e à avaliação das especificações obtidas. A seção 6 discute os resultados referentes às funções de resposta a impulso geradas pelas especificações selecionadas, evidenciando os principais tipos de assimetria encontrados em relação aos choques monetários. A seção 7 é destinada às considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Diferentes tipos de respostas assimétricas do produto e dos preços à política monetária podem resultar de não linearidades nas relações entre essas variáveis. A forma mais testada empiricamente é a referente à sua direção, ou seja, se choques monetários expansionistas têm o mesmo impacto de choques contracionistas. Ravn e Sola (2004) denominam esse tipo de não linearidade de *assimetria keynesiana*. Ela é justificada teoricamente por hipóteses de salários nominais e preços mais rígidos à baixa que à alta, que resultam em uma curva de oferta agregada convexa.

Para os Estados Unidos, com período amostral de primeiro trimestre de 1951 ao quarto trimestre de 1987, Cover (1992) utiliza *M1* como variável de política monetária e conclui que apenas choques monetários negativos impactam significativamente o produto. O mesmo resultado é encontrado por DeLong e Summers (1988), que utilizam um período mais longo, e questionado por Ravn e Sola (1996), que conduzem testes de robustez trocando a variável de oferta de moeda de *M1* para taxa de juros, controlando por uma mudança de regime em 1979 e por tamanho do choque. Morgan (1993) também replica a metodologia de dois estágios de Cover (1992) com diferentes medidas de oferta de moeda e períodos amostrais. Observa que apenas choques negativos são significativos quando as medidas de política monetária são *M2* e *M3*, que não há evidência de assimetria se a taxa de juros básica do *Federal Reserve* (Fed)

for a medida de política monetária e o período do último trimestre de 1979 ao último de 1982 for retirado da amostra e que adotando uma abordagem narrativa, em que os choques monetários são identificados por meio das comunicações do Fed ao público, a evidência de assimetria fica mais forte retirando o referido período. Quanto aos outros países, é verificado que contrações monetárias são mais efetivas que expansões em países europeus por Karras (1996), em 12 países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) por Karras (2007) e em quatro países asiáticos por Tan, Habibullah e Mohamed (2010).

A rigidez de preços pode ainda gerar outros tipos de assimetrias, como a referente à magnitude dos choques. Em uma curva de oferta agregada convexa no formato de “L invertido”, com um trecho aproximadamente horizontal e outro vertical, choques pequenos de sinais opostos serão simétricos se não implicarem em mudança de um trecho para outro, enquanto choques grandes têm mais chance de causar a mudança. Os modelos de custos de menu – como Ball e Romer (1990) e Ball e Mankiw (1994) –, por sua vez, conferem microfundamentos à rigidez de preços considerando que cada firma precisa pagar um custo para ajustar seus preços, o que faz com que o ajuste da economia a choques menores seja mais lento que o ajuste a choques maiores. Surge então a assimetria de acordo com a magnitude do choque monetário: choques grandes têm efeitos proporcionalmente maiores sobre os preços e choques menores afetam proporcionalmente mais o produto. Ravn e Sola (1996) e Donayre (2010) encontram evidência corroborando esse tipo de assimetria para os Estados Unidos. O modelo de Ball e Mankiw (1994) mostra que, se além de custos de menu a economia também tem uma tendência inflacionária positiva, as firmas serão mais relutantes em reajustar preços para baixo do que para cima, uma vez que no primeiro caso a inflação positiva tende a corrigir seu preço relativo sem que seja necessário pagar o custo de reajuste. De acordo com Ravn e Sola (2004), esse modelo gera uma “assimetria híbrida” dos dois tipos anteriores, em que apenas choques pequenos e negativos afetam o produto, sendo que o estudo empírico dos autores aponta para a validade dessa hipótese nos Estados Unidos. Karras (2007) observa que, particularmente para choques negativos, a efetividade da política monetária é uma função decrescente do tamanho do choque. Senda (2001) deriva outros dois resultados teóricos do modelo de Ball e Mankiw (1994) – que taxas de inflação a partir de certo nível podem reduzir a assimetria e que quanto maior a volatilidade do produto, maior a assimetria – e verifica que ambos têm suporte em dados da OCDE.

Também é bastante testada na literatura uma forma de assimetria referente ao estágio do ciclo econômico, que pode ser explicada tanto por convexidade na oferta agregada, quanto por instabilidade no canal de transmissão da política monetária para a demanda agregada. Sobre uma curva de oferta agregada com formato convexo, pelos motivos já expostos das teorias de rigidez de preços, choques monetários terão mais efeitos reais na região de baixo crescimento do produto e mais efeitos em preços na região de alto crescimento do produto. Já as teorias sobre alterações ao longo do ciclo na transmissão dos choques monetários à demanda agregada podem implicar diferentes resultados. As formas mais recorrentes dessas teorias são a *mudança de ambiente econômico* e o *acelerador financeiro*. De acordo com a primeira forma, a elevação da incerteza na recessão e o otimismo exacerbado na expansão afetam a eficácia da política monetária. Geralmente essa teoria é utilizada para explicar contextos de armadilha da liquidez, quando em recessões a política monetária anticíclica se torna pouco efetiva porque a elevação da incerteza eleva a preferência pela liquidez de empresas e consumidores a tal ponto que eventuais reduções de juros têm pouco ou nenhum efeito. Como nota Morgan (1993), esse argumento só implica assimetria de choques monetários anticíclicos negativos e positivos se o pessimismo na recessão é mais intenso que o otimismo na expansão.

As explicações desse tipo de assimetria pelo comportamento do crédito baseiam-se em teorizações sobre o mecanismo do canal de crédito da política monetária. Nos modelos de acelerador financeiro, como Bernanke e Gertler (1995) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996), a política monetária tem seus efeitos amplificados ao afetar, na mesma direção da variação de juros, o chamado *prêmio de financiamento externo* – definido como a diferença entre o custo de se financiar via crédito (ou lançamento de títulos) e o custo de oportunidade do financiamento com recursos próprios. Isso pode ocorrer por dois mecanismos possíveis. O primeiro é o *canal de balanço patrimonial*, quando a variação de juros impacta o valor de ativos e passivos dos agentes – por exemplo, no caso de expansão monetária pode haver redução de juros pagos sobre passivos já contratados, aumento de preços de ativos e elevação de receitas pelo aquecimento da economia. O segundo é o *canal de empréstimos bancários*, formalizado em Bernanke e Blinder (1988), segundo o qual uma contração monetária, por exemplo, conduzida por operações de mercado aberto absorve depósitos do sistema bancário e com isso reduz a oferta de crédito, potencializando o impacto da política monetária. Note-se que, no plano teórico, o acelerador financeiro amplifica os resultados da política monetária, mas só irá gerar assimetria se for mais potente em uma das fases do ciclo. Com um

painel de microdados de firmas americanas, Gertler e Gilchrist (1994) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) observam que pequenas empresas sofrem mais restrição de crédito do que as grandes nas recessões – justamente quando suas necessidades de recursos externos são maiores – e respondem reduzindo sua produção e demitindo mais. Já nas expansões, há maior disponibilidade de recursos próprios para as firmas se financiarem e a restrição de crédito não é tão ativa quanto na recessão, de maneira que o ajuste é semelhante nas pequenas e grandes. Haveria então uma assimetria nos efeitos da política monetária, que seria mais eficaz em recessões do que em expansões.

Testes de assimetria quanto ao estágio do ciclo econômico para a economia americana tendem a confirmar teorias que preveem maior efetividade da política monetária nas recessões. Para as décadas 1960-1980, Thoma (1994) observa que a causalidade moeda – produto é mais forte nos períodos de recessão. Garcia e Schaller (2002) também atestam que os efeitos da política monetária sobre o produto são mais intensos na recessão, com testes de robustez para troca de variável monetária, da marcação das fases do ciclo, período amostral, frequência dos dados e especificação econométrica. Lo e Piger (2005) testando conjuntamente a possibilidade de assimetria do choque monetário quanto à direção, magnitude e fase do ciclo, encontram que a última é a única forma de assimetria relevante para os Estados Unidos, com maior eficácia da política monetária na recessão. Maior impacto da política monetária nas recessões ou em períodos de baixo crescimento também é observado em diversos países europeus: Espanha (DOLADO; MARIA-DOLORES, 2001), Áustria (KAUFFMAN, 2002), Alemanha, França, Itália, Espanha, Bélgica e, com fraca significância, Áustria e Holanda (PEERSMAN; SMETS, 2002); e asiáticos: Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia (HOOI; HABIBULLAH; SMITH, 2008).

Para o Brasil, Aragón e Portugal (2009) testam dois tipos de assimetria de efeitos da política monetária sobre o produto, com dados mensais de 1995-2006: quanto à direção dos choques monetários (positivos e negativos) e em relação à fase do ciclo econômico (recessão e expansão). Encontram que há assimetria referente à direção da política monetária apenas quando a economia está em expansão, com choques negativos afetando mais o produto, sendo que na recessão não há assimetria entre choques positivos e negativos. Mas comparando diretamente as fases do ciclo, não verificam assimetria de impactos na recessão e na expansão. Em particular, políticas anticíclicas são simétricas nas duas fases.

A grande maioria dos artigos mencionados mede efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto, mas não sobre os preços. Como argumentam Karras e Stokes (1999), isso seria necessário para confrontar com dados agregados as duas formas mais gerais de explicações teóricas da propagação assimétrica de choques monetários, convexidade da oferta agregada e canais de transmissão da moeda.¹ Por um lado, a assimetria originada na curva de oferta convexa implica efeitos opostos em preços e quantidades, ou seja, quando uma dessas variáveis é rígida, a outra é flexível. Por outro, se a assimetria estiver relacionada ao canal de transmissão da moeda para a demanda agregada, preços e quantidades são afetados na mesma direção. Karras e Stokes (1999) encontram forte assimetria na resposta do produto a choques positivos e negativos, mas sobre preços os impactos são praticamente simétricos, o que interpretam como indicativo de que as duas teorias são válidas simultaneamente.

Quanto ao procedimento econométrico, é de uma equação nos primeiros textos a testarem a hipótese de assimetria de efeitos da política monetária, como Cover (1992), Morgan (1993) e Thoma (1994). Há um estágio prévio que consiste em estimar uma equação com a política monetária como variável dependente para identificar os choques monetários exógenos, que são os resíduos. As observações positivas e negativas dos choques monetários assim identificados são separadas em duas variáveis, que entram como regressoras na estimação da equação em forma reduzida que tem o produto como variável dependente. A existência de assimetria é verificada testando restrições sobre os coeficientes dessas duas variáveis de choques monetários. De acordo com Weise (1999), isso implicitamente equivale a supor que o choque monetário é uma variável com um *threshold* que detona mudanças na resposta do produto a tais choques. Ou seja, a passagem da variável monetária exógena de positiva para negativa ou vice-versa leva o sistema para outro estado em que muda a resposta do produto aos choques monetários. O autor aponta um problema nessa metodologia: embora os coeficientes da resposta do produto aos choques monetários mudem com a troca de regime, os coeficientes dos outros regressores na equação do produto permanecem os mesmos, o que equivale a impor uma restrição demasiadamente forte.

1. Alguns artigos – como Gertler e Gilchrist (1994), Buckle e Carlson (2000) e Peersman e Smets (2005) – comparam as teorias sobre propagação assimétrica da política monetária por meio de dados desagregados de produção, preços e estrutura de financiamento e outras informações de empresas e setores. Esse debate foge ao escopo do presente artigo, que investiga apenas dados agregados da economia brasileira.

Para contornar esse problema, Weise (1999) adota um modelo de vetores autorregressivos com transição suave (TSVAR), que permite variar todos os parâmetros do modelo referentes a cada estado. O autor testa as três hipóteses de assimetria no efeito dos choques monetários: direção, fase do ciclo e magnitude. Ademais, a partir das propriedades do modelo TSVAR, os testes sobre assimetria são generalizados em outros aspectos: verificar a possibilidade de diversas variáveis portarem o *threshold* que leva à mudança de estado, determinar endogenamente o valor do *threshold* e permitir que a mudança de regime seja suave, em vez de imediata após o *threshold* ser ultrapassado.

Alguns autores – como Garcia e Schaller (2002), Peersman e Smets (2002) e Lo e Piger (2005) – adotam versões aprimoradas do modelo de mudança de regimes markovianos de Hamilton (1989) que incorporam boa parte desses avanços, como permitir a alteração de todos os coeficientes na troca de regime, testar diferentes variáveis de transição e a determinação endógena da passagem entre regimes via endogeneização das probabilidades de transição. O método aplicado aos dados brasileiros por Aragón e Portugal (2009) é uma versão desse modelo com probabilidades de transição fixas. Comparativamente ao TSVAR de Weise (1999), o modelo de mudança de regimes markovianos tem duas desvantagens. A mais óbvia é que impõe que as mudanças de regimes são repentinas e a outra é que a determinação da variável monetária não é endógena, o que geralmente é contornado com um estágio prévio de identificação dos choques monetários por meio de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) linear. Esse procedimento reintroduz, em alguma medida, a crítica do autor, já que não se considera a realimentação do produto ao choque monetário por um canal não linear.

Embora não se proponha testar teorias diretamente, Weise (1999) encontra para os Estados Unidos evidências consistentes com a hipótese de convexidade da curva de oferta: choques monetários em qualquer direção afetam bastante o produto e um pouco os preços quando o estado inicial é de baixo crescimento do produto, o inverso ocorrendo se o estado inicial é de alto crescimento; os efeitos de choques pequenos são quase simétricos, enquanto os choques grandes podem ter forte assimetria. Seguindo essa forma de análise, o presente estudo aplica ao caso brasileiro o modelo TSVAR, testando as três hipóteses de assimetria de efeitos da política monetária – direção, magnitude e fase do ciclo – sobre o produto e os preços. Como em Weise (1999), diferentes variáveis de transição são testadas e a determinação dos valores dos *thresholds* é endógena.

