

IPES Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

**Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária
no Brasil de 1995 a 2010**

**Eduardo Trapp Santarossa
PPGE/UNISINOS**

**Divanildo Triches – IPES/UCS
/PPGE/UNISINOS**

**Marcos Tadeu Caputi Lélis –
/PPGE/UNISINOS**

Junho de 2013 Texto nº 051



CENTRO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, CONTÁBEIS
E COMÉRCIO INTERNACIONAL
INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil de 1995 a 2010

Versão 21.03.2013

Eduardo Trapp Santarossa*
Divanildo Triches**
Marcos Tadeu Caputi Lélis***

RESUMO

Este artigo tem como objetivo investigar os efeitos de transmissão de política monetária no Brasil ao longo do primeiro trimestre de 1995 até o último de 2010. Para isso, foi usado um modelo VEC (*vector error correction*), suportado pelos testes pela sua robustez. Os resultados apontaram que a política monetária brasileira pode ser eficaz em influenciar a produção industrial no longo prazo, revelando claramente um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. Adicionalmente, a manutenção da taxa de juros em níveis mais elevados tende a implicar queda na atividade econômica, elevação da proporção da dívida pública e o PIB, valorização na taxa de câmbio e com efeito de controlar a inflação. Os aumentos na taxa de juros podem, por sua vez, ter influência nos aumentos da dívida pública sobre o PIB e no risco-país. Contudo, essa influência parece ter efeitos de causalidade bilateral, ou seja, um choque de dívida pública e no risco-país tende ter impacto sobre a taxa de juros. A taxa de câmbio mostrou-se um canal relevante para a transmissão de política monetária para economia brasileira, mas sem efeitos no longo prazo.

Palavras-chave: Mecanismos de transmissão de política monetária, VEC, funções impulso-resposta.

ABSTRACT

The aim of this paper is to investigate the effects of transmission of monetary policy in Brazil from the first quarter of 1995 to the fourth quarter of 2010. For this purpose, a VEC (vector error correction) model is applied to data running. The econometric tests pointed out the VEC model had robustness. The main results indicated that the Brazilian monetary policy may be able to influence economic activity in the long run. There was clearly a trade-off between an increase industrial production and inflation control. Additionally, the policy that set interest rates at a high level may result in an economic activity downturn, a rising public debt to GDP ratio and an exchange rate appreciation, which has the effect of controlling inflation. However, the rise in Brazilian basic interest rates may be influenced by increases in public debt and country risk. This influence seems to have bilateral causality. It means that a public debt and country risk shocks may have impact on basic interest rates. The exchange rate showed up as a relevant channel for the transmission of monetary policy, but not exhibiting long run effects.

* Mestre em Economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). E-mail: etsantar@hotmail.com

** Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Pesquisador e diretor do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (Ipes /UCS) e professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos. E- mails: dtriches@ucs.br e divanildot@unisinos.br

*** Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos. Economista da Apex-Brasil. E- mails: mcaputi@uol.com.br e mlelis@unisinos.br

Key-words: Monetary transmission mechanisms, VEC, impulse response functions

JEL Classification: E40, E44, E51, E52, E58

1 Introdução

As discussões sobre o papel da política monetária no controle da inflação e, portanto, na estabilização das flutuações do produto e emprego estão no centro do debate macroeconômico. O argumento, no entanto, do controle da inflação está explícito como um dos principais objetivos das autoridades monetárias. A capacidade de influência da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas e sua inter-relação é tratada como efeito de transmissão de política monetária. Isso se deve pelo fato de que, o banco central, atuando por meio do controle da taxa de juros, agregados monetários, controle de reservas bancárias e outros instrumentos, influencia as decisões dos agentes econômicos como discorre Fuhrer e Moore (1995), Romer e Romer (1989 e 2004) e Mccallum (1999).

Por esse fato, o controle da inflação exige que o banco central adote uma posição mais restritiva, que pode ter impactos negativos em outras variáveis reais. Esses efeitos podem ser considerados como os custos do controle da inflação. Já uma política monetária expansionista pode ser benéfica para a economia. A otimização dessas relações se constitui no principal dilema da política monetária conforme argumentam Mccallum (1999).

Adicionalmente, política fiscal nem sempre pode ser disponível para amenizar os choques macroeconômicos, além de ter relativa rigidez. Logo, a estabilização macroeconômica é de responsabilidade dos bancos centrais. Entretanto, esses efeitos, para Romer e Romer (2004), podem ser diversos, e dependem de características intrínsecas de cada economia. Dessa forma, a condução da política monetária está associada aos efeitos que pode produzir nas variáveis macroeconômicas. Portanto, as noções de credibilidade e independência são apontadas Kydland e Prescott (1977), Barro e Gordon (1983) e McCallum (1997), como um dos fatores determinantes para o desempenho do Banco Central.

Os estudos que investigam os efeitos de transmissão da política monetária tendem a encontrar resultados diferenciados, como canais de transmissão, magnitude dos efeitos e tempo de resposta.¹ Ainda, esses resultados podem estar relacionados com os países estudados e horizonte temporal, bem como a metodologia utilizada. Dessa forma, a investigação dos efeitos de transmissão da política monetária mostra-se relevante, já que os formuladores de políticas podem estar orientados em função dos resultados, podendo também medir a efetividade dessas ações. Esse fato exige conhecimento e entendimento dos mecanismos por meio dos quais a política monetária afeta a economia.

Além disso, o estudo dos mecanismos transmissão da política monetária pode mostrar se a taxa de juros é efetiva em controlar as flutuações macroeconômicas, bem como fornecer uma explicação de que modo ocorre a atuação da autoridade monetária e seu relacionamento com as variáveis macroeconômicas. Em geral, os países em desenvolvimento tendem a apresentar maior volatilidade, e, como consequência, o prêmio sobre os ativos financeiros pelo aumento do risco também tende a ser mais elevado.

¹Vejam-se Fuhrer e Moore (1995), Romer e Romer (1989), Romer e Romer (2004), Mccallum (1999), Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010), Vartaniam (2010), Modenesi e Araújo (2011) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011), entre outros.

Nesse sentido, a política monetária estabelecida pelo Banco Central do Brasil pode influenciar a atividade econômica, inflação, emprego, dívida pública e câmbio, além de poder apresentar efeitos de transbordamento entre as variáveis. O entendimento desses comportamentos, além dos efeitos e movimentos previamente discutidos, apresenta-se como justificativa da relevância do estudo efeito da transmissão de política monetária. O Brasil, em 1999, passou a adotar o regime de câmbio flutuante, bem como o arranjo monetário de metas de inflação, após atingir a estabilização monetária na década de 1990.

Assim, o objetivo desse estudo é investigar os efeitos de transmissão de política monetária no Brasil no período do primeiro trimestre de 1995 até o final de 2010. Desse modo, procura-se ampliar as evidências em relação a resultados já encontrados, a fim de confirmá-los ou refutá-los, por meio da utilização de modelo econométrico. Para tanto, o artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda faz uma breve revisão teórica sobre os efeitos de transmissão de política monetária. Na terceira seção, abordam-se os aspectos metodológicos e estimação do modelo econométrico. A quarta trata da análise dos resultados. Por fim, na quinta seção encontram-se as conclusões.

2 Efeitos de transmissão da política monetária

Os estudos sugerem que há uma forte correlação entre a política monetária com o nível do produto e a taxa de inflação, porém, há um intervalo tempo de resposta a essas políticas. Isso significa que algumas variáveis apresentam um comportamento inicial não esperado, conhecido como os efeitos *price puzzle*, *undershooting* ou *overshooting*. Há, ainda, uma corrente acadêmica que enfatiza a forma pela qual os bancos centrais atuam, além de estimar as reações da política monetária aos choques em determinadas variáveis econômicas.² Outros estudos destacam a transmissão e os comportamentos das políticas monetárias.³

A implementação de regras e como elas afetam a economia foram estimadas para os Estados Unidos por Fuhler e Moore (1995) e Romer e Romer (2004). Para ambos, o banco central dos Estados Unidos foi eficiente na manutenção do emprego na economia e na estabilização da inflação. Eles divergem no sentido de que para Fuhler e Moore (1995) os efeitos se dão de forma lenta, enquanto para Romer e Romer (2004), esses efeitos dos choques tendem a ser imediatos.

Fuhler e Moore (1995) encontraram evidências de que a política monetária atingiu seus objetivos nos Estados Unidos e desempenhou um papel relevante na interação entre oferta e demanda agregada, corroborando os resultados da análise IS-LM. Enfatizam ainda que o hiato do produto e taxa de inflação são as variáveis determinantes na condução da política monetária, devido à atuação dos agentes econômicos. Além disso, essas variáveis podem apresentar comportamentos diferentes dos esperados, a menos a curto prazo.

Os impactos de transmissão da política monetária para as variáveis macroeconômicas são confirmados por Romer e Romer (2004). Eles procuram separar os efeitos produzidos por

² Vejam-se Barro e Gordon (1983), Kydland e Prescott (1977), Sargent e Wallace (1981), Fuhler e Moore (1995), Mccallum (1997) e Clarida et al (1998).

³ Para isso, nota-se em Mishkin (1996), Mccallum (1999), Romer e Romer (2004), Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Vartaniam (2010), Tomazzia e Meurer (2010) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011), entre outros.

movimentos antecipatórios dos agentes econômicos e os produzidos por choques de política nos Estados Unidos. Os autores utilizam uma abordagem conhecida como narrativa, que reconhece quando o banco central atua. Os formuladores da política monetária possuem previsões confiáveis acerca dos futuros acontecimentos na economia e em relação às expectativas, portanto, há a necessidade de se separar o que são movimentos já previstos devido a choques e movimentos antecipatórios, e os adicionais, causados pela política monetária. Os resultados estão de acordo com o esperado e confirmam as conclusões de Fuhler e Moore (1995), de que se deve considerar, em alguns casos, certo tempo de resposta até que as variáveis absorvam os efeitos de transmissão da política monetária.

