

IPES Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da
política monetária: uma análise dos países
selecionados da América Latina

Divanildo Triches – IPES/UCS

/PPGE/UNISINOS

Eduardo Trapp Santarossa PPGE/UNISINOS

Abril de 2013

Texto nº 049



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

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária: uma análise dos países selecionados da América Latina

Versão 18.07.2012

Divanildo Triches *
Eduardo Trapp Santarossa **

RESUMO

Este artigo tem como objetivo investigar os efeitos e os canais de transmissão de política monetária nos países selecionados da América Latina ao longo do período que se estende desde o primeiro trimestre de 1995 até o final de 2010. Para isso, foi usado um modelo VEC (*vector error correction*) suportados pelos testes pela sua robustez e consistência. Os resultados apontaram que a política monetária seguida pelos bancos centrais com regime de meta de inflação como Brasil, Chile, México e Peru apresentou, em geral, efeitos de transmissão sobre as variáveis macroeconômicas. No Brasil, as evidências confirmam que uma elevação na taxa juros Selic possui impactos negativos na inflação e na produção industrial, além provocar mudança no nível da taxa de juros. Uma inovação que resulte numa desvalorização cambial também implica uma elevação na taxa de inflação e um aumento na produção industrial. A taxa juros Selic é também influenciada positivamente pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. Os resultados mostram persistência na taxa de inflação mexicana e uma desvalorização cambial tende a provocar aceleração nos preços. Uma inovação na taxa de juros não gera efeitos sobre a desacelerar a inflação, mas provoca uma redução a produção industrial, elevação no os riscos e na dívida pública sobre o PIB. Para o Chile, a taxa de inflação também tem demonstrado persistência. O risco e a taxa de câmbio têm efeito de acelerar os preços. Uma desvalorização taxa de câmbio provoca efeito sobre elevação relação dívida/PIB. A taxa de juros se constitui um forte mecanismo de transmissão de política monetária chilena, no controle da taxa de inflação, estímulos a produção industrial, relação a dívida PIB e do risco. Essa conclusão é bastante semelhante àquela observada na economia peruana. No entanto, uma desvalorização na taxa de câmbio não tem efeitos sobre a produção industrial, além de não relevar o efeito *pass-through*.

Palavras-chave: Mecanismo política monetária, VEC, funções impulsos-resposta, América Latina

ABSTRACT

This paper aims to investigate the effects and transmission channels of monetary policy in selected countries of Latin America from the first quarter of 1995 until the end of 2010. For this purpose a Vector Error Correction (VEC) model is applied to running data. The main results point out the monetary policy pursued by central banks with inflation target as Brazil, Chile, Mexico and Peru shows transmission effects on macroeconomic variables. In Brazil, the evidence confirms that an increase in the Selic

*Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Pesquisador 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.

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

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 3

interest rate has a negative impact on inflation rate and industrial output. In addition, it causes change in its level. An innovation that results the exchange rate devaluation also implies an increase in inflation rate and an increase in industrial output. The Selic interest rate is also influenced positively by country risk and the public debt-to-GDP ratio. The results show persistence in Mexican inflation rates and the exchange rate devaluation tends to cause acceleration in prices. An innovation in the interest rate does not generate effects on slowing down inflation, but causes a reduction in industrial output, increase in country risk and the public debt-to-GDP ratio as well. For Chile, the inflation rate has also demonstrated persistence. The country risk and the exchange rate have the effect of speeding up the prices. A devaluation of exchange rate causes effects on increase the debt/GDP ratio. The interest rate is a strong monetary policy transmission mechanism to control the Chilean inflation rate, and it generates incentive for industrial output, and influence the public debt-to-GDP ratio and country risk. This conclusion is quite similar to that observed in the Peruvian economy. However, exchange rate devaluation has no effect on industrial output. This result means that the pass-through effects are not supported.

Key-words: Mechanisms of transmission, monetary policy, VEC, impulse response functions

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

1 INTRODUÇÃO

Os debates sobre o papel da política monetária no controle da inflação e na estabilização das flutuações do produto e emprego estão no centro das questões macroeconômicas. O controle da inflação é um dos principais objetivos explicitados pelas autoridades monetárias. Portanto, o poder de influência da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas e sua inter-relação é caracterizado como efeito de transmissão de política monetária. Isso ocorre em função de que o banco central, atuando por meio do controle da taxa de juros, agregados monetários, controle de reservas bancárias e outros mecanismos, influencia as decisões dos agentes econômicos como discorre Fuhrer e Moore (1995), Romer e Romer (1989 e 2004) e McCallum (1999).