3 ANÁLISE PRELIMINAR: BREVE DESCRIÇÃO DAS SÉRIES UTILIZADAS E SUAS CARACTERÍSTICAS, DEFINIÇÃO DO PERÍODO DE ANÁLISE, TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E ESPECIFICAÇÃO DO MODELO VETORIAL LINEAR

Nesta seção, descreveremos brevemente as séries utilizadas e alguns procedimentos adotados visando especificação de um modelo vetorial linear (modelo base ou *benchmark*), que será posteriormente confrontado com um modelo não linear de transição suave. Seguindo a literatura referente à assimetria dos choques monetários, as principais variáveis incluídas nos modelos empíricos são relativas ao produto, ao nível de preços e ao indicador de política monetária. Além disso, e com base em alguns estudos que avaliaram os principais impactos da política monetária na economia brasileira em períodos posteriores à adoção do Plano Real – Moreira, Fiorêncio e Lima (1998), Arquete e Jayme Jr. (2003) e Mendonça, Medrano e Sachsida (2010) –, decidimos também pela inclusão de uma variável relativa ao câmbio, de forma a captar possíveis interações daquelas variáveis com o setor externo.

No caso do produto, utilizamos como aproximação o logaritmo neperiano da série do índice de produção industrial com ajuste sazonal, que é divulgada na Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Como medida do nível dos preços, foi utilizado o logaritmo neperiano da série referente ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Este índice é divulgado pelo IBGE e vem sendo formalmente adotado pelo Banco Central do Brasil (Bacen) como medida oficial do nível de preços no regime de metas para a inflação. Para o indicador monetário, utilizamos a série da taxa do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) taxa de juros de curto prazo, medida em porcentagem ao mês e acumulada no período –, que é divulgada pelo Bacen e pode ser considerada como a principal variável de política monetária desde a vigoração do regime de metas para a inflação.² Como medida cambial, utilizamos o logaritmo neperiano da taxa de câmbio para compra do dólar americano (média do mês),

2. Segundo o Banco Central do Brasil (2010), no regime de metas para a inflação, a ação se baseia apenas no controle da taxa de juros de curto prazo (Selic), sem atribuição de metas adicionais para o câmbio ou o crescimento. Entretanto, essas e outras variáveis são levadas em consideração na construção do cenário prospectivo para a inflação.

cujas fontes são o Bacen. Todas as séries de dados utilizadas têm frequência mensal e, com base nos procedimentos operacionais de política monetária adotados desde a estabilização econômica alcançada com o Plano Real, poderiam ser conjuntamente analisadas em termos econométricos a partir de julho de 1999.³ Os gráficos das séries, tanto em nível como nas primeiras diferenças, estão apresentados no gráfico 1A do anexo, para o período compreendido entre julho de 1999 e dezembro de 2010.

A inspeção visual do gráfico 1A nos permite evidenciar mudanças nítidas na estrutura – intercepto e/ou tendência – das séries consideradas. As séries referentes ao produto industrial e à taxa de câmbio apresentam mudanças abruptas para o quarto trimestre de 2008, o que pode ser atribuído aos efeitos da crise financeira internacional sobre a economia brasileira a partir do fim daquele ano.⁴ As séries relativas ao índice (nível) e à inflação (primeiras diferenças) do IPCA apresentam, respectivamente, mudança no intercepto e alguns *outliers* entre o segundo semestre de 2002 e os primeiros meses de 2003. Em grande parte, este comportamento pode ser atribuído a um processo de desvalorização cambial iniciado em 2002 – notar que também ocorrem *outliers* nas primeiras diferenças da série do câmbio naquele período –, o qual foi motivado, em última instância, pelas incertezas quanto às diretrizes futuras da política econômica diante da provável eleição, no pleito eleitoral do fim do mesmo ano, de um governo com visão ideológica diferente do antecessor.

Um dos principais problemas relacionados à presença de quebras estruturais em uma série de tempo é quanto à incerteza na determinação da sua ordem de integração, com o possível viés dos resultados dos testes convencionais de raízes unitárias na direção de não se rejeitar a hipótese nula (PERRON, 1989). Além disso, tanto a presença de quebras estruturais como de *outliers* motivados por fatores exógenos podem ser predominantes na busca do melhor ajuste de um modelo não linear de transição suave aos dados, o que poderia encobrir alguns dos pontos de investigação que pretendemos

3. O mês de julho de 1999 é o primeiro no qual passou a vigorar integralmente o regime de metas para a inflação. Ver Lima, Maka e Mendonça (2007) para uma breve discussão sobre as principais mudanças operacionais na política monetária brasileira desde a implementação do Plano Real.

4. Para uma ilustração quantitativa dos efeitos da crise iniciada em 2008 sobre o PIB e a atividade industrial, ver Ipea (2009).

aprofundar neste trabalho. Por esses motivos, e seguindo uma proposta semelhante a Weise (1999), procuramos remover das séries suas principais quebras e *outliers* de caráter exógeno. Para tal, decidimos pela adoção dos seguintes procedimentos:

- Iniciar a análise a partir do segundo semestre de 2003, de forma a não considerar nos modelos estimados as mudanças estruturais e os *outliers* relacionados aos meses de 2002 e de 2003.⁵ Apesar do não aproveitamento de um número considerável de observações – cerca de um terço do número de observações da amostra inicial –, optamos pelo ajuste de modelos melhores no que se refere ao comportamento dos resíduos.
- Filtrar das séries do produto industrial e da taxa de câmbio as quebras ocorridas no quarto trimestre de 2008, decorrentes da crise financeira internacional. Tal procedimento pode ser feito pela estimativa de regressões para cada uma daquelas séries envolvendo, além de parâmetros determinísticos, variáveis *dummies* referentes àquele período. Em seguida, tomamos os resíduos das respectivas regressões como sendo as séries filtradas.

Contudo, antes da execução do procedimento descrito no segundo item, anteriormente citado, buscamos determinar a ordem de integração de cada uma das séries para o período entre julho de 2003 e dezembro de 2010. A aplicação dos testes de raiz unitária propostos em Dickey e Fuller (1979), Kwiatkowski *et al.* (1992), Elliott, Rothenberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001)⁶ apontaram que as séries do IPCA e da Selic são estacionárias a partir das primeiras diferenças. Para lidar com a determinação da ordem de integração das séries do produto industrial e do câmbio, sujeitas a quebras estruturais em 2008, foi aplicado o teste proposto em Lee e Strazicich (2004).⁷ Os resultados sugerem que, mesmo considerando a

5. Uma justificativa adicional para não considerar este período é o diagnóstico que, devido a maior probabilidade de *default* da dívida pública entre 2002-2003, o regime de metas para a inflação apresentou efeitos perversos. Nesse caso, aumentos nos juros reais levaram às depreciações do câmbio. Ver Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) para análises mais detalhadas.

6. Para uma breve descrição dos referidos testes, ver Quantitative Micro Software (2007, cap. 26).

7. O teste proposto em Lee e Strazicich (2004) pode ser considerado como refinamento dos primeiros testes de raiz unitária com determinação endógena da quebra estrutural (ZIVOT; ANDREWS, 1992; PERRON, 1997), uma vez que estes omitem a possibilidade de raiz unitária com quebra sob a hipótese nula (H_0) e, conseqüentemente, estão sujeitos à rejeição espúria de H_0 , sobre este ponto ver Lee e Strazicich (2001). A hipótese nula do teste de Lee e Strazicich (2004) afirma que a série é um caminho aleatório com a possibilidade de uma quebra estrutural. A hipótese alternativa é de uma série estacionária na tendência com uma quebra. A data da quebra é determinada por um algoritmo que busca o valor mínimo da estatística-teste LM.

presença das referidas quebras, aquelas séries também são estacionárias a partir das primeiras diferenças. Ademais, optamos por não testar para possíveis relações de cointegração entre as séries consideradas. A principal justificativa é que os testes convencionais – como o proposto em Johansen (1988) – e mesmo aqueles que permitem mudanças estruturais na relação de cointegração – caso dos testes propostos em Gregory e Hansen (1996) – tendem a rejeitar de forma espúria a hipótese nula – não cointegração – na presença de séries com quebras estruturais.⁸ Dessa forma, o procedimento de filtragem para a remoção das quebras foi realizado nas séries das primeiras diferenças do produto e do câmbio.⁹ Assim, as séries a serem utilizadas na especificação dos modelos vetoriais correspondem às primeiras diferenças do produto industrial, do câmbio, do nível de preços medido pelo IPCA e da taxa Selic, sendo que as duas primeiras séries foram filtradas para a remoção das quebras ocorridas em 2008.¹⁰ As quatro séries estão apresentadas no gráfico 2A no anexo.

Uma vez definidas as séries, o passo seguinte para a especificação do VAR é a determinação do seu número de defasagens. Para o caso de modelos autorregressivos univariados que são confrontados com modelos de transição suave, Teräsvirta (1994) e Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002) argumentam que a escolha das defasagens nos modelos lineares não deve se basear apenas nos critérios usuais de seleção – Akaike e Schwarz etc. –, mas principalmente na questão da autocorrelação dos resíduos, pois a presença desta tende a viesar os resultados dos testes de linearidade (etapa imediatamente seguinte de nossa análise). Seguindo o mesmo critério para o modelo multivariado, e admitindo um máximo de até quatro defasagens, a ordem mais apropriada foi escolhida

8. Para mais detalhes sobre esse ponto, ver Leybourne e Newbold (2003) e Cook (2004).

9. No caso das primeiras diferenças da série do produto industrial, a filtragem foi feita pela estimativa de uma regressão envolvendo o parâmetro da constante e uma variável *dummy* para os meses de outubro, novembro e dezembro de 2008 – com valores de 0,25, 0,5 e 1 para os respectivos meses. Aos resíduos dessa regressão foi adicionado o valor referente à estimativa do parâmetro da constante, obtendo-se a série filtrada. O procedimento é similar para as primeiras diferenças da série da taxa de câmbio. Neste caso, a variável *dummy* utilizada refere-se aos meses de setembro, outubro, novembro e dezembro de 2008 – valores de 0,5, 1, 0,25 e 0,25 para os respectivos meses.

10. As séries filtradas, referentes às primeiras diferenças do produto e do câmbio, se mostraram estacionárias pelos testes de Dickey e Fuller (1979), Kwiatkowski *et al.* (1992), Elliott, Rothenberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001).

como sendo igual a um.¹¹ Portanto, o modelo linear base é um VAR de ordem 1 com as séries das primeiras diferenças do produto, do IPCA, do câmbio e da Selic.

4 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO DE TRANSIÇÃO SUAVE: TESTES DE LINEARIDADE E DETERMINAÇÃO DA FORMA FUNCIONAL E DA VARIÁVEL DE TRANSIÇÃO

Nesta etapa, o modelo VAR especificado na seção anterior será confrontado com um modelo vetorial autorregressivo de transição suave (que denominaremos de TSVAR) de mesma ordem. Seja Y_t um vetor contendo as séries de tempo do produto, do IPCA, do câmbio e da Selic no tempo t . O modelo TSVAR de ordem 1 pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = (\Phi_{1,0} + \Phi_{1,1}\Delta Y_{t-1}) + (\Phi_{2,0} + \Phi_{2,1}\Delta Y_{t-1})G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que:

Δ denota o operador referente à primeira diferença;

$\Phi_{i,0}$, $i = 1, 2$, são vetores (4×1) referentes aos parâmetros do intercepto;

$\Phi_{i,1}$, $i = 1, 2$, são matrizes (4×4) referentes aos parâmetros autorregressivos; e

ε_t é um vetor (4×1) de ruídos brancos com média zero e matriz variância-covariância positiva definida Σ .

11. Os critérios de informação de Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn e do erro de predição final apontaram uma defasagem como sendo o número mais adequado (ou seja, um modelo VAR(1)), enquanto o critério da razão – verossimilhança apontou três defasagens (modelo VAR(3)). Além disso, os resultados dos testes LM e Portmanteau mostraram que a presença de autocorrelação nos resíduos é mais forte no caso do modelo VAR(3), enquanto os testes de White (heteroscedasticidade) e Jarque-Bera (normalidade) apresentaram resultados razoáveis para os dois modelos.

O termo $G(s_t; \gamma, c)$ representa uma função contínua e limitada da variável de transição s_t , e pode ser interpretada como a função que define dois regimes distintos para o modelo em seus dois extremos. A variável de transição s_t tanto pode ser exógena ao modelo como uma função de variáveis endógenas defasadas. O parâmetro c é interpretado como o *threshold* ou a fronteira entre os dois regimes do modelo, que estariam associados a valores de s_t acima ou abaixo de c . O parâmetro γ determina a suavidade da transição entre os dois regimes. Assim, quanto maior γ , mais rápida (ou menos suave) será mudança de regime a partir de $s_t = c$.

A dinâmica admitida para o referido modelo vetorial de transição suave segue de perto os trabalhos de Weise (1999) e Rothman, Van Dijk e Franses (2001), no sentido que a mesma função de transição determinará os regimes e as mudanças entre eles em todas as equações do modelo.¹²

Existem algumas possibilidades quanto à forma funcional de $G(s_t; \gamma, c)$. Para cada uma delas, haverá uma interpretação peculiar sobre a dinâmica de ΔY_t . A forma mais apropriada para a caracterização de um comportamento assimétrico das variáveis nos diferentes regimes do modelo é a função logística de 1ª ordem, que pode ser representada pela seguinte expressão:

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}} - 1/2, \gamma > 0. \quad (2)$$

Neste caso, o modelo vetorial será denominado LTSVAR. De acordo com a função anterior, a dinâmica de ΔY_t será distinta nas situações em que $s_t > c$ e $s_t < c$. Ademais, quando o parâmetro γ for muito grande, a função tenderá a 0,5 e a mudança de regime a partir de $s_t = c$ será quase instantânea, tendendo a um modelo de *threshold*. Por outro lado, o modelo da equação (1) se reduz a um modelo VAR linear quando $\gamma = 0$.