McCallum (1999), assim como Romer e Romer (2004), dá ênfase à separação dos efeitos advindos de choques aleatórios daqueles advindos do comportamento da política monetária. Ele busca avaliar algumas questões inerentes aos métodos relevantes para o estudo do mecanismo de transmissão da política monetária, tanto em variáveis nominais como reais. A relevância dos choques recai sobre as previsões de futuros eventos na economia. McCallum (1999) utiliza modelos estruturais e assume que há regras e comportamento dos bancos centrais que são invariantes. Conclui que os estudos que avaliam os efeitos da transmissão da política monetária deveriam dar maior ênfase aos movimentos sistemáticos dos bancos centrais, e menos a choques aleatórios. O autor destaca ainda que se deve proceder com um exame das características do modelo usado, pois diferentes variáveis e parâmetros produzem resultados divergentes, portanto, a aplicação de um modelo estrutural deve ser tratada com cuidadosa cautela.

Clarida *et al* (1998) estimaram uma função de reação dos bancos centrais no período inicial de 1979 até 1994 para Japão, Alemanha, Estados Unidos e 1979 a 1990 para o Reino Unido, 1983 a 1989 para França e 1981 a 1989 para a Itália, separando dois grupos, G3 (Alemanha, Estados Unidos e Japão) e E3 (França, Itália e Reino Unido). Eles concluíram que os formuladores da política monetária respondem de maneira significativa às expectativas de inflação e produzem um impacto significativo no produto das respectivas nações. Enfatizam ainda que os bancos centrais dos países estudados respondem mais fortemente a mudanças na taxa de inflação, além de permitir alguma forma de estabilização da produto.

Adicionalmente, Clarida *et al* (1998) veem relevância para os bancos centrais em seguirem uma regra clara na condução da política monetária. O objetivo de estabilizar as expectativas dos agentes econômicos e de conduzir e manter a credibilidade tende a ser muito mais eficiente. Os autores também destacam que a política monetária praticada por Estados Unidos, Japão e Alemanha influencia significativamente outros países, sobretudo a da Alemanha, que desempenha um importante papel relevante na condução da política monetária da França, Itália e Reino Unido. Por último, a prática do câmbio fixo faz com que os países europeus percam o controle monetário.

Em outra abordagem, Bernanke *et al* (2004) enfatizam que o Banco Central do Japão e dos Estados Unidos são capazes de influenciar a economia através de ações que alteram expectativas, com ênfase em políticas monetárias quando a taxa de juros está próxima de zero. Essa fase estaria relacionada com armadilha de liquidez, a qual foi confirmada por Eggertsson e Krugman (2010) no Japão na década de 1990. Os efeitos de transmissão da política monetária utilizando os métodos econométricos VAR, SVAR, MSVAR , para o caso

brasileiro, foram estimados por Tomazzia e Meurer (2010).⁴ Os resultados indicaram que os mecanismos de transmissão da política monetária variam ao longo de tempo, pois o comportamento dos agentes em relação às variáveis macroeconômicas vai sofrendo modificações de acordo com diversos fatores econômicos com alterações do regime de câmbio e definição de metas de inflação pelo banco central, ou seja, essas mudanças de regime provocam quebras estruturais. Os autores indicaram ainda a presença de defasagens entre as respostas das variáveis aos choques exógenos e endógenos e a ocorrência do fenômeno *price puzzle*. O estudo leva em conta algumas preocupações metodológicas propostas por Mccallum (1999), Romer e Romer (2004) e Fuhrer e Moore (1995), como as expectativas dos agentes e os choques não esperados. Também concluem que os mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil respondem mais rapidamente a choques em comparação a outros países e que a política monetária é incapaz de afetar o produto no longo prazo.

Bertanha e Haddad (2008) tratam dos efeitos da transmissão da política monetária no Brasil e discutem que os efeitos da política monetária nos estados brasileiros ocorrem de forma desigual. Isso significa que não há simetria nos efeitos os quais são resultantes das diferenças estruturais entre os estados. Portanto, os formuladores de política deveriam levar em consideração esse tipo de característica, pois a transmissão da política monetária ocorre de forma diferenciada, seja por aspectos econômicos ou institucionais.

Mishkin (1996), por sua vez, mostra os diversos canais pelos quais a política monetária pode ser transmitida além dos convencionais como produto e preços, como expectativas, empréstimos bancários, preços de ativos e investimentos. Ele salienta que autoridades monetárias deveriam ter clareza de como suas ações afetam a economia através dos mecanismos de transmissão, com a finalidade de evitar erros condução de política monetária. Nessa concepção, Dias Junior e Denardim (2010) estimaram o impacto da transmissão da política monetária nos mecanismos de crédito e nos balanços patrimoniais das empresas brasileiras. Nesse caso, a política monetária tem influência significativa sobre as variáveis relacionadas ao mercado financeiro, como empréstimos bancários, sendo capaz de influenciar os preços das ações das companhias.

Mendonça (2005) estimou por meio do modelo VAR como a política monetária brasileira afeta a taxa de desemprego, taxa de juros, produção industrial, credibilidade de metas de inflação ao longo do período de 2000 a 2005.⁵ Ele concluiu que a credibilidade do banco central desempenha um papel relevante para aumentar a eficiência das políticas monetárias, além de reduzir os *trade-offs* entre a inflação e a taxa de desemprego e taxas de juros e produção industrial. Fonseca e Curado (2009) também trataram o *trade-off* entre atividade econômica e inflação. Ao longo do período de metas de inflação, a política monetária teria tido maior eficiência. O componente da dívida governamental foi incluído e apresentou relevância estatística no modelo.

⁴ VAR (*Vector Auto Regressions*) é um modelo econométrico auto-regressivo em que todas as variáveis são capazes de influenciar todas dentro de um sistema; SVAR (*Structural Vector Auto-Regressions*) é um modelo econométrico onde, por meio do VAR, alguns parâmetros são restringidos, ou seja, o sistema de variáveis é estruturado; MSVAR (*Markov-Switching Vector Autoregressions*) é um modelo econométrico VAR onde há mudança de regime, ou seja, os parâmetros não são constantes ao longo do tempo.

⁵ O autor emprega a metodologia da diferença entre a inflação esperada e a meta anunciada. Para mais informações, veja Mendonça (2005).

O modelo VAR também foi empregado por Acosta-Ormaechea e Coble (2011) e apontaram, que a consolidação do uso de metas para a inflação no Chile e na Nova Zelândia faz com que os mecanismos de transmissão de política monetária habituais, como as taxas de juros sejam mais eficientes nesses países do que, por exemplo, no Uruguai e no Peru. Vartanian (2010) analisa o comportamento dos quatro países pertencentes ao Mercosul, Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai após a adoção do regime de taxas flutuantes no que se referem às variáveis como taxas de juros da política monetária; inflação; reservas; e taxa de câmbio. o autor efetuou, por meio do modelo VAR, uma análise comparativa de efeitos nos choques monetários e cambiais, além da relevância relativa das variáveis no sistema. Ele conclui que os países não apresentam convergência macroeconômica, refutando a hipótese de que o comportamento das economias tem sido convergente, talvez em função do Mercosul. Essa conclusão é coincidente com os resultados de Triches *et al* (2008), que além de corroborar Vartanian (2010), baseados em testes de cointegração, funções impulso resposta e causalidade, encontraram pouca evidência de que esses países tenham influência mútua.

3 Aspectos metodológicos e estimação

As séries temporais utilizadas na análise empírica possuem periodicidade trimestral que cobre o período do primeiro trimestre de 1995 ao último de 2010. É aplicado ajuste sazonal em todas as variáveis, baseado no método utilizado pelo *Census X12* o qual foi desenvolvido pelo departamento dos Estados Unidos *Census Bureau*. As variáveis empregadas foram a taxa de juros selic, (selic); taxa de câmbio nominal definida como o preço da moeda nacional em relação a uma unidade monetária de dólares norte-americanos, (exc); dívida governamental sobre o PIB, (dp) – todas obtidas junto ao Banco Central do Brasil –; Produção industrial, (pi) e índice de preços ao consumidor amplo, (ipca), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; *Emerging Market Bond Index* – EMBI+ – (risco) do JP Morgan; um vetor de variáveis binárias para controle das quebras estruturais (*dummy*); e *federal funds rate* - taxa de juros dos Estados Unidos(ff), do Ipeadata.

As variáveis foram selecionadas de acordo com estudos já realizados para o Brasil e outros países.⁶ No entanto, a presente investigação utiliza dados trimestrais no modelo econométrico, diferentemente dos demais. Tal fato deve-se ao consenso de que há certa rigidez dos preços e resposta defasada das variáveis.⁷ Assim, a análise com informações estatísticas trimestrais parece tornar-se mais apropriada. Para a estimação dos efeitos de transmissão de política monetária, o modelo econométrico utilizado é o vetor autorregressivo com mecanismo de correção de erros (VEC - *vector error correction*). Essa classe de modelo possibilita a adoção de um sistema em que todas as variáveis possam ter influência recíproca, além de fazer o uso de variáveis defasadas. A estimação é efetuada com as variáveis em diferença (curto prazo), contudo, preservando as informações de longo prazo, de acordo com o mecanismo de correção de erros que expresso conforme a equação (1):

$$\Delta Y_t = \pi_0 + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \pi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta F_{t-i} + BD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde: Y_t é o vetor (n x 1) de variáveis endógenas; π_0 é o vetor (n x 1) dos termos de intercepto; ϕ é o vetor n x 1 de cointegração ou os coeficientes de ajuste de longo prazo do

⁶ Nos estudos como os de Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010), Mendonça e Vivian (2010), Catão e Pagan (2010), Acosta-Ormaechea e Coble (2011) e Modenesi e Araújo (2011).