Desse modo, o controle da inflação exige que o banco central adote uma posição ativa, que, dependendo o caso, pode ter impactos negativos sobre variáveis reais da economia. Tal efeito pode ser considerado como o custo de manter estável a 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 argumenta McCallum (1999). 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, em diversas economias e nos países da América Latina, tendem a encontrar resultados

diferenciados, como canais de transmissão, magnitude dos efeitos e tempo de resposta.¹ Ainda, esses resultados podem estar relacionados com as especificidades dos países considerados e horizonte temporal, bem como o tipo de metodologia utilizada. Dessa forma, a investigação dos canais de transmissão da política monetária mostra-se relevante, uma vez que os formuladores de políticas tendem basear-se nesses resultados para a tomada de decisão ou ainda na medição da efetividade dessas ações. Para isso, é necessário conhecimento e entendimento dos mecanismos por meio dos quais a política monetária afeta a economia.

Adicionalmente, o estudo dos mecanismos pelos quais política monetária é transmitida para o restante da economia pode apontar se a taxa de juros é uma variável adequada para suavizar as flutuações macroeconômicas. Em geral, os países em desenvolvimento, tipicamente como os da América Latina, tendem a apresentar alta volatilidade, como consequência, o prêmio requerido sobre os preços dos ativos financeiros tende a ser mais elevados em função do risco apresentado por ativos.

Portanto, as ações de política monetária estabelecidas pelos bancos centrais dos países selecionados da América Latina como Brasil, Chile, México e Peru tendem influenciar a atividade econômica por meio dos canais como taxa de juros de mercado, preços ativos, expectativas e credibilidade e taxa de 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 1990.² O Chile, o adotou o regime monetário de meta de inflação, após de ter sido abandonado o controle de capitais e o sistema de taxa de câmbio administrado. Já o México restabeleceu os canais de transmissão de política monetária, anos mais tarde, também com a implementação de disciplina fiscal, taxa de câmbio flexível, reforma do sistema financeiro e meta de inflação.

Nesse contexto, o objetivo desse estudo é investigar os efeitos e os canais de transmissão de política monetária nos países selecionados da América Latina ao longo do período que se estende desde o primeiro trimestre de 1995 até o final de 2010. Desse modo, procura-se ampliar as evidências empíricas por meio da utilização de modelos econométricos. Para tanto, o artigo está estruturado em cinco seções, além desta introdução. A segunda faz uma breve revisão dos estudos sobre os efeitos de transmissão de política monetária. Na terceira seção, abordam-se os aspectos metodológicos de estimação. A quarta trata da análise dos resultados. Por fim, na quinta seção, encontram-se as conclusões.

¹ Vejam-se Acosta-Ormaechea e Coble (2011), Betancour et al. (2006), Fonseca e Curado (2009), Frankel (2010), Fuhrer e Moore (1995), Gaytán e Garcia (2006), Mendonça (2005), McCallum (1999), Pesce (2008), Romer e Romer (1989) e (2004), Tomazzia e Meurer (2010), Santarossa et al (2012), Sidaoui e Francia(2006), Vartaniam (2010), entre outros.

² O Chile e Peru foram os países da América Latina com experiência mais longa de meta de inflação, com adoção em 1991 e 1994, respectivamente. Brasil e Colômbia adotaram o sistema de meta de inflação, em 1999, enquanto o México iniciou adoção do arranjo, em 1999, e o consolidou dois anos mais tarde. Uma análise da experiência de meta de inflação para os países da América Latina pode ser encontrada em Corbo e Schmidt-Hebbel (2001) e Schmidt-hebbel e Werner (2002).

2 Efeitos de transmissão da política monetária

No início da década dos anos 1990, a América Latina destacava-se por registrar a taxa de inflação média mais elevada dentre as regiões mundiais. Esse fato teve como resultado o emprego de políticas governamentais, por um longo período, em que não tinham como principal objetivo a estabilidade macroeconômica, como aborda Corbo (2000). As políticas ativistas adotadas resultaram em elevados déficits fiscais e, no final, eram monetizados pelos bancos centrais ou eram usadas para fazer frente à crise do balanço de pagamentos em que exigia forte ajustamento na taxa de câmbio. Claramente, a estratégia adotada pelos países latinos americanos apresentava dominância fiscal no sentido em que política monetária era primeiramente ditada por questões relacionadas à política fiscal, além da existência de forte repressão financeira e o uso de regime de taxa de câmbio rígido³. Tais fatores restringiram fortemente os efeitos da política monetária.