12. Weise (1999) apresenta um modelo simples de oferta e demanda em que a rigidez dos preços é assimétrica. Em seguida, descreve como a forma reduzida deste pode ser representada por um modelo TSVAR com equações para o crescimento do produto, a taxa de inflação e a variação da oferta monetária.

A alternativa mais comum à dinâmica assimétrica dada pela função logística é a função exponencial, dada pela seguinte expressão:

$$G(s_t; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}, \gamma > 0. \quad (3)$$

A função anterior citada é simétrica em relação ao parâmetro c , indicando que a dinâmica de ΔY_t será idêntica nas situações em que a diferença entre os valores de s_t e c tiver o mesmo valor absoluto. Neste caso, o modelo vetorial será denominado ETSVAR.¹³

O teste de linearidade é a etapa inicial na construção de um modelo de transição suave. Segundo Teräsvirta (2004), essa etapa tem como propósito testar a linearidade em relação às diferentes possibilidades no espaço dos parâmetros, selecionando o modelo e a variável de transição mais adequadas.

No caso do modelo TSVAR dado pela equação (1), as hipóteses nula e alternativa do teste de linearidade podem ser expressas como:

$$H_0 : \Phi_{2,j} = \mathbf{0} \text{ para } j = 0, 1$$

$$H_1 : \Phi_{2,j} \neq \mathbf{0} \text{ para ao menos um } j \in \{0, 1\}$$

ou, alternativamente, como:

$$H'_0 : \gamma = 0$$

$$H'_1 : \gamma > 0$$

13. Outra forma alternativa é a função logística de 2ª ordem, com dois parâmetros de *threshold* (c_1 e c_2 , sendo que $c_1 \leq c_2$). Esta forma é a mais apropriada nas situações em que a dinâmica de Y_t é similar para $s_t < c_1$ e $s_t > c_2$, e distinta quando $c_1 < s_t < c_2$. Essa função é simétrica em relação a $(c_1 + c_2)/2$. Para mais detalhes, ver Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002) e Teräsvirta (2004).

Assim como em outros casos de modelos não lineares, o teste de linearidade é complicado pela presença de alguns parâmetros que não estão identificados sob H_0 . Ou seja, parâmetros que não estariam restritos sob tal hipótese, mas nada pode ser assimilado sobre eles quando H_0 for válida. Assim, sob $H_0 : \Phi_{2,j} = \mathbf{0}$, os parâmetros γ e c da função de transição não estarão identificados – analogamente, se $H'_0 : \gamma = 0$ for válida, as matrizes $\Phi_{2,j}$ e o parâmetro c não estarão identificados. A principal consequência deste problema de identificação é que as estatísticas-teste tenderão a distribuições assintóticas não padronizadas sob a hipótese nula, fazendo com que suas expressões analíticas não estejam disponíveis com frequência e implicando que os valores críticos dos testes tenham que ser obtidos por meio de simulação.

No contexto dos modelos autorregressivos de transição suave, Luukkonen, Saikkonen e Teräsvirta (1988) buscaram contornar o problema da identificação pela aproximação da função de transição por expansões de Taylor de segunda e terceira ordens ao redor de $\gamma = 0$. Nesse caso, as estatísticas-teste decorrentes tendem, mediante certas condições, à distribuição qui-quadrado (χ^2).¹⁴ Assim, iniciaremos nossa análise sobre a investigação da linearidade buscando a aplicação, em cada uma das equações do modelo vetorial, de um procedimento similar ao proposto em Luukkonen, Saikkonen e Teräsvirta (1988). Tal procedimento será descrito a seguir.

Considerando o caso geral de um modelo vetorial de ordem p e com k variáveis, seja $w_t = (\Delta y_{1t-1}, \dots, \Delta y_{1t-p}, \dots, \Delta y_{kt-1}, \dots, \Delta y_{kt-p})'$ o conjunto de todas as suas variáveis endógenas defasadas. Assumindo que a função de transição é logística de 1ª ordem e que a variável s_t é conhecida, a aplicação do teste de linearidade à i -ésima equação do modelo vetorial envolve os seguintes passos:

1. Estimativa por mínimos quadrados ordinários (MQO) da seguinte regressão:

$$\Delta y_{it} = \phi_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \phi_{ij}' w_t + \varepsilon_{it} \quad (i\text{-ésima equação do modelo VAR})$$

14. Uma vantagem adicional do procedimento proposto por Luukkonen, Saikkonen e Teräsvirta (1988) é que o modelo sob a hipótese alternativa não precisa ser estimado.

cálculo de $SQR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2$, em que T é o número de observações

2. Estimativa por MQO da seguinte regressão auxiliar:

$$\Delta y_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \beta'_{ij} w_t + \sum_{j=1}^{pk} \delta'_{1j} w_t s_t + \sum_{j=1}^{pk} \delta'_{2j} w_t s_t^2 + \sum_{j=1}^{pk} \delta'_{3j} w_t s_t^3 + v_{it}$$

cálculo de $SQR_1 = \sum_t \hat{v}_{it}^2$

3. Sob a hipótese nula $H_0 : \delta_{1j} = \delta_{2j} = \delta_{3j} = \mathbf{0}$ (o que equivale a $H'_0 : \gamma = 0$) e admitindo que os erros da regressão estimada no passo 1 são normalmente distribuídos e satisfazem determinadas condições de momento, a estatística-teste $LM_3 = \frac{T(SQR_0 - SQR_1)}{SQR_0}$ terá distribuição assintótica $\chi^2(3pk)$. Para o caso de amostras pequenas, recomenda-se o uso da versão F dessa estatística, que é dada por:

$$LM_3 = \frac{(SQR_0 - SQR_1)/(3pk)}{SQR_1/(T - 4pk - 1)}, \text{ com distribuição aproximada } F(3pk, T-4pk-1).^{15}$$

Como o teste anterior é adequado apenas no caso de modelos autorregressivos de equação única, seguiremos de perto a extensão feita em Weise (1999) para o caso do modelo vetorial. Assim, a estatística-teste a ser utilizada para o modelo LTSVAR como um todo é dada por $LR_3 = (T - 4pk - 1)(\log|\Omega_0| - \log|\Omega_1|)$, em que Ω_0 e Ω_1 são, respectivamente, as matrizes variância-covariância dos resíduos do modelo VAR e deste modelo com a inclusão dos termos referentes a $\delta'_{1j} w_t s_t$, $\delta'_{2j} w_t s_t^2$ e $\delta'_{3j} w_t s_t^3$ em cada uma de suas equações. Sob $H'_0 : \gamma = 0$, LR_3 terá distribuição assintótica $\chi^2(3pk^2)$.

Caso ocorra a rejeição da hipótese nula de linearidade, a etapa seguinte será a seleção da forma mais apropriada para a função de transição. Na prática, tal escolha pode ser limitada entre a função logística de 1ª ordem de um lado e as funções exponencial

15. A estatística LM_3 foi desenvolvida para o teste em que a hipótese alternativa é um modelo de transição suave com função logística de 1ª ordem. Contudo, o teste também tem poder para o caso em que a alternativa é um modelo com função exponencial. Ver Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002), para mais detalhes.

ou logística de 2ª ordem de outro. O teste será realizado para cada uma das equações do modelo, com base em uma sequência de hipóteses nulas sobre os parâmetros δ_{1j} , δ_{2j} e δ_{3j} da regressão auxiliar relativa ao teste de linearidade.

Formalmente, na regressão auxiliar referente à i -ésima equação do modelo vetorial, são testadas a seguinte sequência de hipóteses nulas:

1. $H_{03} : \delta_{3j} = 0;$
2. $H_{02} : \delta_{2j} = 0 | \delta_{3j} = 0;$
3. $H_{01} : \delta_{1j} = 0 | \delta_{3j} = \delta_{2j} = 0.$

Como, em cada uma das equações do modelo, os parâmetros δ_{1j} , δ_{2j} e δ_{3j} são expressos em termos dos parâmetros originais, é possível estabelecer as seguintes relações:

1. $\delta_{3j} \neq 0$ apenas se a função mais apropriada for logística de 1ª ordem.
2. $\delta_{2j} = 0$ se a função mais apropriada for logística de 1ª ordem com os parâmetros do intercepto iguais nos dois regimes ($\varphi_{1,0} = \varphi_{2,0}$) e $c = 0$, mas $\delta_2 \neq 0$ sempre que a função mais apropriada for exponencial.
3. $\delta_{1j} = 0$ se a função mais apropriada for exponencial com os parâmetros do intercepto iguais nos dois regimes ($\varphi_{1,0} = \varphi_{2,0}$) e $c = 0$, mas $\delta_1 \neq 0$ sempre que a função mais apropriada for logística de 1ª ordem.

Portanto, a combinação das três propriedades anteriormente citadas leva à seguinte regra de decisão: se o p-valor do teste correspondente à hipótese H_{02} for o menor na sequência de hipóteses testadas, a função exponencial deverá ser selecionada; nos outros casos, a função logística de 1ª ordem deve ser preferida.

Como observado anteriormente, a variável de transição s_t é assumida como conhecida *a priori* na realização dos testes de linearidade. Weise (1999) sugere que a cada hipótese teórica é possível associar uma escolha da variável de transição. Mas, como nota o próprio autor, uma mesma teoria pode ser testada por mais de uma variável de transição. Por exemplo, no caso da assimetria resultante do acelerador financeiro, a variável de transição poderia ser o produto, a política monetária ou mesmo um indicador

de crédito, como em Balke (2000). E uma relação não linear entre duas variáveis pode implicar que uma terceira também tenha comportamento assimétrico e igualmente poderia ser aceita como variável de transição.¹⁶ Aliás, se uma teoria prevê mais de uma possível variável de transição, o procedimento de verificar se os resultados do modelo permanecem os mesmos com a troca da variável nesse papel equivale a um teste de robustez da validade empírica da teoria. Tomando o caso da curva de oferta agregada convexa, tanto o produto quanto os preços deveriam ser boas variáveis de transição.

Assim, optou-se por testar as quatro variáveis do modelo VAR base como possíveis candidatas nos testes de linearidade. Contudo, em vez de considerarmos as variações mensais (defasadas) do produto industrial, do IPCA, do câmbio e da Selic – procedimento mais usual uma vez que são as variáveis endógenas do modelo –, optamos por analisar as variações trimestrais daquelas como possíveis responsáveis pela transição. A justificativa para isso é que buscaremos caracterizar regimes relacionados a mudanças mais persistentes na variável de transição, que estariam relacionadas ao ciclo de negócios ou à política monetária. Nesse sentido, as variações trimestrais seriam mais adequadas em relação às mensais.¹⁷

Os testes de linearidade foram realizados para o modelo multivariado como um todo e em cada uma das suas equações. Na tabela 1 são apresentados os resultados dos testes para todas as variáveis consideradas – variações trimestrais, defasadas em até três períodos. As estatísticas-teste LM_3 (versão F) são referentes a cada uma das equações do modelo, enquanto as estatísticas LR_3 são relativas ao modelo vetorial. O valor-p associado a cada um dos valores das estatísticas-teste está reportado entre parênteses.

16. Exemplificando, tomem-se as variáveis inflação e crescimento do produto, relacionadas por uma Curva de Phillips. Schaling (2004) mostra que, em economias sob regimes de metas para a inflação, se a Curva de Phillips for não linear a taxa de juros ótima também responderá de forma não linear ao hiato de produto e ao desvio da inflação em relação à meta. A convexidade da Curva de Phillips implica que um mesmo desvio positivo do produto em relação a seu potencial é mais inflacionário em fases expansivas que em fases recessivas da economia. Isso implica uma resposta assimétrica do Banco Central para corrigir desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação: dado o desvio, o aumento de juros será mais intenso na fase expansiva do ciclo econômico.

17. Rothman, Van Dijk e Franses (2001) argumentam que variações mensais não são adequadas como variáveis de transição porque carregam uma quantidade substancial de flutuações de curto prazo que não representam necessariamente mudanças de regime.