⁷ Estudos que abordam estas questões são de Dornbusch (1976) e Mussa (1986), além de Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010) para o Brasil, entre outros.

modelo; π_t é a matriz (n x n) associada aos parâmetros das variáveis endógenas do modelo; β_t é a matriz (n x n) associada aos parâmetros do vetor (n x 1) da variável exógena F (taxa de juros da política monetária norte-americana); B é a matriz (n x n) associada aos parâmetros das variáveis *dummy*, para o controle das quebras estruturais; D_t refere-se ao vetor (n x 1) das variáveis *dummy* e ε_t é o vetor (n x 1) de resíduos ou erros estocásticos.

Para a estimação do modelo, o primeiro procedimento é a investigação de estacionariedade das séries por meio de testes de raiz unitária. Portanto, para isso, são empregados os testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e PP (*Phillips-Perron*). Os testes de raiz unitária mostraram que a hipótese nula de existência de raiz unitária não pode ser rejeitada. Assim, foram encontrados indícios de não estacionariedade em todas as variáveis compreendidas no modelo. A ordem de integração é I(1), e quando transformadas em diferença, as variáveis tornam-se estacionárias, ou seja, I(0).⁸

Para que se possa determinar o desempenho do modelo e para explicar os mecanismos de transmissão de política monetária, empregam-se as funções de impulso respostas. Essas permitem avaliar de que forma um impulso ou choque numa variável afeta as demais. De acordo com Hamilton (1994), a função de impulso resposta pode ser representada pela expressão (2):

$$\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} \quad (2)$$

onde Ψ_s se refere à matriz de multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. As linhas e colunas da matriz Ψ_s captam as consequências de uma inovação, ε_t , no valor da *i*-ésima variável no tempo $t + s$. O formato da função de impulso resposta considerado é a generalizada, portanto, a ordenação das variáveis não interfere nos resultados, como abordam Pesaran e Shin (1998).⁹

O teste de causalidade de Granger tem o propósito de orientar a interpretação dos choques nas variáveis o qual pode ser escrito como mostra a equação (3):⁹

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde k refere-se à defasagem. Assim, se os $\beta_i = 0$, a variável x_t falha em causar y_t . Em outras palavras, os valores defasados da variável x_t não precedem y_t , que pode ser mais bem explicada por outra variável ou por si mesma.

4 Análise dos Resultados do Modelo Econométrico

Com a finalidade de avaliar a presença de relação de longo prazo entre as variáveis incluídas no modelo brasileiro, foi realizado o teste de cointegração de Johansen, considerando a presença de intercepto no vetor de cointegração. A hipótese nula de não existência de vetores de cointegração é rejeitada ao nível de confiança de 95% conforme mostra a tabela 1. As variáveis demonstram, portanto, uma relação de longo prazo. Desse

⁸ Embora os resultados tenham indicado ordem de integração I(1), eles são influenciados pelo período analisado, não tendo sentido econômico esse comportamento continuar se repetindo para algumas variáveis. Isso se deve pelo fato de que, para a replicação do modelo no futuro, não se espera que as taxas de juros ou dívida sobre o PIB tenham um comportamento não estacionário. A tabela A.1, no apêndice, ilustra os resultados.

⁹ Para Maddala (2003), esse teste se caracteriza como uma investigação de precedência, e não propriamente dito como de causalidade, pois não testa endogeneidade nem exogeneidade.

modo, a utilização do modelo de vetores autorregressivos com correção de erro é possível, com a definição de variáveis em diferença e sem perda de informações de longo prazo no modelo econométrico.¹⁰

Tabela 1 – Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com três defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
r=0	0,65051	177,374	95,753	63,077	40,077
r≤1	0,51694	114,297	69,818	43,657	33,876
r≤2	0,43808	70,639	47,856	34,583	27,584
r≤3	0,25529	36,055	29,797	17,686	21,131
r≤4	0,19225	18,369	15,494	12,810	14,264
r≤5	0,0884	5,559	3,8414	5,559	3,841

* Estatística Traço indica 6 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 3 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

A tabela 2 reporta o teste de autocorrelação dos resíduos para o modelo com três defasagens. Observa-se que a hipótese nula de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada com 95% de confiança.¹¹

Tabela 2 – Teste de autocorrelação dos resíduos

Ordem	Estatística LM	p-valor
1 ^a	35,089	0,512
2 ^a	35,665	0,484
3 ^a	45,384	0,136
4 ^a	30,613	0,722

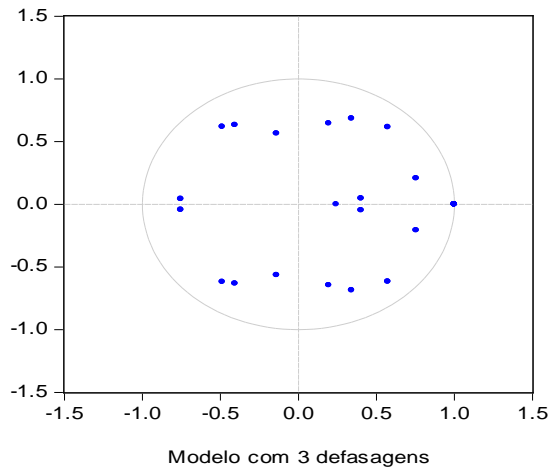
Nota: Teste com o modelo de três defasagens. Teste de Autocorrelação serial LM (*Lagrange Multiplier*).

A figura 1 mostra que o modelo com três defasagem é estável. Isso se deve pelo fato de que as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo encontram-se dentro do círculo unitário. Esse fato vem a confirmar a consistência do uso de um modelo com três defasagens. Quanto ao teste normalidade dos resíduos, é obtido por meio da estatística *Jarque-Bera*. A tabela 3 mostra que a hipótese nula não pode ser rejeitada no nível de significância 99% nos testes de Urzúa e Doornik-Hansen.¹²

¹⁰ Não é considerada no teste a presença da variável taxa de juros da política monetária dos Estados Unidos, por ser teoricamente, independente da economia do Brasil, portanto tem natureza exógena. As demais variáveis são consideradas como endógenas no modelo, e, portanto, fazem parte do vetor de cointegração.

¹¹ Os testes de Akaike e Schwarz indicaram a utilização do modelo com uma defasagem. Todavia, a hipótese de normalidade dos resíduos foi rejeitada. No modelo com duas defasagens, as hipóteses de ausência de autocorrelação nos resíduos e normalidade foram rejeitadas. Com quatro defasagens, perdem-se mais graus de liberdade e a estatística Schwarz é desfavorável. A tabela A.2, no apêndice, mostra os resultados.

¹² Os testes independem da ordenação das variáveis, que é de certa forma arbitrária. Para mais informações, vejam-se Doornik e Hansen (1994) e Urzúa (1997).

Figura 1: Raízes inversas do modelo brasileiro com três defasagens

O vetor ($n \times 1$) de variáveis binárias ou *dummies* é incluído com a finalidade, segundo Prates *et al* (2009), de controlar as irregularidades presentes nas variáveis dos modelos, que podem ser caracterizadas como quebras estruturais ou *outliers*. A metodologia utilizada é a de modelos de séries tempo estrutural univariado, em que os parâmetros são considerados variáveis aleatórias e as séries são decompostas por meio do filtro de Kalman.¹³

Tabela 3 – Teste de normalidade dos resíduos

Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzúa)			
Componente:	J-B	g.l.	p-valor	Componente:	J-B	g.l.	p-valor
1	1,430	2	0,489	1	1,929	2	0,381
2	8,829	2	0,012	2	23,144	2	0,000
3	0,448	2	0,799	3	1,551	2	0,461
4	2,675	2	0,263	4	2,606	2	0,272
5	3,740	2	0,154	5	1,389	2	0,499
6	4,242	2	0,120	6	7,439	2	0,024
<i>Conjunto:</i>	<i>21,364</i>	<i>12</i>	<i>0,045</i>	<i>Conjunto:</i>	<i>179,952</i>	<i>182</i>	<i>0,529</i>

Nota: J-B refere-se à estatística Jarque-Bera

A tabela 4 mostra os testes de quebras de níveis e *outliers* presentes nas séries que orienta a criação de um vetor de variáveis binárias incluído no modelo econométrico desse país.¹⁴ Observa-se que os períodos de quebras de nível coincidem com períodos em que houve mudanças bruscas nas variáveis e nos regimes econômicos. Elas estão associadas a grandes valorizações ou desvalorizações cambiais, momentos de tensão e crises internacionais que podem ter elevado ou reduzido o risco, quedas e elevações na produção industrial e dívida pública ou acelerações ou desacelerações da taxa de inflação.

¹³ Maior detalhamento da metodologia pode ser encontrado em Harvey e Koopman (2005), Greene (1997) e Hamilton (1994). São considerados três desvios padrões acima da média para definir uma quebra estrutural ou *outlier*.

¹⁴ Como o modelo é construído com as variáveis em diferença, as quebras de níveis tornam-se irregularidades. Elas são corrigidas com emprego de variáveis *dummy* as quais são incluídas nos trimestres indicados pelo filtro de Kalman como mudança de estado.

No segundo trimestre de 1995, a quebra de nível na taxa de juros Selic, na produção industrial e na taxa de inflação se ocorrem possivelmente devido aos reflexos da crise mexicana ocorrida em 1994/1995. A forte elevação da taxa de juros Selic implicou queda na produção industrial e desaceleração da inflação. Já o regime de metas de inflação e o regime cambial flutuante, introduzidos no primeiro trimestre de 1999, também registraram a presença de quebra de nível nas taxas de inflação e câmbio. Elas indicam mudança de patamar dessas variáveis nesse período do tempo, com a aceleração da inflação e desvalorização cambial.