As evidências empíricas têm demonstrado que a persistência da inflação para América Latina tem caído fortemente dos anos 1990 para os anos 2000⁴. Tais fatos ocorreram principalmente para os países que adotaram a meta de inflação, como Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. A exceção dentre esses países ficou por conta Colômbia. Enquanto para os demais países, que não adotaram meta de inflação, tem-se se aumentado de um período para outro. De modo geral, grau atual de persistência da inflação é relativamente baixo em contraste da visão comum de que alta persistência de inflação é uma parte estrutural da economia. Esse resultado indica que mudança no regime de política monetária poder afetar a persistência da inflação, como mostram Capistrán e Francia (2006). Eles investigaram a dinâmica da inflação de dez países da América Latina ao longo do período de 1980 a 2006. Os autores apontam ainda a mudança na política monetária, o fim da dominância fiscal e a adoção do regime de meta de inflação tiveram efeitos significativos sobre a dinâmica da inflação, reduzindo sua média e seu grau de persistência.

Os estudos de Del Negro e Obiols-Homs (2001) para economia mexicana não encontraram efeitos significativos da política monetária sobre o preço e o produto no período de 1975 a 1997. Enquanto que choques externos foram as variáveis determinantes. A taxa de câmbio era considerada o principal mecanismo pelo a qual a política monetária era transmitida para economia. Sidaoui e Ramos-Francias (2006) avaliaram o mecanismo de transmissão de política monetária para economia mexicana ao longo de setembro de 1995 a fevereiro de 2005, empregando o modelo MS-VAR. ⁵

³ Os países da América Latina que utilizaram a taxa de câmbio como base nos programas de estabilização econômica foram; Argentina, no período de 1991 a 2001, Bolívia (1985), Brasil (1994-1998), Equador (1992-1998), México (1988-1994), Uruguai e Venezuela (1989-2002). Chile, Colômbia e Peru focalizaram na meta de inflação com o monitoramento em outras variáveis como agregados monetários e taxa de câmbio, como abordam Singh et al. (2005).

⁴ Corbo (2000) mostra que, nos anos 1980, quatro países da América Latina registravam a taxa média anual de inflação acima de 200,0% – para toda a região a média era de 145,0% ao ano. No final dos anos de 1990, somente México e Venezuela apresentavam uma inflação acima de 15,0% ao ano e a inflação média anual da região latino-americana caiu para abaixo de 10,0%.

⁵ VAR (*Vector Auto Regressions*) é um modelo econométrico de um vetor auto-regressivo em que todas as variáveis são influenciadas entre si no sistema; SVAR (*Structural Vector Auto-Regressions*) é um modelo econométrico em que usa o VAR com restrição de alguns parâmetros, ou seja, o sistema de variáveis é estruturado; MSVAR (*Markov-Switching Vector Autoregressions*) é um modelo VAR em que há mudança de regime, ou seja, os parâmetros não são constantes ao longo do tempo.

Os autores mostraram que na década 2000, o processo inflacionário e o mecanismo de transmissão de política monetária têm mudado significativamente, no México, como resultado de vários fatores, ou seja, a) tendência da queda da inflação mundial, b) disciplina fiscal interna, c) redução da volatilidade e da inércia inflacionária, d) redução da persistência inflacionária e o processo inflacionário passaram a ser estacionário que é uma condição necessária para o bom desempenho da meta de inflação, e) flutuação da taxa de câmbio tornou-se menos importante na determinação dos preços. f) os movimentos da taxa de juros passaram a dominar e ser rápidos sobre o comportamento da inflação. Essas mudanças conjuntas têm aumentando a transparência e a credibilidade na implementação da política monetária.