TABELA 1
Resultados dos testes de linearidade

| Variável de transição | Estatísticas LM ₃ (versão F) – modelos uniequacionais ¹ | | | | Estatísticas LR – modelos multivariados ¹ |
|--------------------------|---|---------------------------------------|---|--|--|
| | Variáveis dependentes | | | | |
| | ΔProduto _t LM ₃ | ΔIPCA _t LM ₃ | ΔCâmbio _t LM ₃ | ΔSelic _t LM ₃ | |
| Δ3Produto _{t-1} | 0,89 (0,56) | 0,79 (0,66) | 1,19 (0,30) | 1,28 (0,25) | 47,68 (0,49) |
| Δ3Produto _{t-2} | 1,21 (0,29) | 1,09 (0,38) | 0,96 (0,50) | 0,87 (0,58) | 44,17 (0,63) |
| Δ3Produto _{t-3} | 2,29 (0,02) | 0,80 (0,65) | 1,85 (0,06) | 1,82 (0,06) | 67,65 (0,03) |
| Δ3IPCA _{t-1} | 0,84 (0,60) | 1,17 (0,32) | 1,63 (0,10) | 1,24 (0,27) | 52,47 (0,30) |
| Δ3IPCA _{t-2} | 1,11 (0,37) | 1,51 (0,14) | 1,82 (0,06) | 1,90 (0,05) | 64,21 (0,06) |
| Δ3IPCA _{t-3} | 1,15 (0,33) | 2,32 (0,01) | 1,49 (0,15) | 2,14 (0,02) | 75,80 (0,01) |
| Δ3Selic _{t-1} | 1,44 (0,17) | 1,32 (0,23) | 1,28 (0,25) | 1,15 (0,34) | 60,56 (0,10) |
| Δ3Selic _{t-2} | 2,02 (0,03) | 1,22 (0,29) | 1,18 (0,31) | 1,44 (0,17) | 61,11 (0,10) |
| Δ3Selic _{t-3} | 1,26 (0,26) | 0,97 (0,48) | 2,27 (0,02) | 2,85 (0,00) | 70,75 (0,02) |
| Δ3Câmbio _{t-1} | 1,57 (0,12) | 0,50 (0,91) | 0,61 (0,82) | 1,00 (0,46) | 42,61 (0,69) |
| Δ3Câmbio _{t-2} | 0,90 (0,55) | 1,53 (0,13) | 1,63 (0,10) | 1,31 (0,23) | 55,22 (0,22) |
| Δ3Câmbio _{t-3} | 1,05 (0,41) | 1,24 (0,28) | 1,22 (0,28) | 1,25 (0,27) | 48,04 (0,47) |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor-p entre parênteses.

Obs.: A hipótese nula (H_0) do teste afirma que a equação ou modelo estimado é linear. A hipótese alternativa é em favor de uma equação ou modelo de transição suave.

O operador $\Delta 3$ denota a variação em 3 períodos. Ou seja, $\Delta 3y_t = y_t - y_{t-3}$.

No contexto das equações que compõem o modelo, e considerando os níveis usuais de significância de 1%, 5% e 10%, os resultados apontam que a hipótese nula foi rejeitada com maior frequência nas equações referentes às variações das taxas Selic e de câmbio, sugerindo que estas variáveis se comportaram de maneira não linear principalmente em relação às condições determinadas pela inflação passada – variações trimestrais do IPCA defasadas em 1, 2 ou 3 períodos. Há também evidências de não linearidade nas equações referentes às variações dos juros, do câmbio e do produto nos casos em que as variações trimestrais do produto industrial – com defasagem de 3 períodos – e da taxa Selic – defasadas em 2 ou 3 períodos – foram admitidas

como variáveis de transição. Por outro lado, há pouquíssimas evidências quanto a não linearidade da equação da inflação no período considerado.

Com relação ao modelo multivariado, e novamente considerando os níveis usuais de significância, a hipótese nula foi rejeitada na metade dos casos – seis em 12 – em que cada uma das variáveis candidatas foi admitida como responsável pela transição. Ademais, com base na frequência da rejeição para cada variável candidata, a evidência de não linearidade parece relativamente mais forte quando a variação da Selic foi considerada como variável de transição. Em princípio, para cada uma das especificações em que ocorreu a rejeição da hipótese nula, um modelo LTSVAR distinto poderia ser estimado. Visando uma escolha mais refinada, seguiremos o critério proposto em Teräsvirta (1994) para o caso dos modelos de equação única, em que a determinação da defasagem de uma variável de transição é feita com base no menor valor-p obtido nos testes de linearidade.¹⁸ Portanto, de acordo com o referido critério, teríamos como candidatas em potencial para variável de transição as defasagens de 3 períodos referentes às variações trimestrais do IPCA, da taxa Selic e do produto industrial.

As três variáveis candidatas para o modelo multivariado foram então utilizadas na etapa de seleção da forma mais apropriada para a função de transição. Para cada uma delas, foi testada a sequência de hipóteses nulas H_{03} , H_{02} e H_{01} nas equações referentes às variações do produto, do IPCA, do câmbio e da Selic. A tabela 2 apresenta os resultados. Foram reportados apenas os valores p das estatísticas-teste correspondentes a cada uma das hipóteses.

18. A *rationale* deste procedimento é que o teste de linearidade deveria ter máximo poder no caso em que o modelo sob a hipótese alternativa está corretamente especificado, ou seja, com a variável de transição adequada. Resultados de simulações em Teräsvirta (1994) corroboram este critério.

TABELA 2

Resultados dos testes de seleção da função de transição, valores-p e evidências quanto à forma da função

| Variável de transição | Variáveis dependentes das equações | | | |
|--------------------------------|--|-----------------------|--|--|
| | $\Delta\text{Produto}_t$ | ΔIPCA_t | $\Delta\text{Câmbio}_t$ | ΔSelic_t |
| $\Delta 3\text{Produto}_{t-3}$ | $H_{03} : 0,0907$ | $H_{03} : 0,8947$ | $H_{03} : 0,4678$ | $H_{03} : 0,2073$ |
| | $H_{02} : 0,1658$ | $H_{02} : 0,4550$ | $H_{02} : 0,1395$ | $H_{02} : 0,1576$ |
| | $H_{01} : 0,3366$ | $H_{01} : 0,7664$ | $H_{01} : 0,3171$ | $H_{01} : 0,8806$ |
| | Evidência favorável à função logística de 1ª ordem | | | |
| $\Delta 3\text{IPCA}_{t-3}$ | $H_{03} : \text{nd}$ | $H_{03} : \text{nd}$ | $H_{03} : \text{nd}$ | $H_{03} : \text{nd}$ |
| | $H_{02} : 0,6874$ | $H_{02} : 0,6165$ | $H_{02} : 0,4087$ | $H_{02} : 0,1188$ |
| | $H_{01} : 0,5857$ | $H_{01} : 0,0157$ | $H_{01} : 0,3364$ | $H_{01} : 0,1179$ |
| | Evidência favorável à função logística de 1ª ordem | | | |
| $\Delta 3\text{Selic}_{t-3}$ | $H_{03} : 0,6848$ | $H_{03} : 0,6079$ | $H_{03} : 0,6409$ | $H_{03} : 0,0416$ |
| | $H_{02} : 0,4379$ | $H_{02} : 0,4590$ | $H_{02} : 0,0489$ | $H_{02} : 0,3493$ |
| | $H_{01} : 0,8553$ | $H_{01} : 0,9923$ | $H_{01} : 0,3667$ | $H_{01} : 0,0240$ |
| | | | Evidência favorável à função exponencial | Evidência favorável à função logística de 1ª ordem |

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores p reportados estão associados às estatísticas F correspondentes às hipóteses H_{03} , H_{02} ou H_{01} . nd = não disponível.

Considerando os níveis usuais de significância, os resultados obtidos sugerem um predomínio da função logística de 1ª ordem, sendo esta a mais apropriada em três das quatro equações que compõem o modelo. Assim, as variações do produto, do IPCA e da Selic são caracterizadas por um comportamento assimétrico quando as variáveis relacionadas a cada uma delas são consideradas como responsáveis pela transição. Por outro lado, a variação do câmbio parece caracterizada por um comportamento simétrico devido ao predomínio da função exponencial. Contudo, como o principal interesse da análise é a investigação sobre o possível comportamento assimétrico do produto e da inflação em relação aos choques monetários, o uso da função logística nas etapas seguintes parece ser mais adequado.

5 MODELO DE TRANSIÇÃO SUAVE: RESULTADOS QUANTO À ESTIMATIVA DOS PARÂMETROS

Após a seleção das variáveis de transição e da forma funcional, a etapa seguinte consiste na estimativa do conjunto de parâmetros $(\Phi_{1,0}, \Phi_{2,0}, \Phi_{1,1}, \Phi_{2,1}, \gamma, c)$ do modelo vetorial. No contexto dos modelos de transição suave, esta etapa envolve a resolução de um problema de otimização em que não há linearidade em relação aos parâmetros autorregressivos e do intercepto. Na prática, faz-se uso do fato que, para valores fixos e conhecidos de γ e c , o modelo se torna linear nos demais parâmetros e a estimativa deles poderá ser obtida condicionalmente àqueles valores. Assim, o problema de otimização original tem sua dimensão inicial reduzida, sendo primeiramente resolvido apenas em relação aos parâmetros γ e c .¹⁹

A partir desta linearidade condicional, uma forma conveniente de se obter valores iniciais de γ e c que sejam sensíveis ao algoritmo de otimização é por um procedimento de *grid search* bidimensional. Inicialmente, fixando os valores dos parâmetros da função de transição, os demais parâmetros do modelo podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários e a soma dos quadrados dos resíduos é computada. Este processo é repetido para diversas combinações de valores de γ e c , selecionando aquela que minimizar a soma dos quadrados dos resíduos.

Em vista de algumas limitações que nos deparamos com relação à estimativa dos parâmetros γ e c e à avaliação da especificação no contexto do modelo vetorial,²⁰ optamos por encontrar estimativas adequadas daqueles por meio de cada uma das equações do modelo. Assim, iniciamos a etapa de estimativa pela construção dos *grids* de valores iniciais possíveis para c e γ em cada equação. No caso do *grid* para o parâmetro de *threshold*, seguimos a recomendação de dividir o conjunto de valores amostrais da variável de transição em percentis – ver Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002). Assim, os valores amostrais de

19. Ver Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002) para mais detalhes sobre o procedimento de estimativa dos parâmetros nos modelos de transição suave.

20. As limitações se referem às dificuldades computacionais de se obter estimativas de γ e c e de avaliação – testes de especificação – no contexto dos modelos multivariados simultâneos de transição suave.

cada uma das candidatas – variações trimestrais do produto industrial, do IPCA e da taxa Selic defasadas em três períodos – foram divididos em decis, sendo excluídos o primeiro e o último. Os valores restantes, do segundo ao nono, foram divididos em cinco intervalos de mesma amplitude. Quanto ao parâmetro da transição, o mais usual é torná-lo livre de escala, facilitando a construção do *grid* efetivo. Isso é realizado por meio de um pequeno ajuste na função de transição utilizada – função logística de 1ª ordem –, tal que:

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)/\hat{\sigma}_s\})^{-1},$$

em que $\hat{\sigma}_s$ representa o desvio-padrão amostral da variável de transição. Como valores iniciais possíveis para γ , definimos como aqueles situados na faixa de 1 a 50, com intervalos de 1 para $\gamma = 1, \dots, 10$ e de 5 para $\gamma = 10, \dots, 50$. A aplicação do procedimento de *grid search* em cada equação envolveu a combinação de todos os intervalos de valores considerados para γ e c .

Uma vez obtidos os valores iniciais dos parâmetros da função de transição, cada equação do modelo vetorial foi estimada por máxima verossimilhança pela aplicação do algoritmo iterativo Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shanno (BFGS).²¹ As estimativas foram então avaliadas com relação à magnitude dos valores numéricos obtidos para γ e c , como também em função dos resultados dos testes diagnósticos relativos à autocorrelação, efeito Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) e normalidade dos resíduos, e dos testes referentes à não linearidade restante e constância paramétrica da equação estimada.²²

Para as equações referentes às primeiras diferenças do produto, do IPCA e do câmbio, foi possível obter estimativas de γ e c consideradas adequadas aos critérios mencionados anteriormente. Já no caso da equação da Selic, não foram obtidas

21. Algoritmo destinado à resolução de problemas de otimização não linear. Para mais detalhes, ver, por exemplo, Hendry (1995, apêndice A5).

22. Os testes de especificação referentes às hipóteses de ausência de autocorrelação, não linearidade aditiva e constância paramétrica são característicos dos modelos de transição suave univariados e foram inicialmente desenvolvidos em Eitrheim e Teräsvirta (1996).

estimativas sem a forte presença de autocorrelação dos resíduos. De modo geral, quando comparados entre as equações estimadas, o conjunto de valores obtidos para γ e c apresentaram distintas magnitudes para uma mesma variável de transição.²³ Contudo, ao menos para o caso do parâmetro γ , devemos lembrar o fato de que não é necessário a obtenção de uma estimativa altamente acurada, pois grandes mudanças na magnitude daquele parâmetro têm apenas um pequeno efeito na função de transição considerada.²⁴

Para cada um dos valores de γ e c em que as equações estimadas se mostraram adequadas, os demais parâmetros do modelo vetorial foram estimados por mínimos quadrados ordinários. Nesse ponto, decidimos pela seleção dos diversos modelos vetoriais ajustados a partir da avaliação de suas respectivas funções de resposta a impulso – mais detalhes sobre a construção destas são apresentados na próxima seção. Os critérios de seleção considerados foram os modelos vetoriais cujas respostas: *i*) foram estáveis²⁵ para choques de um ou dois desvios-padrão; e *ii*) não apresentaram deliberadamente o problema do *price puzzle*.²⁶ Com base nestes critérios, apenas dois conjuntos de valores foram selecionados: $\{c_1 = 0,0071 \text{ e } \gamma_1 = 95,04\}$, para a variável de transição $\Delta 3\text{Produto}_{t-3}$ – que irão gerar a função de transição do modelo 1; e $\{c_2 = 0,0185 \text{ e } \gamma_2 = 10,37\}$, para $\Delta 3\text{IPCA}_{t-3}$ – que caracterizam a função de transição do modelo 2. Assim, no modelo vetorial 1, a dinâmica é caracterizada por uma rápida transição entre os regimes, que estariam associados aos períodos de maior ou menor crescimento do produto. Já no modelo 2, cuja dinâmica é determinada pela inflação, a transição entre os regimes é mais

23. Optamos por não apresentar todos os resultados desta etapa por questão de limitação de espaço. Contudo, podem ser obtidos mediante solicitação aos autores.