Nota-se ainda que em períodos anteriores à alteração dos arranjos monetários cambiais brasileiros, foram estimadas diversas quebras de níveis na variável Selic. Tal fato tende a indicar que a taxa de juros foi usada para absorver choques macroeconômicos, exibindo reação a eventos que se constituíram como mudanças bruscas, enquanto a taxa de câmbio desempenhava um papel com uma âncora nominal. No período posterior adoção do regime de metas de inflação e o câmbio flutuante, as quebras de nível indicam que a taxa de câmbio passou a ser responsável por absorver os choques macroeconômicos, com ajustes graduais da taxa de juros básica da economia brasileira.

Tabela 4 – Testes de quebra de nível e irregularidades nas séries 1995/1 a 2010/4

Datas (trimestre)	selic	exc	pi	dp	ipca	risco
<i>Dummy</i> 1995-2	quebra	-	quebra	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 1997-4	quebra	-	-	-	-	-
1998-2	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1998-3	-	-	-	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 1998-4	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1999-1	quebra	quebra	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2002-3	-	quebra	-	quebra	-	quebra
<i>Dummy</i> 2002-4	-	<i>outlier</i>	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2003-1	-	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2003-2	-	quebra	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	quebra	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 2009-1	-	-	quebra	-	-	-

Nota: Uso de um modelo estrutural univariado. O filtro de Kalman é aplicado para a estimação das quebras. São considerados três desvios padrões acima da média. Significantes a 95% de confiança.

Há ainda outras quebras de níveis encontradas nas variáveis taxa de câmbio, dívida pública, risco e inflação no terceiro e o quarto trimestre de 2002. Essas quebras têm sido provocadas pelas incertezas vivenciadas pela economia brasileira com relação às crises de dívida dos países emergentes e a perda de confiança do mercado relativa às eleições presidenciais. Posteriormente, a desvalorização taxa de câmbio, elevação do risco país e a queda da produção industrial indicaram novas quebra de nível, resultante dos reflexos da crise financeira internacional de 2008.

Os testes de causalidade de Granger, reportados na tabela 5, com três defasagens, permitem uma melhor interpretação e o sentido das funções impulso resposta. Percebe-se que em poucas variáveis é possível rejeitar a hipótese nula de que uma variável não causa no

sentido Granger à outra, ao nível de significância de 5%.¹⁵ Nota-se que as variações da produção industrial causam as variações na dívida pública em relação ao PIB e as variações da variável risco causam as variações da variável ipca. As variações da taxa Selic causam no sentido Granger às variações da produção industrial. Já ao nível de significância de 10%, as variações da taxa de câmbio causam no sentido Granger as variações na variável risco.

Nesse contexto, o sentido do impulso-resposta decorre do grau de causalidade no sentido de Granger, indicado pelo valor das estatísticas F, ou seja, quanto menor o valor da estatística, maior a probabilidade da variável ser causada no sentido de Granger pelas inovações da variável que a precedeu. Entretanto, como vários testes nas variáveis foram inconclusivos quanto à noção de precedência, opta-se por realizar choques bidirecionais entre as variáveis. As figuras de 2 a 7 revelam as respostas aos choques nas variáveis endógenas do modelo proposto.

Tabela 5 – Teste de causalidade de Granger de 1995/1 a 2010/4

Hipótese Nula	Estatística-		Hipótese Nula	Estatística-	
	F	Prob.		F	Prob.
Δexc não causa Δdp	0.454	0.716	$\Delta risco$ não causa Δexc	1.522	0.220
Δdp não causa Δexc	1.220	0.312	Δexc não causa $\Delta risco$	2.345	0.083
$\Delta ipca$ não causa Δdp	1.858	0.148	$\Delta selic$ não causa Δexc	0.698	0.557
Δdp não causa $\Delta ipca$	1.355	0.267	Δexc não causa $\Delta selic$	0.327	0.806
Δpi não causa Δdp	3.228	0.030	Δpi não causa $\Delta ipca$	0.930	0.433
Δdp não causa Δpi	2.769	0.051	$\Delta ipca$ não causa Δpi	0.573	0.635
$\Delta risco$ não causa Δdp	0.909	0.443	$\Delta risco$ não causa $\Delta ipca$	4.366	0.008
Δdp não causa $\Delta risco$	0.305	0.822	$\Delta ipca$ não causa $\Delta risco$	1.529	0.218
$\Delta selic$ não causa Δdp	0.159	0.923	$\Delta selic$ não causa $\Delta ipca$	1.156	0.335
Δdp não causa $\Delta selic$	0.763	0.520	$\Delta ipca$ não causa $\Delta selic$	0.164	0.920
$\Delta ipca$ não causa Δexc	1.069	0.370	$\Delta risco$ não causa Δpi	2.159	0.104
Δexc não causa $\Delta ipca$	1.419	0.248	ΔPI não causa $\Delta risco$	1.284	0.290
Δpi não causa Δexc	0.261	0.854	$\Delta selic$ não causa Δpi	4.040	0.012
Δexc não causa Δpi	1.701	0.178	Δpi não causa $\Delta selic$	2.251	0.093
			$\Delta selic$ não causa $\Delta risco$	0.313	0.816
			$\Delta risco$ não causa $\Delta selic$	0.500	0.684

dp refere-se à dívida pública sobre o PIB; exc é a taxa de câmbio; ipca é a taxa de inflação; pi é a produção industrial; risco é o índice EMBI+; e selic é a taxa básica de juros Selic.

A figura 2 mostra que a taxa de inflação tem uma resposta inicial negativa a um impulso na taxa Selic. Esse resultado diverge de outros estudos envolvendo a relação entre essas variáveis, que tendem a encontrar o efeito chamado de *price puzzle* nas variáveis brasileiras.¹⁶ O efeito mais significativo ocorre após três trimestres, alcançando o menor resultado no quinto trimestre. Desse modo, um choque na taxa de juros é efetivo em desacelerar a inflação, causando ainda uma mudança de patamar, que vai reduzindo-se ao longo do tempo. Tal fato mostra que o sistema de metas de inflação pode exigir um aumento

¹⁵ Deve-se ter cautela ao interpretar os testes de causalidade de Granger, pois eles não levam em consideração o efeito de um sistema como um todo, como é caso dos modelos VEC, em que todas as variáveis endógenas são reciprocamente influenciadas. O teste somente considera as duas variáveis investigadas e suas defasagens.

¹⁶ Esses resultados são de Mendonça (2005), Tomazzia e Meurer (2010), Vartaniam (2010) e Modenesi e Araújo (2011).

nas taxas de juros para que a taxa de inflação desacelere e cumpra a estabelecida pelo Banco Central, como vem se observando na prática. Isso indica ainda que as taxas de juros são um instrumento adequado para o controle dos preços, considerando o arranjo de metas de inflação.

A resposta da produção industrial a uma inovação na taxa de juros também é negativa de até cinco trimestres, mantendo-se flutuando em torno desse nível. No entanto, efeito inicial é positivo. Esse fato pode indicar que a indústria consegue repassar os custos de um aumento dos juros ou indicar certa lentidão por parte da indústria em alterar seu ritmo e decisões de produção. Nota-se que do ponto de vista da transmissão de política monetária, a sensibilidade da produção industrial é maior do que a taxa de inflação, portanto, há um *trade-off* implícito no controle da inflação. Esse resultado é corroborado pelos estudos de Mendonça (2005) e Modenesi e Araújo (2011). Constata-se que a taxa de juros tem impacto sobre o produto no longo prazo. Esse achado é relevante pelo fato de que muitos estudos tendem a mostrar que a política monetária tem efeito de transmissão nulo nas variáveis reais no longo prazo.¹⁷

Uma inovação da taxa de juros na taxa de câmbio também tem resposta efetiva. O maior impacto ocorre logo no primeiro trimestre. Assim, o efeito da transmissão de uma política monetária restritiva não esperada na taxa de câmbio faz com que ela se valorize abruptamente, com o maior impacto ocorrendo no primeiro período. A taxa de câmbio é a variável mais sensível a choques na taxa Selic. Nota-se um comportamento condizente com o *undershooting*, e a partir do décimo, um *overshooting*, como discute Rogoff (2002). Um choque na Selic tem persistência em si mesma, o que significa dizer que mudanças na política monetária, ou choques, tendem a se manter. Isto significa que, se há uma elevação na taxa Selic, a política monetária tende a persistir com esse aumento, com diminuição gradual ao longo do tempo.