24. Para mais detalhes, ver Van Dijk, Teräsvirta e Franses (2002).

25. Em modelos lineares, isso é facilmente verificado pela análise do módulo das raízes características. Já em um modelo de transição suave, aquelas raízes dependem do valor assumido pela função de transição $G(\cdot)$. Considerando que $G(\cdot)$ depende tanto da variável de transição como do estado do sistema – obtido por meio de simulação – e que todas as candidatas são determinadas endogenamente nos modelos, é difícil determinar o valor de $G(\cdot)$ e, por conseguinte, conhecer as raízes características do modelo LTVAR. O critério para avaliar a estabilidade dos modelos foi gerar funções de impulso resposta para 240 períodos e verificar se as respostas das variáveis são convergentes ou tem trajetórias explosivas.

26. Chama-se *price puzzle* a ocorrência de sinais invertidos em relação ao que a teoria prevê na resposta dos preços aos choques monetários: contrações monetárias elevando preços e expansões monetárias reduzindo preços. Sobre esse tópico, ver Sims (1992).

lenta. Na tabela 1A do anexo apresentamos os principais resultados da etapa de obtenção dos conjuntos de valores $\{c_1, \gamma_1\}$ e $\{c_2, \gamma_2\}$ nas equações do modelo vetorial.

As tabelas 3 e 4 apresentam os resultados das estimativas dos modelos vetoriais com os dois conjuntos de valores obtidos para γ e c . Nos modelos estimados, foi testada a significância conjunta dos coeficientes relativos à parte não linear (regime 2) em cada equação e no modelo como um todo.

TABELA 3
Resultados da estimativa do modelo vetorial de transição suave para $\Delta 3\text{Produto}_{t-3}$ como variável de transição (modelo 1)¹

| Coefficientes | $\Delta\text{Produto}_t$ | ΔIPCA_t | $\Delta\text{Câmbio}_t$ | ΔSelic_t |
|--|--------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|
| Intercepto (Reg. 1) | -0,0071 (-1,4366) | 0,0028 (2,4915) | 0,0163 (1,2808) | -0,0627 (-1,6392) |
| Intercepto (Reg. 2) | 0,0138 (2,2492) | -0,0010 (-0,8096) | -0,0353 (-2,4854) | 0,0327 (0,7019) |
| $\Delta\text{Produto}_{t-1}$ (Reg. 1) | 0,0173 (0,1059) | -0,0363 (-1,3254) | -0,0988 (-0,2662) | -0,8632 (-0,3604) |
| $\Delta\text{Produto}_{t-1}$ (Reg. 2) | -0,1755 (-0,7994) | 0,0260 (0,7913) | 0,0392 (0,0942) | 0,2877 (0,1084) |
| ΔIPCA_{t-1} (Reg. 1) | 1,7711 (1,6346) | 0,4953 (2,7896) | -3,5927 (-1,6339) | 10,2281 (1,3238) |
| ΔIPCA_{t-1} (Reg. 2) | -1,7321 (-1,2804) | 0,1196 (0,6025) | 4,8876 (1,9160) | -5,3500 (-0,5304) |
| $\Delta\text{Câmbio}_{t-1}$ (Reg. 1) | -0,2137 (-1,4624) | 0,0461 (2,0059) | 0,1556 (0,6145) | -0,5090 (-0,5009) |
| $\Delta\text{Câmbio}_{t-1}$ (Reg. 2) | 0,2019 (1,2137) | -0,0459 (-1,7990) | -0,0286 (-0,1011) | 0,7006 (0,5997) |
| ΔSelic_{t-1} (Reg. 1) | -0,0250 (-1,0084) | -0,0032 (-0,8981) | -0,0743 (-1,2716) | -0,3503 (-2,1064) |
| ΔSelic_{t-1} (Reg. 2) | 0,0099 (0,3320) | 0,0035 (0,8612) | 0,0451 (0,7225) | -0,2092 (-1,0102) |
| Teste de significância conjunta dos coeficientes referentes à parte não linear do modelo | | | | |
| Equação | Valor-p | | | |
| $\Delta\text{Produto}$ | 0.0995 | | | |
| ΔIPCA | 0.2644 | | | |
| $\Delta\text{Câmbio}$ | 0.1375 | | | |
| ΔSelic | 0.8794 | | | |
| Modelo vetorial | 0.0581 | | | |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estatísticas-t entre parênteses. Parâmetros da função de transição: $c = 0,0071$ e $\gamma = 95,04$.

Obs.: As estatísticas-teste referentes à significância da parte não linear das equações foram construídas com a utilização do procedimento de White para estimativa da matriz de covariância consistente à heteroscedasticidade.

TABELA 4
Resultados da estimativa do modelo vetorial de transição suave para $\Delta 3IPCA_{t-3}$ como
variável de transição (modelo 2)¹

| Coefficientes | $\Delta Produto_t$ | $\Delta IPCA_t$ | $\Delta Câmbio_t$ | $\Delta Selic_t$ |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Intercepto (Reg. 1) | 0,0034 (0,9511) | 0,0021 (4,3411) | -0,0125 (-1,9638) | -0,0552 (-2,5400) |
| Intercepto (Reg. 2) | -0,0065 (-0,8787) | -0,0009 (-0,8257) | 0,0214 (1,5845) | 0,0918 (2,0709) |
| $\Delta Produto_{t-1}$ (Reg. 1) | -0,1538 (-1,0573) | -0,0350 (-1,9010) | 0,0428 (0,2280) | 0,6853 (0,5980) |
| $\Delta Produto_{t-1}$ (Reg. 2) | -0,0305 (-0,1100) | 0,1222 (2,9562) | 0,1778 (0,2967) | -6,1544 (-2,8862) |
| $\Delta IPCA_{t-1}$ (Reg. 1) | 0,5432 (0,7464) | 0,5601 (6,6485) | 0,3232 (0,2702) | 5,0995 (0,9594) |
| $\Delta IPCA_{t-1}$ (Reg. 2) | 1,0011 (0,7231) | 0,2096 (0,7765) | -2,5324 (-0,7717) | 2,5930 (0,2546) |
| $\Delta Câmbio_{t-1}$ (Reg. 1) | -0,0862 (-0,9685) | 0,0036 (0,3222) | 0,1040 (0,7544) | 0,2942 (0,4860) |
| $\Delta Câmbio_{t-1}$ (Reg. 2) | 0,2344 (1,1836) | 0,0104 (0,2765) | 0,6912 (1,8212) | -1,8076 (-1,2690) |
| $\Delta Selic_{t-1}$ (Reg. 1) | -0,0205 (-1,4447) | -0,0005 (-0,2712) | -0,0086 (-0,4387) | -0,5761 (-5,8232) |
| $\Delta Selic_{t-1}$ (Reg. 2) | -0,0295 (-0,7579) | -0,0031 (-0,4368) | -0,2791 (-2,6985) | 0,6916 (2,2178) |
| Teste de significância conjunta dos coeficientes referentes à parte não linear do modelo | | | | |
| Equação | Valor-p | | | |
| $\Delta Produto$ | 0.5704 | | | |
| $\Delta IPCA$ | 0.0262 | | | |
| $\Delta Câmbio$ | 0.0114 | | | |
| $\Delta SELIC$ | 0.0013 | | | |
| Modelo vetorial | 0.0000 | | | |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estatísticas-t entre parênteses. Parâmetros da função de transição: $c = 0,0185$ e $\gamma = 10,37$.

Obs.: As estatísticas-teste referentes à significância da parte não linear das equações foram construídas com a utilização do procedimento de White para estimativa da matriz de covariância consistente à heteroscedasticidade.

Nos dois modelos vetoriais estimados, há evidências estatísticas quanto à não linearidade dos parâmetros, embora estas sejam muito mais fortes no caso do modelo 2. No modelo 1, os resultados sugerem que a não linearidade está presente apenas nas equações do produto e do câmbio, ocorrendo basicamente no parâmetro do intercepto. Já no modelo 2, há evidências de não linearidade em diversos coeficientes das equações do IPCA, do câmbio e da taxa Selic.

Os modelos 1 e 2 serão utilizados na seção 6 para avaliar as respostas do produto e da inflação aos choques monetários.

6 RESULTADOS DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA A IMPULSO (FIRs)

A construção da função de resposta a impulso para o modelo LSTVAR seguiu o procedimento apresentado por Koop, Pesaran e Potter (1996). Como já fora mencionado, o objetivo é verificar se existe evidência de assimetrias nas respostas do produto e da inflação aos choques na Selic. Nesta seção, apresentar-se-á uma breve descrição da metodologia utilizada e os resultados das FIRs para o produto e inflação.

Seguindo a notação de Koop, Pesaran e Potter (1996), uma FIR generalizada pode ser expressa por:

$$GI_Y(n, u_t, \pi_{t-1}) = E[Y_{t+n} | u_t, \pi_{t-1}] - E[Y_{t+n} | \pi_{t-1}], n = 0, 1, \dots$$

sendo:

Y = vetor de variáveis para o qual se deseja construir a função;

n = horizonte de previsão;

u_t = choque gerador da resposta;

π_{t-1} = “história” ou valores iniciais das variáveis no modelo; e

$E[.]$ = operador da esperança matemática.

Em um modelo linear, a função de impulso resposta é invariante em π_{t-1} , ou seja, não depende dos valores passados das variáveis. Sendo assim, π_{t-1} pode ser zerado para traçar o cenário de referência ou *baseline*. No caso de um modelo não linear a construção do cenário *baseline* é mais complexa. A FIR, nesse contexto, é condicionada à π_{t-1} , que pode assumir valores específicos ou ser tratada como uma variável aleatória.

Outra diferença que deve ser ressaltada é que na FIR obtida para um modelo linear a trajetória esperada de Y dado um choque em t , condicional aos choques futuros, é igual a trajetória de Y quando os choques futuros são tomados em seus respectivos valores esperados. Ou seja:

sendo $\{Y_{t+n}\}_{n=1}^{\infty}$ a sequência que define a trajetória de Y dado um choque u' em t e $\{u_{t+n+1}\}_{n=1}^{\infty}$ a sequência de choques futuros, para o caso linear nota-se que:

$$E\left(\{Y_{t+n}\}_{n=1}^{\infty} \mid \{u_{t+n+1}\}_{n=1}^{\infty}\right) = \{Y_{t+n}\}_{n=1}^{\infty} + E\left(\{u_{t+n+1}\}_{n=1}^{\infty}\right).$$

Logo, pode ser conveniente supor que os choques futuros são iguais a zero. Todavia, não é o que ocorre com os modelos não lineares. Nestes os choques futuros devem ser retirados de alguma distribuição e seus valores médios obtidos por meio de um grande número de repetições deste processo.

Por fim, destaca-se o fato de que, nos modelos lineares, a FIR é necessariamente simétrica na magnitude do choque. No caso de modelos não lineares isso não pode ser garantido *a priori*.

Nota-se que a utilização de modelos não lineares permite testar respostas assimétricas, o que não é possível nos modelos lineares. Nesta seção, são testadas três formas de assimetria na resposta do produto e dos preços a choques monetários: *i*) choques contracionistas têm efeitos distintos – em módulo – de choques expansionistas? *ii*) o estado do sistema – fase do ciclo de negócios, alta ou baixa inflação – afeta o ajustamento das variáveis frente a choques de mesma magnitude e sinal? e *iii*) a resposta normalizada de choques de magnitudes diferentes é assimétrica?

6.1 PROCEDIMENTOS UTILIZADOS

A metodologia utilizada para a construção da FIR não linear é baseada no procedimento apresentado em Koop, Pesaran e Potter (1996) e Weise (1999), que consiste em calcular a FIR por meio de técnicas de Monte Carlo.²⁷ O processo segue as seguintes etapas:

1. Escolher a “história” π'_{t-1} , que são os valores efetivos assumidos pelas variáveis endógenas defasadas em uma determinada data.
2. Escolher uma sequência de choques u^b_{t+n} (com dimensão k), $n = 0, 1, \dots, q$. Estes choques são construídos com a utilização dos resíduos estimados do modelo. Como, por suposição, admite-se que os choques tem distribuição

27. Ver Koop, Pesaran e Potter (1996, p. 135-137) e Weise (1999, apêndice) para mais detalhes.

conjunta, se o choque do período t for sorteado, todos os k resíduos para este período serão coletados.

3. Usando π^r_{t-1} e u^b_{t+n} , simula-se a evolução das realizações de \mathcal{Y}_{t+n} para $q + 1$ períodos. O resultado é o cenário *baseline* $Y_{t-n}(\pi^r_{t-1}, u^b_{t+n})$, $n = 0, 1, \dots, q$.
4. Substituir u_{i0} para o i , 0 elemento de u^b_{t+n} e simular a evolução das realizações de \mathcal{Y}_{t+n} para $q + 1$ período. O resultado é a trajetória de $Y_{t-n}(u_{i0}, \pi^r_{t-1}, u^b_{t+n})$, $n = 0, 1, \dots, q$.
5. Repetir as etapas 2 a 4 por B vezes.
6. Repetir as etapas 2 a 5 por R vezes e calcular a média da FIR:²⁸

$$Y^a_{t-n}(u_{i0}) = \frac{[Y_{t+n}(u_{i0}, \pi^r_{t-1}, u^b_{t+n}) - Y_{t+n}(\pi^r_{t-1}, u^b_{t+n})]}{BR}$$

ou a mediana:

$$Y^{rn}_{t-n}(u_{i0}) = \text{mediana}[Y_{t+n}(u_{i0}, \pi^r_{t-1}, u^b_{t+n}) - Y_{t+n}(\pi^r_{t-1}, u^b_{t+n})]$$

em que: u_{i0} é um choque no período $t = 0$, para a i -ésima variável de Y .