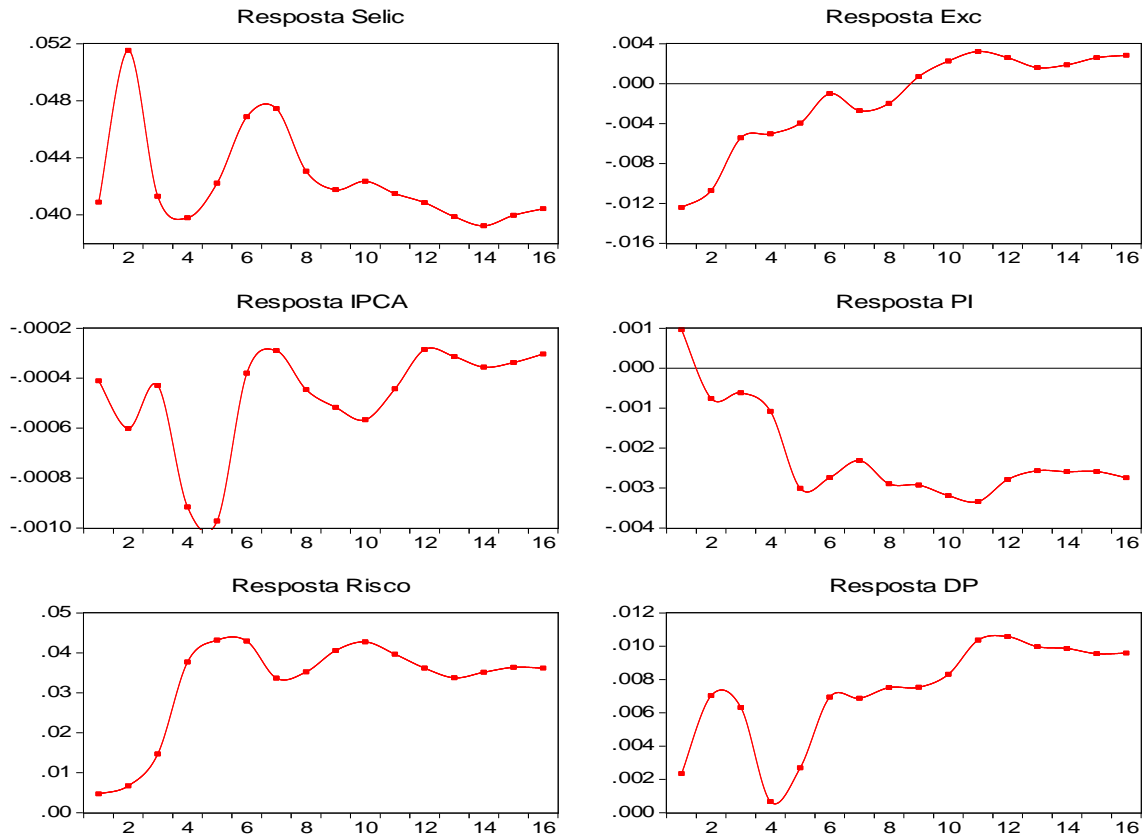
A resposta da variável risco indica uma alteração positiva com maior impacto ocorrendo até quatro trimestres e apresentando uma mudança de nível permanente. A resposta da variável dívida pública em relação ao PIB a um choque na Selic é positiva, com maior impacto ocorrendo depois de cinco trimestres, e indica uma mudança de nível no longo prazo. O movimento está atrelado a um aumento na taxa de juros, o qual reduz o nível de atividade, corroborado pelo efeito negativo na produção industrial, implicando uma elevação na relação dívida pública sobre o PIB. Ademais, um aumento na taxa Selic pode fazer com que a remuneração dos títulos da dívida aumente, também afetando positivamente a dívida pública. Percebe-se, portanto, que choques de política monetária são efetivos em transmitir seus efeitos para as demais variáveis, indicando, ainda, efeitos de longo prazo. A transmissão de uma política monetária contracionista, que provoca desaceleração da inflação, tem o custo de reduzir a atividade econômica e aumentar a dívida pública, valorizando ainda a taxa de câmbio, pelo menos até dez trimestres.

A figura 3 mostra o impulso-resposta de um choque de um desvio padrão generalizado da variável taxa de câmbio nas variáveis endógenas. Observa-se que a taxa de câmbio tem um efeito de *pass-through* na inflação, ou seja, uma desvalorização da taxa de câmbio leva a um aumento de preços. Esse resultado é consistente com Tomazzia e Meurer (2010), Vartanian (2010) e Modenesi e Araújo (2011). O maior efeito ocorre dentro de quatro trimestres e indica uma mudança de nível dessa variável no longo prazo. A resposta da produção industrial a um

¹⁷ Dentre outros, alguns podem ser citados e discutem estas questões: Dornbusch (1976); Mendonça (2005); Schwartzman (2006); Tomazzia e Meurer (2010); e Frankel (2010).

choque na taxa de câmbio também é positiva. Isso significa que uma desvalorização cambial aumenta a produção industrial. Percebe-se que esse efeito já se dá no primeiro trimestre após o choque, porém seu maior impacto ocorre depois desse trimestre, indicando uma mudança de nível.

Figura 2: Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Selic



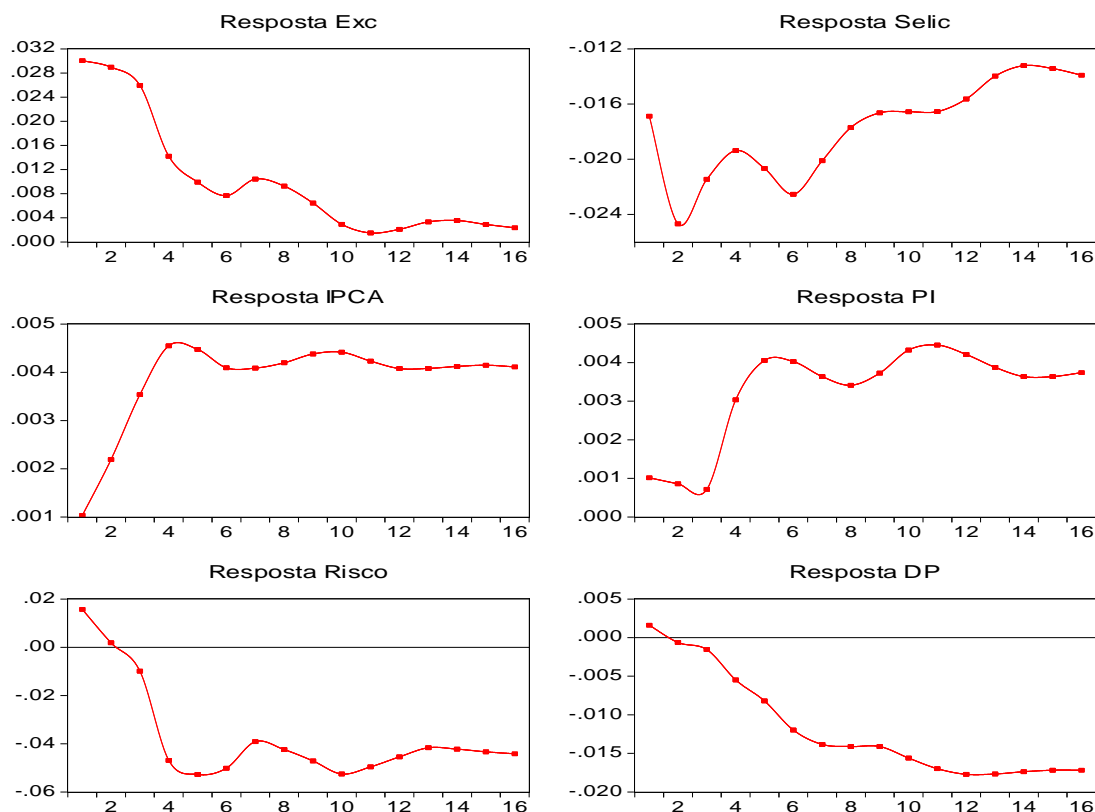
Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic. O eixo vertical denota variações no logaritmo da série, enquanto o eixo horizontal denota os trimestres a partir de um choque na variável especificada.

O resultado da resposta a um choque da taxa de câmbio sobre o risco é, de certa forma, inconclusivo. Esse fato pode caracterizar que elevações no risco não estão precedidas por desvalorizações cambiais. Ainda, a resposta de tal variável pode mostrar que uma desvalorização cambial está associada a uma elevação no risco. Esse efeito positivo se dá até cerca de dois trimestres e meio. Após, o risco cai, e a resposta final é negativa. Outro fato que pode estar associado a isso é que, dado um choque macroeconômico negativo, os investidores internacionais aguardam uma desvalorização cambial em que provoque uma depreciação dos preços dos ativos domésticos. Logo, quando ocorre tal comportamento, os riscos caem. Um choque no câmbio também mostra persistência sobre si mesmo.

A resposta da dívida pública sobre o PIB ao choque na taxa de câmbio mostra-se inicialmente positiva, caindo já após do primeiro trimestre e se movimenta numa trajetória negativa, indicando mudança de nível. Tal comportamento está associado ao impacto da taxa

de câmbio na atividade industrial, que aumenta, enquanto a relação dívida/PIB cai. Além disso, o fato de haver uma parcela decrescente de dívida pública atrelada ao câmbio pode apresentar influência. A resposta negativa da Selic pode indicar que a política monetária não reage diretamente a alterações no câmbio.

Figura 3: Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável taxa de câmbio



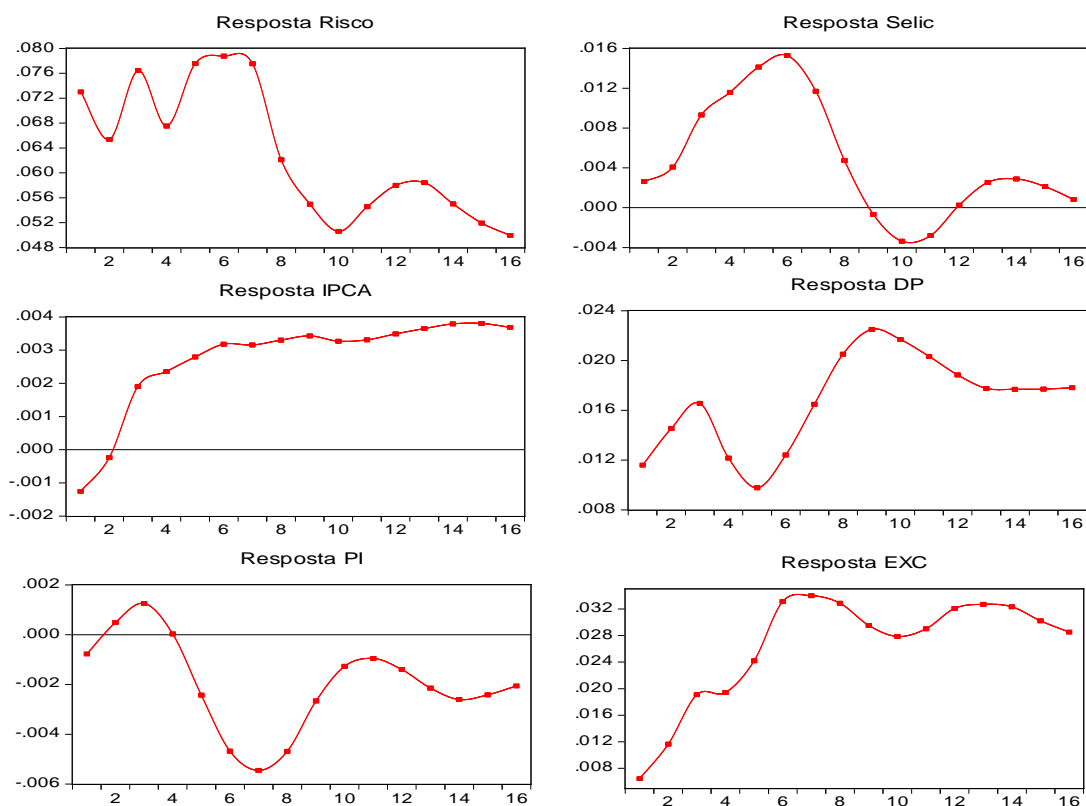
Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