Utilizando basicamente os mesmos procedimentos de Weise (1999), foi possível construir estimativas para as respostas do crescimento do produto e da inflação medida pelo IPCA aos choques na taxa Selic. É importante ressaltar que a presença de heteroscedasticidade na distribuição dos resíduos depois do período $t = 0$ é controlada no processo. A heteroscedasticidade na relação contemporânea não é controlada, pois o ordenamento das variáveis²⁹ no modelo LSTVAR supõe que os choques monetários não afetam o crescimento do produto e a inflação em $t = 0$.

28. Nas simulações foram utilizados os valores $B = 100$ e $R = 100$, assim como em Weise (1999).

29. O ordenamento utilizado foi: variação do logaritmo do produto, do IPCA, da taxa de câmbio nominal e variação da taxa Selic. A justificativa para tal ordenamento seria considerar os impactos contemporâneos da taxa de câmbio na Selic e, por conseguinte, considerar este efeito na identificação dos choques monetários.

6.2 RESULTADOS

A tabela 5 mostra a resposta total acumulada em 24 meses do produto e do IPCA para diferentes choques monetários. Para avaliar assimetrias de magnitudes, os choques de dois desvios-padrão foram normalizados dividindo-se a resposta total acumulada em 24 meses por dois.

De maneira geral, o modelo 1 – *threshold* no crescimento do produto – apresenta evidências que tanto o crescimento do produto como a inflação respondem assimetricamente aos choques na Selic.³⁰ No caso do modelo 2 – *threshold* na inflação –, isso parece ocorrer apenas com a resposta do produto, pois o IPCA mostra-se extremamente rígido aos choques monetários. Observando os resultados da tabela 5, nota-se que as respostas acumuladas da inflação no modelo 2 são próximas às verificadas no modelo linear. Para uma visualização das assimetrias neste caso seria necessária uma significativa redução da escala dos gráficos, pois os valores são muito pequenos se comparados aos do modelo 1. Essa excessiva rigidez do modelo linear e do modelo 2, em que os preços têm resposta quase nula à política monetária, não faz sentido em termos teóricos e é inconsistente com o observado para o produto, que responde aos choques monetários. Como esse problema não ocorre no modelo 1, há evidência de que a adoção do modelo não linear com o produto como variável de transição é uma especificação mais adequada que o modelo linear ou o modelo não linear com *threshold* na inflação. Assim, a análise que segue está focada nos resultados do modelo 1.

30. Choques positivos e negativos na Selic são interpretados como sendo choques monetários contracionistas e expansionistas, respectivamente.

TABELA 5
Resposta total após 24 meses do produto e do IPCA para choques na Selic¹
(Em %)

| Modelo e estado | Choque de um desvio-padrão | | | | Choque de dois desvios-padrão | | | | Choque de dois desvios-padrão (normalizado) | | | |
|-------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|-------|-------------------------------|----------------------|-----------------------|------|---|----------------------|-----------------------|------|
| | Produto | Choque expansionista | Choque contracionista | IPCA | Produto | Choque expansionista | Choque contracionista | IPCA | Produto | Choque expansionista | Choque contracionista | IPCA |
| Modelo linear | -0.10 | 0.10 | -0.01 | 0.01 | -0.20 | 0.20 | -0.02 | 0.02 | -0.10 | 0.10 | -0.01 | 0.01 |
| Modelo 1 | | | | | | | | | | | | |
| Baixo crescimento | -0.32 | -0.07 | -0.21 | -0.05 | -0.53 | 0.00 | -0.32 | 0.00 | -0.26 | 0.00 | -0.16 | 0.00 |
| Alto crescimento | 0.03 | 0.29 | 0.03 | 0.22 | -0.01 | 0.53 | -0.01 | 0.34 | 0.00 | 0.26 | 0.00 | 0.17 |
| Modelo 2 | | | | | | | | | | | | |
| Baixa inflação | -0.19 | -0.03 | -0.02 | 0.00 | -0.28 | 0.05 | -0.02 | 0.00 | -0.14 | 0.03 | -0.01 | 0.00 |
| Alta inflação | 0.02 | 0.19 | 0.00 | 0.01 | -0.06 | 0.28 | 0.00 | 0.02 | -0.03 | 0.14 | 0.00 | 0.01 |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Como as variáveis estão em diferença no logaritmo, a resposta acumulada do crescimento e da inflação é igual a resposta – em termos percentuais – total do nível do produto e do IPCA.

6.2.1 Choques positivos e negativos

Observando a tabela 5 e os gráficos 1 e 2, pode-se concluir que no modelo 1 existe uma evidência de que choques contracionistas e expansionistas têm efeitos assimétricos sobre o produto e o IPCA. Se o sistema encontra-se em um regime de baixo crescimento, os choques contracionistas têm maior impacto sobre as variáveis em relação aos choques expansionistas. Todavia, se o regime for de alto crescimento, os choques contracionistas têm efeito limitado em relação aos choques expansionistas. Estes resultados diferem dos encontrados em Aragón e Portugal (2009)³¹ que mostram evidência de que choques monetários positivos e negativos geram efeitos assimétricos sobre o produto apenas em uma expansão – situação em que, segundo estes autores, a política contracionista seria mais efetiva. Por outro lado, as FIRs mostram que não existe evidência de assimetria significativa entre os choques monetários contracíclicos, resultado que também fora encontrado no estudo citado.

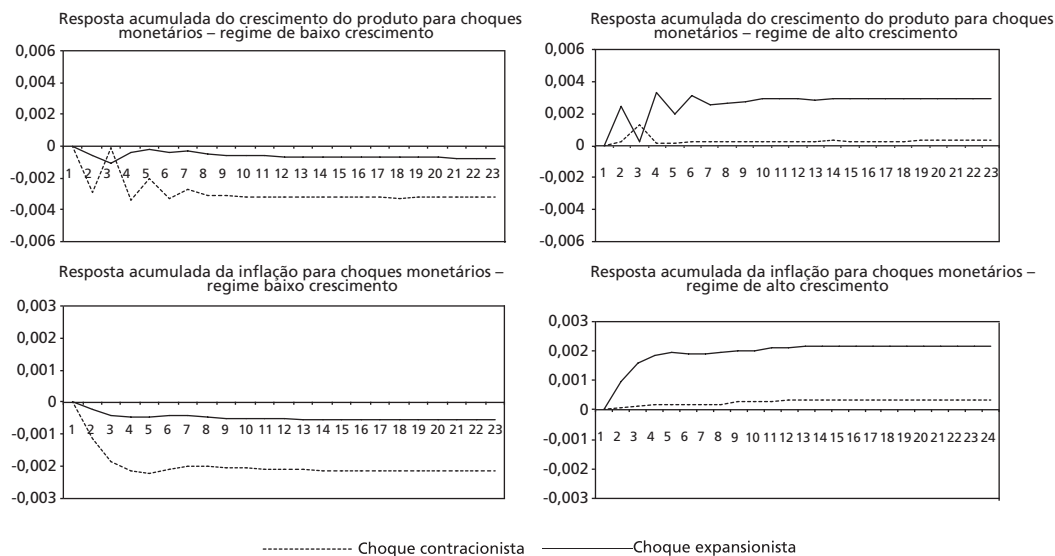
Apesar de os choques contracíclicos provocarem respostas próximas a zero, uma distinção merece destaque: quando os choques são de um desvio-padrão ocorre um leve *price puzzle* que desaparece quando o choque é de dois desvios-padrão.

Utilizando as informações das FIRs geradas a partir do modelo 1, pode-se constatar que, em um regime de alto crescimento, o IPCA é rígido em relação aos choques monetários contracionistas. Tais choques só provocam queda significativa dos preços se a economia estiver em um regime de baixo crescimento. A questão seria saber em que circunstâncias uma contração monetária não antecipada poderia acarretar uma mudança de regime e, conseqüentemente, fazer com que o efeito de eventuais choques posteriores fosse amplificado. A tabela 5 mostra que, no estado em questão, um choque contracionista de dois desvios-padrão tem um impacto acumulado de aproximadamente -0,01% sobre o crescimento. No gráfico 2 é possível observar que o efeito acumulado máximo é obtido no segundo mês – cerca de -0.09%. Embora seja relativamente pequeno, este resultado mostra que um choque de dois desvios-padrão, apesar de afetar de maneira bastante limitada os preços no regime de alto crescimento, aumenta a possibilidade de mudança do regime, pois, ao provocar redução na taxa de crescimento do produto, ele faz com que a variável de transição se aproxime – relativamente ao cenário *baseline* – do limiar.

31. É importante ressaltar que, além da diferença de metodologia, os autores utilizam dados para período que vai de 1995-2006.

GRÁFICO 1

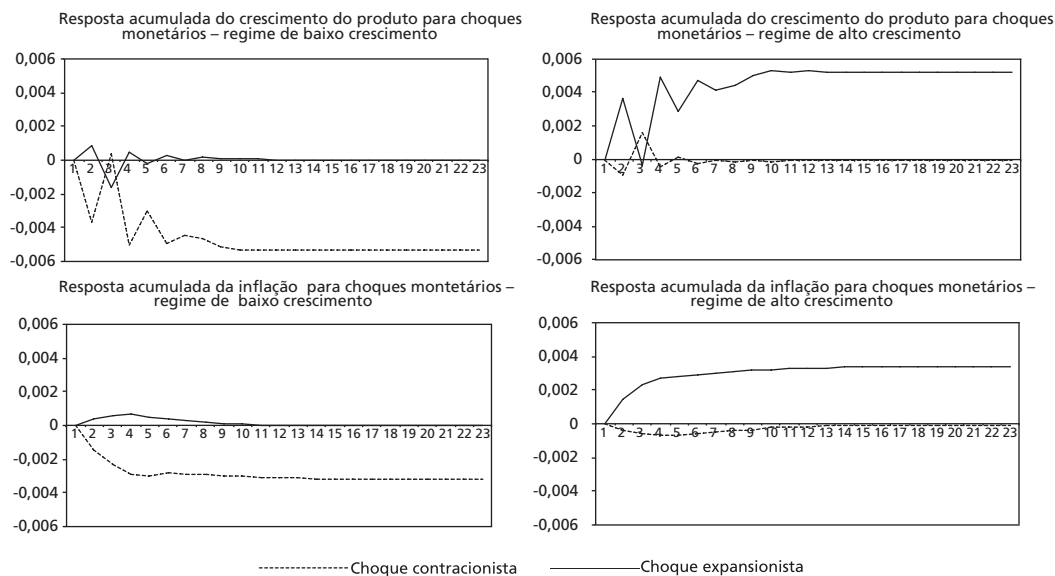
Resposta acumulada do crescimento do produto e da inflação para um choque de um desvio-padrão – modelo 1



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Resposta acumulada do crescimento do produto e da inflação para um choque de dois desvios-padrão – modelo 1



Elaboração dos autores.

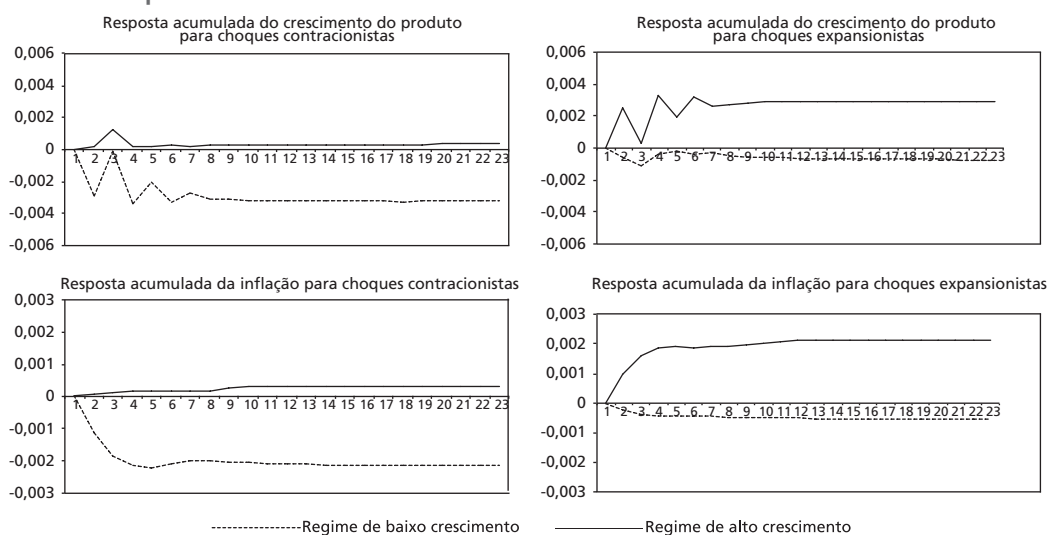
Raciocínio similar ocorre em uma situação na qual a economia encontra-se em um estado de baixo crescimento. Nesse contexto, o produto é rígido aos choques expansionistas. No entanto, um choque de dois desvios-padrão provoca uma resposta acumulada máxima de 0,09% no crescimento do produto após dois meses. Isso significa que um choque dessa magnitude aumenta a possibilidade de mudança para o regime de alto crescimento, no qual os choques expansionistas afetam o produto.

6.2.2 Regimes e magnitudes dos choques

Como foi informado na seção anterior, o impacto dos choques contracionistas e expansionistas, sobre o crescimento do produto e a inflação, depende muito do estado do sistema. Os gráficos 3 e 4 mostram que os choques contracíclicos têm pouco impacto. No entanto, a depender da magnitude, o resultado qualitativo muda. Ou seja, para choques contracíclicos de um desvio-padrão as FIRs mostram respostas próximas a zero com um efeito *puzzle* em ambas as variáveis. Quando o choque é de dois desvios-padrão, o efeito *puzzle* diminui ou desaparece. Como já fora mencionado, esse aspecto é importante, pois é um indicativo de que o modelo gera resultados compatíveis com a ideia de que os choques monetários podem afetar o ciclo econômico. Ademais, como é possível notar pela tabela 5, choques procíclicos de pequena magnitude têm, em termos proporcionais, eficácia ligeiramente maior que choques procíclicos de grande magnitude.

GRÁFICO 3

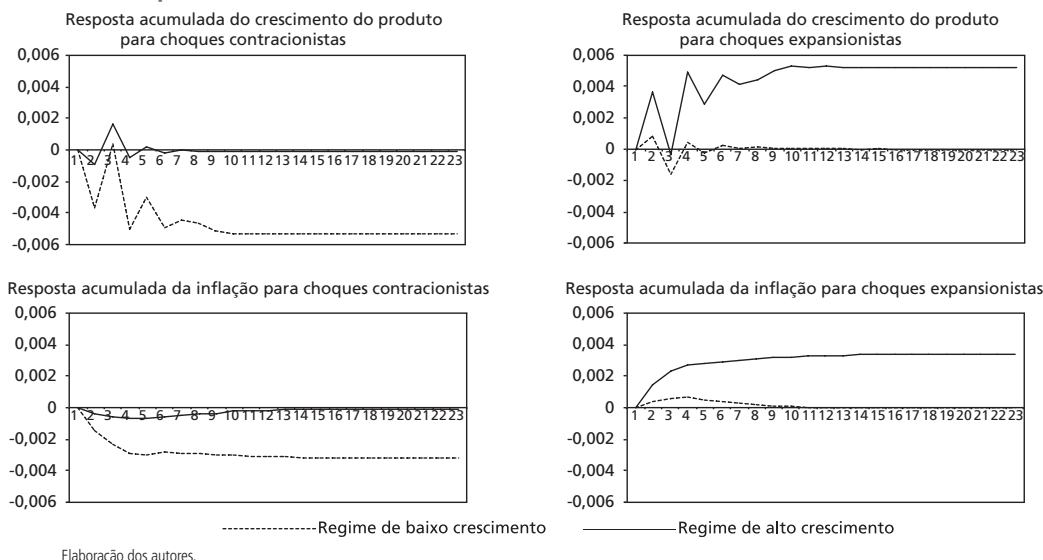
Resposta acumulada do crescimento do produto e da inflação para um choque de um desvio-padrão – modelo 1



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4

Resposta acumulada do crescimento do produto e da inflação para um choque de dois desvios-padrão – modelo 1



7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investigou a existência de efeitos assimétricos de choques monetários sobre o produto e a inflação no Brasil para o período entre julho de 2003-dezembro de 2010. Seguindo a metodologia proposta em Weise (1999), a estratégia de investigação envolveu a análise de funções de resposta a impulso geradas a partir de um modelo vetorial não linear de transição suave. O modelo linear foi comparado a especificações do modelo não linear com quatro possíveis variáveis de transição (produto, inflação, juros e câmbio) e a especificação de maior robustez foi a do modelo não linear com *threshold* no produto.

O resultado mais importante obtido foi que a existência de assimetria nas respostas do produto e da inflação a choques monetários positivos e negativos está condicionada à fase do ciclo, em um padrão específico. Choques monetários expansionistas afetam bastante produto e preços quando o crescimento do produto é alto e pouco no regime de baixo crescimento; choques monetários contracionistas impactam bastante produto e preços quando o crescimento do produto é baixo e pouco se o crescimento é alto. Ou seja, choques procíclicos têm grande impacto

sobre o produto e a inflação, enquanto os choques contracíclicos afetam pouco essas duas variáveis. Ademais, a propagação dos choques nas duas fases da política contracíclica (procíclica) – expansionista no baixo crescimento e contracionista no alto crescimento (contracionista no baixo crescimento e expansionista no alto crescimento) – é praticamente simétrica.

Também foi constatada a existência de assimetria em relação à magnitude dos choques. Quanto aos impulsos monetários procíclicos, choques de um desvio-padrão na Selic – pequenos – são proporcionalmente mais efetivos que choques de dois desvios-padrão – grandes – no horizonte de 24 meses, afetando em média 15% a mais o produto e 23% os preços. Na política monetária contracíclica, as respostas após 24 meses dos preços e do produto a choques de um desvio-padrão apresentam pequenos efeitos *puzzle*, o ciclo é ligeiramente acentuado em vez de reverter. Esses efeitos *puzzle* não ocorrem na resposta a choques de dois desvios-padrão, que é em média nula no horizonte de 24 meses. Isso não significa que os choques contracíclicos grandes são sem efeito, pois em horizontes temporais mais curtos o efeito médio dos choques sobre produto e preços apresenta os sinais esperados pela teoria e, embora sejam de pequena magnitude, aumentam a possibilidade de o sistema mudar de estado e, com isso, elevar a potência da política desejada.

Apesar do presente artigo não ter um objetivo de testar diretamente as teorias sobre resposta assimétrica a choques, pode-se concluir que as evidências obtidas são condizentes com as teorias que explicam a assimetria pelos canais de transmissão da moeda à demanda agregada, especialmente na vertente que destaca o papel da incerteza. O fato de a rigidez de preços e quantidades apontar na mesma direção – rígidos a choques anticíclicos e flexíveis a choques procíclicos – contradiz as teorias de oferta agregada convexa e custos de *menu*, mas é condizente com mudanças cíclicas no canal de transmissão da moeda para a demanda agregada. A própria seleção do crescimento do produto como melhor variável de transição em vez dos preços aponta que o canal de transmissão monetário é uma explicação mais adequada, já que se a assimetria fosse originada pela rigidez de preços, a inflação deveria ser uma boa variável de transição.

O resultado obtido é diferente do encontrado usualmente para os Estados Unidos e alguns países europeus em relação ao produto, de que a política monetária é muito eficaz nas recessões e pouco nas expansões, qualquer que seja a direção do

choque. Weise (1999), que testa para os Estados Unidos também o impacto sobre os preços e com a metodologia que foi aplicada no presente estudo ao Brasil, encontra evidências favoráveis à convexidade da curva de oferta. Outros estudos, embora não testem efeitos sobre preços, sugerem que o acelerador financeiro poderia explicar a eficácia maior da política monetária na recessão. Contudo, a teoria do acelerador financeiro apenas prevê uma amplificação dos efeitos da política monetária. Para que ocorra esse tipo de assimetria, é necessário que a influência negativa do ambiente desfavorável sobre a oferta de liquidez de agentes financeiros seja mais intensa na crise que a influência do ambiente favorável na expansão. Os resultados obtidos no presente estudo não requerem essa hipótese. Por outro lado, necessitam que o canal de transmissão da moeda para a demanda agregada seja fraco para choques monetários anticíclicos e forte para os que acentuam o ciclo, o que não é uma implicação das teorias de acelerador financeiro. Porém, tais resultados se encaixam perfeitamente em outra vertente teórica sobre assimetria no canal de transmissão da moeda à demanda agregada, a que destaca o efeito da incerteza quanto ao ambiente econômico na disposição a gastar e preferência pela liquidez dos agentes. A política monetária contracíclica é enfraquecida pela incerteza na fase baixa do ciclo e pelo otimismo exacerbado na fase de ascensão, enquanto os choques procíclicos acentuam ainda mais ambos os estados de espírito nas duas fases do ciclo.

Para a discussão das implicações sobre o regime brasileiro de metas para a inflação, cabe recordar que o modelo adotado avalia efeitos de choques monetários “puros”, que são aqueles identificados no modelo VAR como exógenos. Ou seja, não se referem à resposta induzida pela função de reação do Banco Central ao hiato do produto, aos desvios da meta de inflação e ao câmbio, mas sim a “surpresas”, variações imprevistas na Selic. Nesse contexto, é possível apontar ao menos três implicações resultantes dos efeitos assimétricos dos choques monetários no Brasil. Tentativas de fazer a inflação retornar ao centro da meta em ritmo mais acelerado que o previsto na função de reação, por meio de choques monetários contracíclicos inesperados, serão em média infrutíferas. De forma oposta, tentativas de retorno à meta mais lento que o antecipado na função de reação são identificadas como choques monetários procíclicos e terão efeitos desproporcionais no sentido de intensificar o desequilíbrio que se pretendia corrigir. Cabe notar que essas observações não se aplicam ao caso de uma mudança na própria função de reação do Banco Central. Por fim, os resultados obtidos implicam que, se a economia está em um regime de baixo crescimento, a inflação não seria

obstáculo para uma redução não antecipada da taxa Selic. Ou seja, de acordo com o tipo de assimetria observado, fases recessivas da economia podem ser aproveitadas para reduções substanciais do nível da taxa de juros básica brasileira sem que isso leve a uma aceleração inflacionária.

REFERÊNCIAS

ARAGÓN, E.; PORTUGAL, M. Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 2, p. 277-300, 2009.

ARQUETE, L.; JAYME JR., F. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. *Anais*.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Regime de metas para a inflação no Brasil**. Diretoria de Política Econômica. Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores, 2010. Atualizado com dados até agosto de 2010 (Série Perguntas mais Frequentes).

BALKE, N. Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 2, p. 344-349, 2000.

BALL, L.; MANKIW, N. Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. **The Economic Journal**, v. 104, p. 247-61, 1994.

BALL, L.; ROMER, D. Are Prices Too Sticky? **Quarterly Journal of Economics**, v. 104, n. 3, p. 507-524, 1990.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. Credit, Money, and Aggregate Demand. **The American Economic Review Papers and Proceedings**, v. 78, n. 2, p. 435-439, 1988.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives**, n. 9, p. 27-48, 1995.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, p. 1-15, 1996.

_____. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *In*: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Ed.). **Handbook of Macroeconomics 1**. North Holland, Amsterdam, 1999. cap. 21.

BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting**: Lessons from Brazil. Massachusetts Avenue Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research 1050 2004 (NBER Working Paper, n. 10389).

BUCKLE, R.; CARLSON, J. Inflation and Asymmetric Price Adjustment. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 1, p. 157-160, 2000.

COOK, S. Spurious Rejection by Cointegration Tests Incorporating Structural Change in the Cointegrating Relationship. **Applied Economics Letters**, v. 11, n. 14, p. 879-884, 2004.

COVER, J. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 4, p. 1261-82, 1992.

DELONG, J.; SUMMERS, L. How Does Macroeconomic Policy Affect Output? **Brookings Papers on Economic Activity**, Issue 2, v. 19, p. 433-94, 1988.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DOLADO, J.; MARIA-DOLORES, R. An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in Spain. **Investigaciones Económicas**, v. 25, n. 1, 2001.

DONAYRE, L. **Estimated Thresholds in the Response of Output to Monetary Policy: Are Large Policy Changes Less Effective?** St. Louis: Washington University in St. Louis, 2010 (Working Paper).

EITRHEIM, O.; TERÄSVIRTA, T. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. **Journal of Econometrics**, Issue 1, v. 74, p. 59-76, 1996.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, Issue 4, v. 64, p. 813-836, 1996.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. **Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil**, 2004 (NBER Working Paper, n. 10390).

GARCIA, R.; SCHALLER, H. Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric? **Economic Inquiry**, Issue 1, v. 40, p. 102-119, 2002.

GERTLER, M.; GILCHRIST, S. Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p. 309-40, 1994.

GREGORY, A.; HANSEN, B. Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. **Journal of Econometrics**, Issue 1, v. 70, p. 99-126, 1996.

HAMILTON, J. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, Issue 2, v. 57, p. 357-384, 1989.

HENDRY, D. **Dynamic Econometrics**. Oxford University Press, 1995.

HOOI, S.; HABIBULLAH, M.; SMITH, P. The Asymmetric Effects of Monetary Policy in Four Asian Economies. **International Applied Economics and Management Letters**, v. 1, n. 1, p. 1-7, 2008.

IPEA. **O que explica a queda recente da receita tributária federal?** Brasília: Ipea/Dimac, 2009. (Nota Técnica)

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Issues 2-3, v. 12, p. 231-254, 1988.

KARRAS, G. Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Issue 2, v. 58, p. 267-78, 1996.

_____. What Causes The Asymmetric Effects Of Monetary Policy: Size or Sign of Money-Supply Shocks? **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 4, n. 1, p. 57-72, 2007.

KARRAS, G.; STOKES, H. Why are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric? Evidence from Prices, Consumption, and Investment. **Journal of Macroeconomics**, Issue 4, v. 21, p. 713-27, 1999.

KAUFMANN, S. Is there an asymmetric effect of monetary policy over time? A Bayesian analysis using Austrian data. **Empirical Economics**, v. 27, n. 2, 2002.

KOOP, G.; PESARAN, M.; POTTER, S. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**, Issue 1, v. 74, p. 119-147, 1996.

KWIATKOWSKY, D. *et al.* Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, Issues 1-3, v. 54, p. 159-178, 1992.

LEE, J.; STRAZICICH, M. Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Issue 5, v. 63, p. 535-558, 2001.

_____. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. **Appalachian State University**, 2004 (Working Paper, n. 04-17).

LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P. Spurious Rejection by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks. **Applied Economics**, Issue 9, v. 35, p. 1117-1121, 2003.

LIMA, E.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. **Monetary Policy Regimes in Brazil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, n. 1285a).

LO, M.; PIGER, J. Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficients model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, n. 5, p. 865-887, 2005.

LUUKKONEN, R.; SAIKKONEN, P.; TERÄSVIRTA, T. Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models. **Biometrika**, v. 75, n. 3, p. 491-499, 1988.

MENDONÇA, M.; MEDRANO, L.; 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.

MOREIRA, A.; FIORENCIO, A.; LIMA, E. **Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil Pós-Plano Real**. Rio de Janeiro: Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 579).

MORGAN, D. Asymmetric Effects of Monetary Policy. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 21-33, 1993.