A figura 4 mostra as trajetórias de um choque de um desvio padrão generalizado da variável risco para a economia brasileira. A resposta da taxa Selic ao risco é positiva, caindo somente após seis trimestres. Isso revela que uma elevação no risco implica elevação da taxa básica de juros. Tal fato também indica que choques macroeconômicos e crises de confiança afetam a economia brasileira, já que uma elevação na taxa de juros possui efeito negativo sobre a atividade industrial. A resposta do ipca também é positiva, porém somente após o segundo trimestre, e responde com uma mudança de nível. A taxa de inflação pode estar sujeita a choques macroeconômicos provocados pelas incertezas. Possivelmente, também possui relações com a elevação na taxa Selic. A variável dp mostra resposta positiva, o que leva a apontar que momentos de elevação no risco tenham efeitos sobre o crescimento da dívida pública em relação ao PIB. Esse fato também está condizente com a elevação da taxa Selic, que é indexador da dívida pública. Um choque no risco também mostra persistência.

Um choque no risco sobre a produção industrial tem efeito coerente com a transmissão do risco para a taxa de juros. Assim quando produção aumenta, tende a produzir um impacto

negativo na variável π . O movimento indica também uma mudança negativa de patamar. Dessa forma, a política monetária pode transmitir choques negativos na economia, como a elevação da dívida pública/PIB e a queda na produção industrial por um aumento da taxa de juros. No entanto, o aumento nos juros pode ser causado por uma elevação na variável risco. A resposta da taxa de câmbio a um choque no risco indica que há uma mudança de nível no longo prazo.¹⁸ Os resultados levam a supor que um aumento do risco, de fato, faz com que os investidores internacionais exijam um prêmio, com a desvalorização cambial.

Figura 4 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Risco



Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

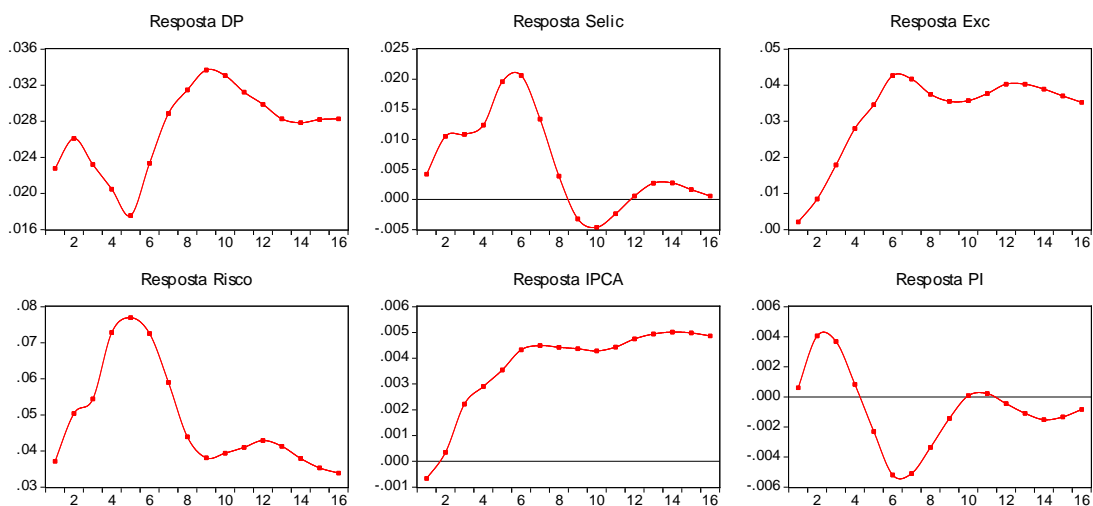
A figura 5 mostra um choque de um desvio padrão generalizado da variável dívida pública sobre o PIB em direção às variáveis endógenas. Observa-se que uma elevação na variável DP faz com que a taxa de juros aumente, com o maior impacto até o quinto trimestre, porém sem persistência. A resposta da taxa de câmbio também é positiva, e mais sensível ao choque da dívida pública sobre o PIB, indicando mudança de nível. Tal fato pode mostrar que uma elevação na dívida pública sobre o PIB exige um prêmio para os investidores internacionais, ou seja, uma elevação na taxa de juros e uma desvalorização cambial, o que aumenta a remuneração da dívida. Adicionalmente, mostra que um aumento da dívida/PIB

¹⁸ O teste é realizado de forma que confirme o pressuposto teórico, embora o teste de causalidade de Granger indique causalidade contrária a um nível de confiança de 10%. Contudo, ampliando esse nível para 95%, a ordem não se tornou clara.

pode gerar um impacto negativo nas contas públicas, fato que se deve porque, historicamente, há uma parcela considerável de dívida pública atrelada à taxa Selic, além de que uma desvalorização na taxa de câmbio torna a dívida externa mais alta em termos da moeda nacional. Um choque na dívida pública sobre o PIB mostra persistência. A resposta do risco também é positiva, e indica que a taxa Selic pode ser influenciada a aumentar tanto por uma elevação na dívida pública sobre o PIB como por um aumento do risco, transmitindo, dessa maneira, impactos negativos para a atividade industrial.

Um choque na dívida pública/PIB impacta positivamente na inflação de forma duradoura no longo prazo. A reação inicial da produção industrial mostra um aumento. No entanto, após o quarto trimestre, há uma queda nessa variável, que tende a se estabilizar, voltando ao nível anterior. Dessa forma, avalia-se que uma elevação na dívida pública em relação ao PIB pode ser prejudicial para a economia, com uma aceleração da inflação, desvalorização cambial e aumento da taxa Selic, pelo menos até o oitavo trimestre. A produção industrial é afetada negativamente pela transmissão da política monetária na maior parte dos períodos posteriores a um impulso na variável dívida/PIB, voltando ao seu nível inicial no período final.

Figura 5 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável DP



Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

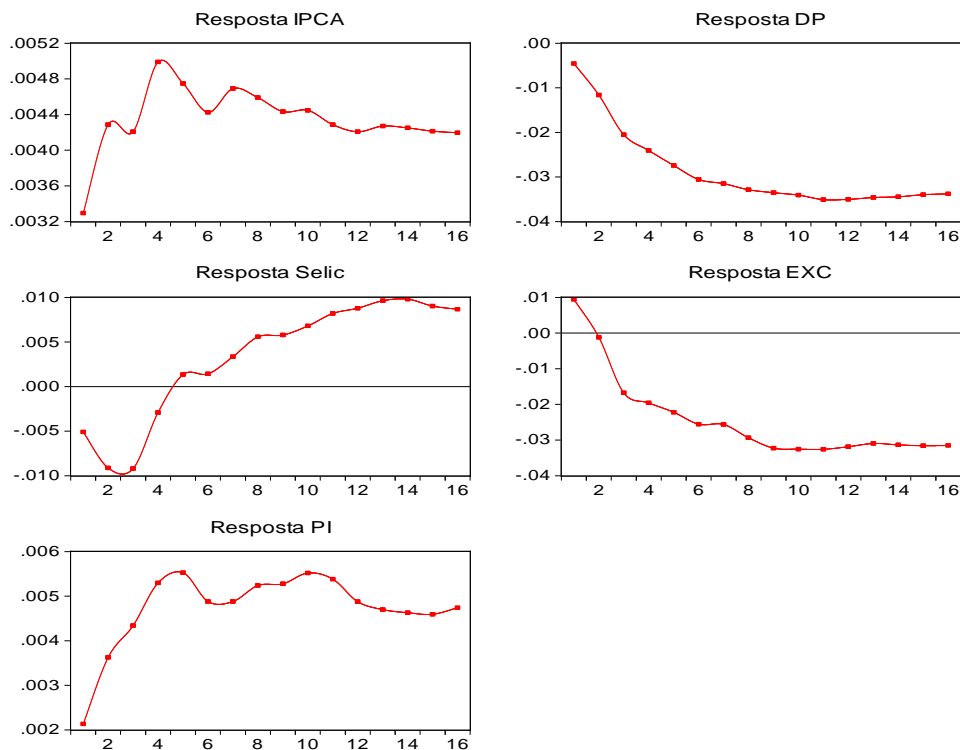
A figura 6 ilustra o resultado de um choque de um desvio padrão generalizado da variável ipca nas variáveis endógenas. Um choque na inflação revela a existência de um componente inercial significativo, logo, pode exigir maiores elevações da taxa Selic para controlar a inflação medida pelo IPCA. A resposta da dívida pública a uma inovação na taxa de inflação mostra-se negativa, e há mudança de nível. Isso ocorre, possivelmente, pelo fato de que períodos de alta atividade econômica estão associados com aceleração na taxa de inflação. Logo, uma elevação no PIB faz com que a relação DP caia. Adicionalmente, como há uma parcela significativa da dívida pública que é prefixada ou atrelada à taxa de juros, uma elevação na taxa de inflação pode fazer com que a dívida pública real se reduza.