NG, S.; PERRON, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

_____. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. **Journal of Econometrics**, Issue 2, v. 80, p. 355-385, 1997.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. Are the effects of monetary policy in the euro area greater in recessions than in booms? In: MAHADEVE, L.; SINCLAIR, P. (Ed.). **Monetary Transmissions in Diverse Economies**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002. cap. 2.

_____. The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area. **The Economic Journal**, Issue (Month): 503 (04), v. 115, p. 319-342, 2005.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **EViews 6 User's Guide**. Estados Unidos, 2007.

RAVN, M.; SOLA, M. **A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money-Supply Shocks**: Positive vs. Negative or Big vs. Small? Center for Non-Linear Modeling in Economics, University of Aarhus, 1996 (Working Paper, n. 4).

_____. Asymmetric Effects of Monetary Policy in the U.S.: Positive versus Negative or Big versus Small? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 86, n. 5, p. 41-60, 2004.

ROTHMAN, P.; VAN DIJK, D.; FRANCES, P. Multivariate Star Analysis of MoneyOutput Relationship **Macroeconomic Dynamics**, Issue 4, v. 5, n. 5, p. 506-532, 2001.

SCHALING, E. The non-linear Phillips curve and inflation forecast targeting. **Journal of Money, Credit & Banking**, v. 36, p. 361-386, 2004.

SENDA, T. Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 33, n. 1, p. 65-89, 2001.

SIMS, C. Interpreting the Macroeconomic Times Series Facts: The Effects of Monetary Policy. **European Economic Review**, v. 36, p. 975-1011, 1992.

TAN, S.; HABIBULLAH, M.; MOHAMED, A. Asymmetric Effects of Monetary Policy in ASEAN-4 Economies. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 44, p. 30-42, 2010.

TERÄSVIRTA, T. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, p. 208-218, 1994.

_____. Smooth Transition Regression Modeling. *In*: LÜTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. (Ed.). **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge University Press, 2004.

THOMA, M. Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality. **Journal of Econometrics**, v. 64, p. 279-306, 1994.

VAN DIJK, D.; TERÄSVIRTA, T.; FRANSES, P. Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments. **Econometric Reviews**, v. 21, p. 1-47, 2002.

WEISE, C. The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 31, n. 1, p. 85-108, 1999.

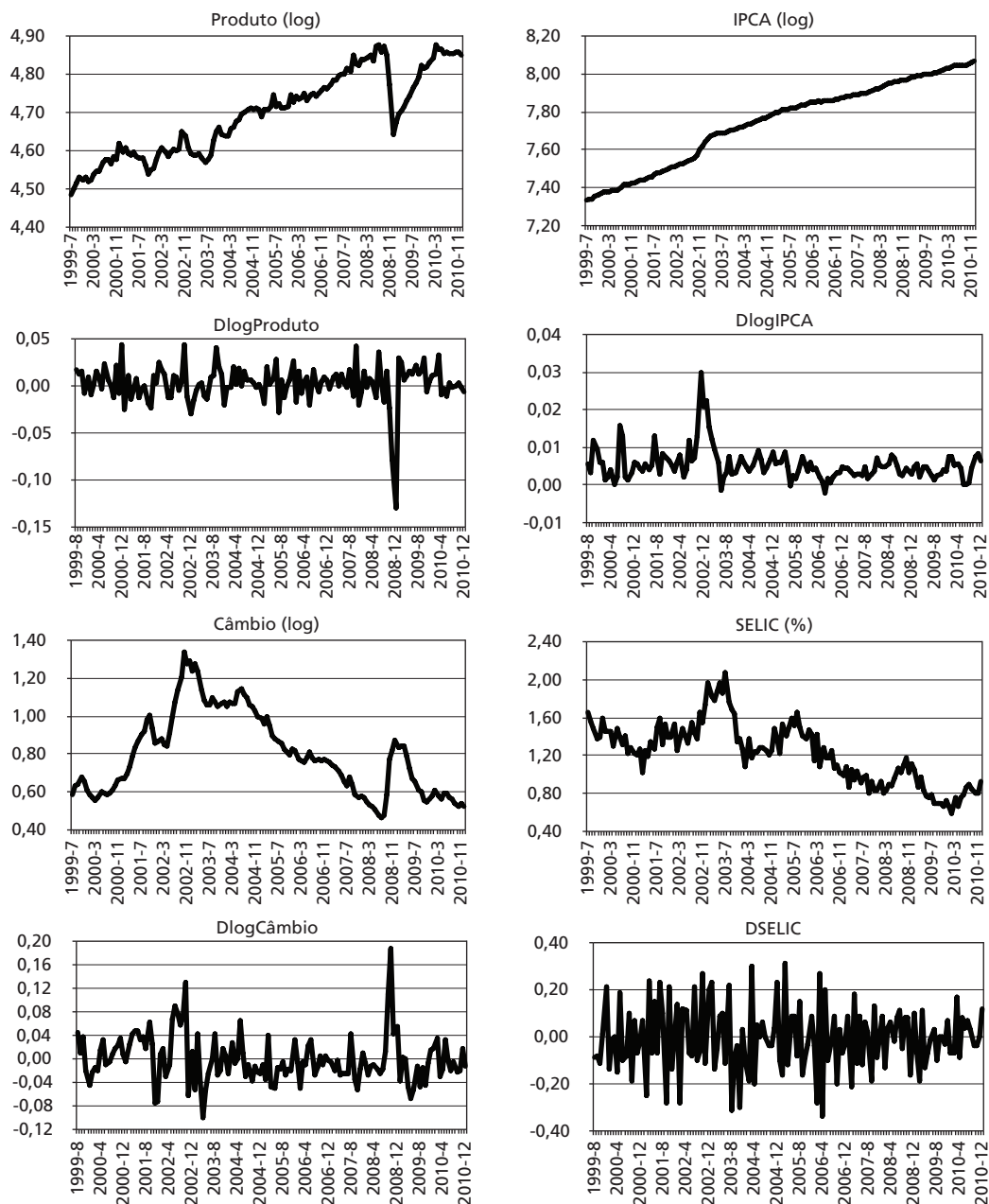
ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, p. 251-270, 1992.

ANEXOS

GRÁFICO 1A

Séries relativas ao produto industrial, ao IPCA, à taxa de câmbio¹ e à taxa de juros Selic – julho 1999-dezembro 2010

(Em % ao mês, acumulada no período)



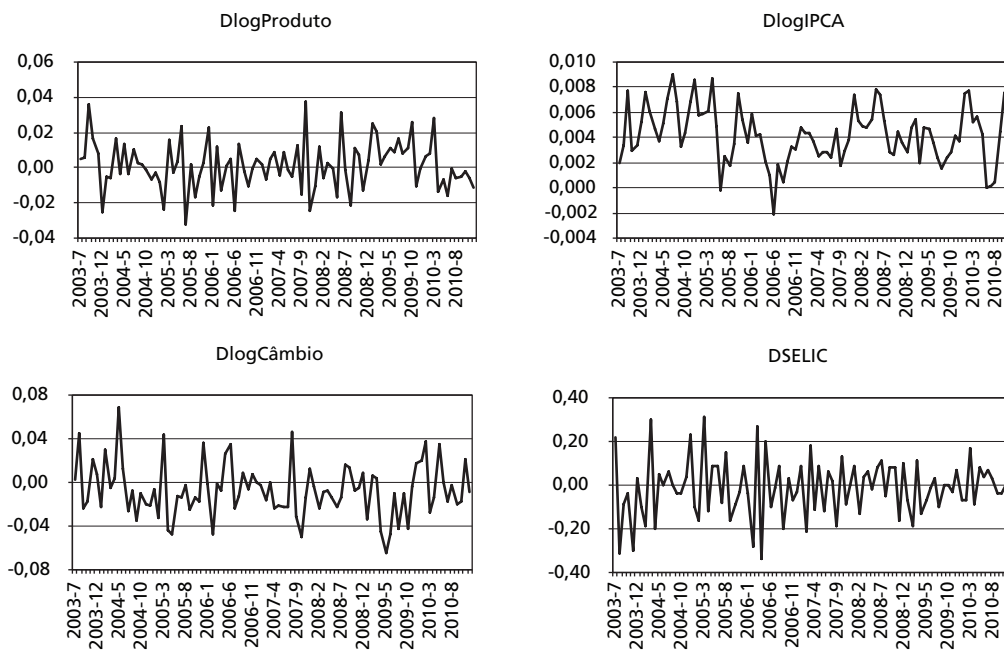
Fontes: Para dados referentes ao produto industrial – IBGE e para as taxas de câmbio e Selic – IPCA e Bacen.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Todos em logaritmo neperiano.

GRÁFICO 2A

Séries utilizadas nas estimativas dos modelos vetoriais linear e não linear – julho 2003-dezembro 2010



Fonte: Para dados referentes ao produto industrial – IBGE e para as taxas de câmbio e Selic – IPCA e Bacen.
Elaboração dos autores.

TABELA 1A

Resultados da etapa de obtenção dos conjuntos de valores de c e γ nas equações do modelo vetorial

| | | | | | | | | | |
|--|-------------------------|------------------------|---|--------------------------|--|--|--|--|--|
| Variável dependente: $\Delta IPCA_t$ | | | | | | | | | |
| Variável de transição: $\Delta 3Produto_{t-3}$ | | | | | | | | | |
| Valores iniciais (grid search): $c = 0,0073$; $\gamma = 30,00$ – soma dos quadrados dos resíduos = 0,0003 | | | | | | | | | |
| Valores finais (estimativa da equação): $c = 0,0071$; $\gamma = 95,04$ | | | | | | | | | |
| Testes de diagnóstico – valores-p das estatísticas-teste | | | | | | | | | |
| Ausência de autocorrelação nos resíduos | Não linearidade aditiva | Constância paramétrica | Ausência de efeito ARCH nos resíduos | Normalidade dos resíduos | | | | | |
| 1ª ordem: 0,1887 | $H_0 : 0,9728$ | $H_{01} : 0,1415$ | 4 lags: 0,8146 8 lags: 0,7945 12 lags: 0,8848 | 0,7301 | | | | | |
| 2ª ordem: 0,2712 | | | | | | | | | |
| 3ª ordem: 0,4894 | | | | | | | | | |
| 4ª ordem: 0,6321 | | $H_2 : 0,3179$ | | | | | | | |
| 5ª ordem: 0,7591 | | | | | | | | | |
| 6ª ordem: 0,8714 | | $H_3 : 0,1478$ | | | | | | | |
| 7ª ordem: 0,8840 | $H_{01} : 0,8467$ | | | | | | | | |
| 8ª ordem: 0,9280 | | | | | | | | | |
| 9ª ordem: 0,8453 | | | | | | | | | |
| 10ª ordem: 0,6099 | | | | | | | | | |
| 11ª ordem: 0,5314 | | | | | | | | | |
| 12ª ordem: 0,3772 | | | | | | | | | |

(Continua)

(Continuação)

| | | | | |
|---|-------------------------|------------------------|--------------------------------------|--------------------------|
| Variável dependente: $\Delta C\grave{a}mbio_t$ | | | | |
| Variável de transição: $\Delta 3IPCA_{t-3}$ | | | | |
| Valores iniciais (grid search): $c = 0,0119$; $\gamma = 2,00$ – soma dos quadrados dos resíduos = 0,0446 | | | | |
| Valores finais (estimativa da equação): $c = 0,0185$; $\gamma = 10,37$ | | | | |
| Testes de diagnóstico – valores-p das estatísticas-teste | | | | |
| Ausência de autocorrelação nos resíduos | Não linearidade aditiva | Constância paramétrica | Ausência de efeito ARCH nos resíduos | Normalidade dos resíduos |
| 1ª ordem: 0,7120 | $H_0 : 0,1958$ | $H_1 : 0,5603$ | 4 lags: 0,9073 | 0,7912 |
| 2ª ordem: 0,1793 | | | 8 lags: 0,6456 | |
| 3ª ordem: 0,2566 | $H_{03} : 0,2727$ | $H_2 : 0,7345$ | 12 lags: 0,2134 | |
| 4ª ordem: 0,4312 | | | | |
| 5ª ordem: 0,4669 | $H_{02} : 0,1481$ | $H_3 : 0,7726$ | | |
| 6ª ordem: 0,5931 | | | | |
| 7ª ordem: 0,5386 | $H_{01} : 0,1893$ | | | |
| 8ª ordem: 0,3561 | | | | |
| 9ª ordem: 0,4343 | | | | |
| 10ª ordem: 0,2588 | | | | |
| 11ª ordem: 0,1284 | | | | |
| 12ª ordem: 0,1126 | | | | |

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores-p apresentados foram obtidos a partir das estatísticas-teste χ^2 , no caso do teste de normalidade – Jarque-Bera, e F no caso dos demais testes. O teste de autocorrelação é uma generalização do teste LM para equações lineares. A hipótese alternativa do teste de não linearidade aditiva é de um segundo componente não linear para a equação, caracterizado por uma função de transição adicional $G_2(s_t; \gamma_2, c_2)$. A hipótese nula pode ser expressa como $H_0 : \gamma_2 = 0$. As hipóteses H_{03} , H_{02} e H_{01} fornecem informações adicionais quanto à forma funcional de $G_2(\cdot)$. De modo análogo, a hipótese alternativa do teste de constância paramétrica é de que os parâmetros da equação são variantes no tempo, sendo caracterizados por uma função de transição $G_2(t^*; \gamma_2, c_2)$, em que t^* está relacionada à tendência linear. Novamente, $H_0 : \gamma_2 = 0$. As hipóteses H_3 , H_2 e H_1 correspondem às diferentes ordens polinomiais na regressão auxiliar do teste. O termo lag (inglês) significa defasagem em português.

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

Anderson Reis

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