A taxa Selic responde a um choque na taxa de inflação e revela que somente tem resposta positiva após o quarto trimestre, indicando elevação do seu nível. Possivelmente, tal movimento indica que a autoridade monetária não responde ativamente a choques na

aceleração do IPCA. A resposta da taxa de câmbio pode indicar que, inicialmente, a aceleração da inflação causa uma desvalorização cambial por tornar os bens nacionais menos competitivos. No entanto, no longo prazo, há uma valorização cambial, resultado contra intuitivo, indicando que a relação entre as variáveis tende a não ser dessa forma.

O resultado de um choque da taxa de inflação na produção industrial confirma que as duas variáveis estão positivamente relacionadas, havendo uma mudança no seu nível. Logo, a política monetária tem um canal de transmissão claro, via produção industrial e taxa de inflação. No entanto, dado à resposta defasada à última, avalia-se que a política monetária pode inferir que a aceleração da inflação mostre persistência.

Figura 6 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável IPCA



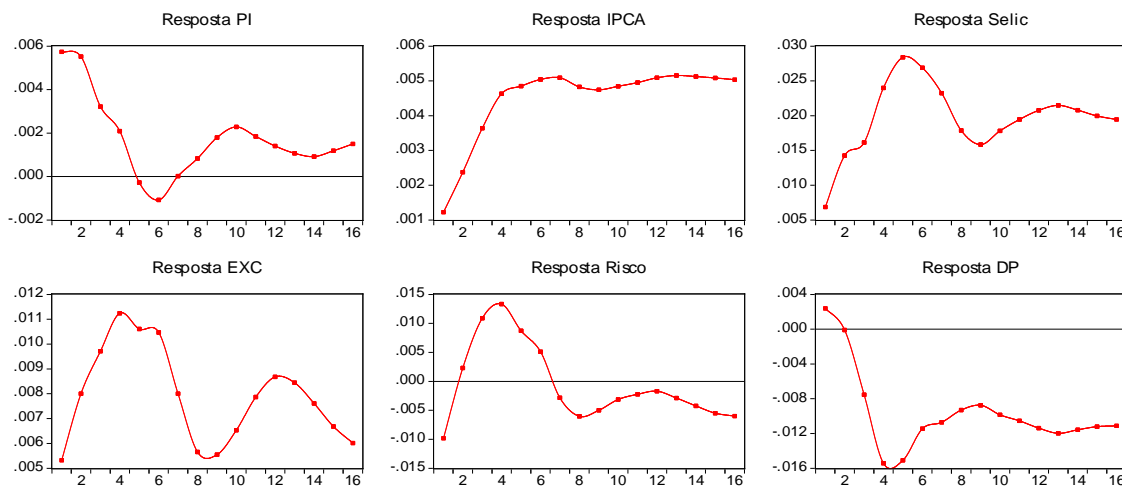
Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic. Não é mostrado o choque na variável risco por não apresentar relação de precedência.

A figura 7 apresenta as respostas nas variáveis endógenas do modelo VEC de um choque na produção industrial. A resposta da taxa de inflação a uma inovação de um desvio padrão generalizado na variável já definida é positiva. Esse fato confirma que períodos de aumento na atividade econômica estão associados com aceleração na taxa de inflação. Essa resposta é sensível e aumenta até o sexto período, indicando mudança de patamar na variável. Os choques na produção industrial mostram que há persistência nessa variável, que diminui até o quinto período. Ademais, os choques na produção industrial elevam a taxa Selic, e revelam que ela pode transmitir uma desaceleração na taxa de inflação.¹⁹

¹⁹ Essa relação é analisada de forma a constatar se há alguma reação da política monetária a um aumento da produção industrial, apesar do teste de causalidade de Granger indicar o contrário a 95% de confiança.

A resposta da taxa de câmbio indica que um choque na produção industrial faz com que haja uma desvalorização cambial. Esse fato implica que, um aumento de oferta pode influenciar o comportamento do câmbio. A resposta da variável risco indica que, inicialmente há uma queda, porém, após o segundo trimestre, há uma elevação e novamente uma diminuição, permanecendo no longo prazo. A dívida pública em relação ao PIB, quando recebe o choque da produção industrial, tem uma queda abrupta, porém somente após o primeiro trimestre, e mantém-se num nível reduzido. Esse fato implica, que o aumento da atividade econômica, tende reduzir a relação dívida pública/PIB.

Figura 7 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável PI



Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

Quando analisadas em conjunto, as funções impulso-resposta fornecem informações relevantes no ponto de vista de mecanismo de transmissão da política monetária. Um aumento da taxa Selic mostra que possui impactos negativos na inflação e na produção industrial, e indica uma valorização na taxa de câmbio e um aumento na dívida pública em relação ao PIB.

A desvalorização da taxa de câmbio implica uma elevação na taxa de inflação, e um aumento na produção industrial. Uma elevação na produção industrial faz com que haja aceleração na taxa de inflação. Esse fato faz com que, para controlar a inflação, o Banco Central precise elevar a taxa de juros. Além do impacto direto no IPCA, esse efeito é transmitido via apreciação da taxa de câmbio e redução da produção industrial, que impacta diretamente na desaceleração da inflação. Para o controle da inflação, o Banco Central pode atuar sobre nível da produção industrial via alterações na taxa Selic. Assim, há claramente um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. A taxa Selic não responde a desvalorizações cambiais. Esse resultado implicaria que o câmbio não faria parte da função de reação da política monetária, embora contração monetária seja capaz de valorizar a taxa de câmbio, que por sua vez, transmite o impacto sobre a desaceleração da inflação. Contudo, a taxa Selic é influenciada pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. Isso faz com que os aumentos nessas variáveis, provoquem elevações na taxa de juros. Tal fato produz impactos negativos na produção industrial e valoriza a taxa de câmbio, que transmite um efeito também de uma desaceleração da inflação. Já um choque na variável risco tem o efeito de desvalorizar a taxa de câmbio e aumentar a taxa de juros. Desse modo, o prêmio pago por uma elevação no risco pode ser negativo em termos de inflação e perda de produção industrial.

5 Conclusões

O Uso do modelo econométrico VEC (vetor autorregressivo com mecanismo de correção de erros) para avaliar os efeitos de transmissão da política monetária brasileira foi suportada pelos testes, indicando sua robustez. As quebras de níveis encontradas nas variáveis indicaram que os eventos macroeconômicos internacionais e internos são determinantes no comportamento dessas variáveis. Os intervalos de tempo considerados críticos foram aqueles associados a mudanças de níveis, tais como a crise mexicana em 1995, o início do regime de metas de inflação e da adoção do regime cambial flutuante em 1999, crises de confiança e financeira de 2001, crise de dívida nos países em desenvolvimento e de expectativas em 2002 e a crise financeira de 2008.

As análises das funções impulso-resposta mostraram que um aumento da taxa juros Selic possui impactos negativos na inflação e na produção industrial, além de uma mudança de nível da taxa de juros. Os resultados indicam também que uma valorização na taxa de câmbio, embora, sem persistência, aponta para a ocorrência de *undershooting*. O efeito de um choque da taxa juros Selic na dívida pública em relação ao PIB é positivo, e mostra que, uma elevação nessa variável pode fazer com que a remuneração dos títulos aumente, implicando também em uma queda na atividade econômica. Esse resultado tende a provocar uma elevação na dívida pública em relação ao PIB. Os choques na taxa de inflação estão positivamente relacionados com a atividade industrial.

Uma inovação não esperada, que resulte numa desvalorização cambial, faz com que ocorra uma elevação na taxa de inflação, e ao mesmo tempo um aumento na produção industrial. Adicionalmente, um choque positivo na produção industrial provoca aceleração na taxa de inflação. Essa conclusão tende a ser consistente com o controle da inflação pelo Banco Central via taxa de juros básica da economia. Além disso, o impacto direto da desaceleração da inflação implica na apreciação da taxa de câmbio e redução da produção industrial. Há, portanto, um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. A manutenção da taxa de juros num nível mais alto implica queda da atividade econômica, elevação da dívida pública sobre o PIB e valorização cambial e, portanto, que possui efeito de controlar a inflação.

Por fim, taxa juros Selic é também influenciada positivamente pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. O prêmio de risco, relacionado a expectativas de inadimplência e queda nos rendimentos dos detentores da dívida pública, transmite impactos negativos sobre a produção industrial. O histórico brasileiro de processos inflacionários tende a contribuir para que a taxa de juros seja estabelecida em níveis mais elevados. Os resultados apontam ainda que a relevância do risco-país pode estar determinando o nível da taxa de juros Selic, já que eventos internacionais, como as crises têm afetado positivamente essa variável.

Referências

ACOSTA-ORMAECHEA, S.; COBLE, D. **The Monetary Transmission in Dollarized and Non-Dollarized Economies: The Cases of Chile, New Zealand, Peru and Uruguay**. IMF Working Paper 1187, 2011. Disponível em: <www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1187.pdf>. Acesso em: 01 mai. 2011.

BARRO, R. J.; GORDON, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**. North-Holland, v. 12. p. 101-121, 1983.

BERNANKE, B. S.; REINHART, V. R.; SACK, B. P. **Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment**. Finance and Economics Discussion Series. n. 48, Washington, 2004.

BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos Regionais da Política Monetária no Brasil: Impactos e Transbordamentos Espaciais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62 n. 1, p. 3-29, Janeiro-Março 2008.

CATÃO, L.; PAGAN, A. **The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach**. Central Bank of Chile: Working Papers, nº 579, May. 2010.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V, v. 42, p. 1.033-1.067, 1998.

DIAS JUNIOR, P. H.; DENARDIN, A. A. Mecanismo de transmissão de política monetária via canal do balanço patrimonial para o período pós plano real. **ANPEC SUL**. Porto Alegre, 2010. Disponível em: <www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2010/artigos/23.pdf>. Acesso em: 01 fev. 2011.

DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. **An omnibus test for univariate and multivariate normality**. Oxford: Manuscript, 1994.

DORNBUSCH, R. **Expectations and Exchange Rate Dynamics**. The Journal of Political Economy. v. 84, n. 6, p. 1161-1176, Dez. 1976.

EGGERTSSON, G. B.; KRUGMAN, P. **Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach**. Princeton, 2010. Disponível em: <http://www.princeton.edu/~pkrugman/debt_deleveraging_ge_pk.pdf>. Acesso em: 01 jul. 2011.

FONSECA, M. W. F.; CURADO, M. L. Dívida Pública, Bancos e Transmissão de Política Monetária: Uma Avaliação Empírica das Transformações do período Pós-Regime de Metas de Inflação no Brasil. **XXXVII Encontro Nacional de Economia**. Foz do Iguaçu, 2009. Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro_2009.htm>. Acesso em: 01 fev. 2011.

FRANKEL, J. A. Monetary Policy in Emerging Markets: A Survey. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 16125. Cambridge, 2010. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w16125>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

FUHRER, J. C.; MOORE, G. R. Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real outputs. **The American Economic Review**. Nashville, v. 85, p.219-239, Mar. 1995.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. ed. 3, Upper Saddle River: Prentice Hall, 1997.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J. **Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models**. In: Harvey, A. e Proietti, T. (Eds). *Readings in Unobserved Components Models*. Oxford University Press, 2005.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economic**, Chicago, v. 85, n. 3, 1977.

MADDALA, G. S. **Introdução a Econometria**. Rio de Janeiro: LTC, 2003.

MCCALLUM, B. T. Analyses of the monetary transmission mechanism: methodological issues. **National Bureau of Economic Research**. Cambridge, 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7395>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MCCALLUM, B. T. Issues in the design of monetary policy rules. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 6016. Cambridge, 1997. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6016>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MENDONÇA, H. F. Metas Para Inflação e Variáveis Macroeconômicas: Uma Avaliação Empírica. **XXXIII Encontro Nacional de Economia 2005**. Natal, 2005. Disponível: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MENDONÇA, H. F.; VIVIAN, V. S. Gestão da Dívida Pública: a experiência do Brasil. **Revista Cepal**. Número especial em português. Santiago, p. 245-264. CEPAL, 2010.

MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy . **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 5464. Cambridge, 1996.

MODENESI, A. M.; ARAÚJO, E. C. Costs and Benefits of Inflation Targeting in Brazil (2000-2008): an empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model. **Developments in Economic Theory and Policy: 8th International Conference**. Bilbao, 2011. Disponível em: <<http://www.conferencedevelopments.com/files/Modenesi-Araujo.pdf>>. Acesso em: 04 jul. 2011.

MUSSA, M. **Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. nº 25, p.117-214, 1986.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. **Generalized Impulse Response Analysis in linear Multivariate Models**, *Economic Letters*, v. 58, p.17-29, 1998.

PRATES, D. M.; CUNHA, A. M.; LÉLLIS, M. T. C. La gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil. **Revista de la CEPAL**, v. 99, p. 97-118, Dez. 2009.

ROGOFF, K., Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. **IMF Staff Papers** 49, Special Issue, 2002 (35 pages).

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. **NBER Macroeconomics annual 1989**. p. 121-170. Cambridge: MIT Press, 1989.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. **The American Economic Review**. Nashville, v. 94, p.1055-1084, Set. 2004.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic**. Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. v. 5, p. 1-17, 1981.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com Preços Desagregados. **Revista de Economia Aplicada**. Ribeirão Preto: v. 10, n. 1, p. 137-155, Janeiro-Março 2006.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. Transmissão da Política Monetária: Análise de Quebras Estruturais na Economia Brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. **XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. Salvador, 2010. Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm> Acesso em: 01 fev. 2011.

TRICHES, D.; SILVA, A. B. M.; MORAES, R. C.; SILVA, S.S. **A análise da convergência e das inter-relações dos indicadores macroeconômicos dos países integrantes do Mercosul**. Pesquisa & Debate. São Paulo, v. 19, n. 2 (34) pp. 115-134, 2008.

URZÚA, C. M. Omnibus tests for multivariate normality based on a class of maximum entropy distributions. **Advances in Econometrics**, v. 12, p. 341-358, 1997.

VARTANIAN, P. R. Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul: Há Indícios de Convergência Macroeconômica? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 11 n. 2, p. 435-464, Maio-Agosto 2010.

APÊNDICE

Tabela A.1 - Testes de raiz unitária no Brasil

	Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
ADF	<i>selic</i>	-2.031	0.041	-2.107	0.243	-5.343	0.000	I(1)
	<i>exc</i>	-0.207	0.608	-2.039	0.270	-0.919	0.947	I(1)
	<i>pi</i>	1.964	0.987	-0.632	0.855	-4.404	0.004	I(1)
	<i>dp</i>	0.993	0.914	-2.508	0.119	-0.945	0.944	I(1)
	<i>ipca</i>	3.460	1.000	-0.784	0.817	-2.078	0.547	I(1)
	<i>ff</i>	-1.550	0.113	-1.343	0.604	-3.632	0.035	I(1)
	<i>risco</i>	-1.285	0.181	-1.162	0.686	-1.838	0.674	I(1)
Δ ADF	Δ <i>selic</i>	-6.272	0.000	-6.528	0.000	-6.525	0.000	I(0)
	Δ <i>exc</i>	-6.379	0.000	-6.395	0.000	-6.744	0.000	I(0)
	Δ <i>pi</i>	-6.302	0.000	-6.746	0.000	-6.663	0.000	I(0)
	Δ <i>dp</i>	-5.459	0.000	-5.622	0.000	-6.135	0.000	I(0)
	Δ <i>ipca</i>	-3.118	0.002	-4.883	0.000	-4.718	0.002	I(0)
	Δ <i>ff</i>	-3.756	0.000	-3.826	0.004	-3.820	0.022	I(0)
	Δ <i>risco</i>	-6.752	0.000	-6.821	0.000	-6.765	0.000	I(0)
	Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
PP	<i>selic</i>	-2.067	0.038	-2.002	0.285	-2.993	0.142	I(1)
	<i>exc</i>	-0.277	0.582	-2.018	0.279	-0.853	0.955	I(1)
	<i>pi</i>	1.300	0.950	-0.250	0.926	-4.125	0.010	I(1)
	<i>dp</i>	1.161	0.935	-2.424	0.139	-1.064	0.927	I(1)
	<i>ipca</i>	6.472	1.000	-2.222	0.201	-2.855	0.184	I(1)
	<i>ff</i>	-1.257	0.190	-0.726	0.832	-1.715	0.733	I(1)
	<i>risco</i>	-1.191	0.211	-1.333	0.609	-2.148	0.510	I(1)
Δ PP	Δ <i>selic</i>	-5.346	0.000	-5.459	0.000	-5.533	0.000	I(0)
	Δ <i>exc</i>	-6.307	0.000	-6.314	0.000	-6.668	0.000	I(0)
	Δ <i>pi</i>	-5.609	0.000	-6.137	0.000	-5.948	0.000	I(0)
	Δ <i>dp</i>	-5.459	0.000	-5.609	0.000	-5.990	0.000	I(0)
	Δ <i>ipca</i>	-3.108	0.002	-4.883	0.000	-4.718	0.002	I(0)
	Δ <i>ff</i>	-3.840	0.000	-3.918	0.003	-3.971	0.015	I(0)
	Δ <i>risco</i>	-6.743	0.000	-6.821	0.000	-6.765	0.000	I(0)

Nota: τ : sem intercepto; τ_{μ} : intercepto; τ_{τ} : tendência e intercepto. Δ denota que as variáveis são testadas em diferença.

Tabela A.2 - Testes de Akaike e Schwarz no modelo do Brasil

Defasagem	1		2		3		4	
	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
	-30.31	-28.04	-29.92	-26.18	-30.23	-25.00	-30.85	-24.09

Nota: AIC refere-se ao *Akaike Information Criterion*, enquanto SC denota *Schwarz Criterion*. No modelo com uma defasagem, a hipótese de normalidade dos resíduos foi rejeitada. No modelo com duas defasagens, as hipóteses de ausência de autocorrelação nos resíduos e normalidade foram rejeitadas. Com quatro defasagens, perdem-se mais graus de liberdade e a estatística Schwarz é desfavorável.

Universidade de Caxias do Sul

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 044 – Jan. 2013 –** A cadeia de carne de frango: uma análise dos mercados brasileiro e mundial de 2002 a 2010
Márcia Voilà CECI/UCS; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 045 – Jan. 2013 –** A taxa de rotatividade e a nova regra aviso prévio
Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 046 – Fev. 2013–** Uma resenha da evolução das regras de política monetária
Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 047 – Fev. 2013–** Uma revisão da dinâmica macroeconômica da dívida pública e dos testes de sustentabilidade da política fiscal
Luís Antônio Sleimann Bertussi, UPF; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 048 – Mar. 2013–** Uma avaliação da regulação e concessão do setor de petróleo no Brasil após a Lei 9478/97.
Márcio Joel Deimling, UNISINOS; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 049 – Abr. 2013–** Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária: uma análise dos países selecionados da América Latina
Divanildo Triches, IPES/UCS e PPGE/UNISINOS; Eduardo Trapp Santarossa, PPGE/UNISINOS;.
- 050 – Mai. 2013–** Instabilidade da Paridade Descoberta de Juros: uma investigação da mobilidade de capital no Brasil no período 1990/2004
Soraia Santos das Silva, UFGD; Divanildo Triches IPES/UCS e PPGE/UNISINOS.
- 051 – Jun. 2013–** Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil de 1995 a 2010
Eduardo Trapp Santarossa, PPGE/UNISINOS; Divanildo Triches IPES/UCS E PPGE/UNISINOS Marcos Tadeu Caputi Lélis, IPES/UCS E PPGE/UNISINOS.