Corbo (2000) analisou a política monetária para seis países da América Latina durante os anos de 1990, usando a metodologia encontrada em Clarida et al (1998). Os resultados para o Chile e para a Colômbia indicaram que o déficit em conta corrente em relação ao PIB é uma variável significativa que deve ser considerada na elaboração da política monetária no controle da inflação. O hiato do produto foi significativo apenas na segunda metade dos anos de 1980. Na Costa Rica, e no Peru tanto o hiato do produto quanto a taxa de câmbio real foram significativos, enquanto para El Salvador apenas o hiato do produto foi estatisticamente significativo. Dentre os seis países, o Chile foi o que mais teve sucesso em reduzir a inflação próxima à meta estabelecida.

Os efeitos de transmissão da política monetária utilizando os métodos VAR, SVAR, MSVAR, para o caso brasileiro, foram estimados por Tomazzia e Meurer (2010). 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 de condução de política monetária. Nessa concepção, Dias Junior e Denardim (2010) estimaram o

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 7

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) empregou o modelo VAR para avaliar 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 2005.⁶ Ele concluiu que a credibilidade do banco central desempenha um papel crucial 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 dilema 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 mostrou-se estatisticamente relevante.

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 como as taxas de juros sejam mais eficientes nesses países do que, por exemplo, no Uruguai e no Peru. Vartaniam (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 usada para a política monetária; inflação; reservas; e taxa de câmbio. Vartaniam (2010) analisou comparativamente, por meio do modelo VAR, os efeitos nos choques monetários e cambiais, além da relevância relativa das variáveis no sistema. Ele conclui que os países não apresentam convergência macroeconômica, rejeitando a hipótese de que o comportamento das economias tem sido convergente, talvez em função do Mercosul. Essa conclusão coincide com os resultados de Triches *et al* (2008), que além de corroborar Vartaniam (2010), baseados em testes de cointegração, funções impulso resposta e causalidade, encontraram pouca evidência de que esses países apresentem relações de interdependência.

Para os países avançados, 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. Eles destacaram ainda que a política monetária praticada por

⁶ O autor emprega a metodologia da diferença entre a inflação esperada e a meta anunciada. Maiores detalhes são encontrados em Mendonça (2005).

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. 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.

3 Aspectos metodológico e estimação

No início da década dos anos 1990, a América Latina destacava-se por registrar a taxa de inflação média mais elevada dentre as regiões mundiais. Esse fato teve como resultado o emprego de políticas governamentais, por um longo período, em que não tinham como principal objetivo a estabilidade macroeconômica, como aborda Corbo (2000). As políticas ativistas adotadas resultaram em elevados déficits fiscais e, no final, eram monetizados pelos bancos centrais ou eram usadas para fazer frente à crise do balanço de pagamentos em que exigia forte ajustamento na taxa de câmbio. Claramente, a estratégia adotada pelos países latinos americanos apresentava dominância fiscal no sentido em que política monetária era primeiramente ditada por questões relacionadas à política fiscal, além da existência de forte repressão financeira e o uso de regime de taxa de câmbio rígido⁷. Tais fatores restringiram fortemente os efeitos da política monetária.

As evidências empíricas têm demonstrado que a persistência da inflação para América Latina tem caído fortemente dos anos 1990 para os anos 2000⁸. Tais fatos ocorreram principalmente para os países que adotaram a meta de inflação, como Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. A exceção dentre esses países ficou por conta Colômbia. Enquanto para os demais países, que não adotaram meta de inflação, tem-se se aumentado de um período para outro. De modo geral, grau atual de persistência da inflação é relativamente baixo em contraste da visão comum de que alta persistência de inflação é uma parte estrutural da economia. Esse resultado indica que mudança no regime de política monetária poder afetar a persistência da inflação, como mostram Capistrán e Francia (2006). Eles investigaram a dinâmica da inflação de dez países da América Latina ao longo do período de 1980 a 2006. Os autores apontam ainda a mudança na política monetária, o fim da dominância fiscal e a adoção do regime de meta de inflação tiveram efeitos significativos sobre a dinâmica da inflação, reduzindo sua média e seu grau de persistência.

⁷ Os países da América Latina que utilizaram a taxa de câmbio como base nos programas de estabilização econômica foram; Argentina, no período de 1991 a 2001, Bolívia (1985), Brasil (1994-1998), Equador (1992-1998), México (1988-1994), Uruguai e Venezuela (1989-2002). Chile, Colômbia e Peru focalizaram na meta de inflação com o monitoramento em outras variáveis como agregados monetários e taxa de câmbio, como abordam Singh et al. (2005).

⁸ Corbo (2000) mostra que, nos anos 1980, quatro países da América Latina registravam a taxa média anual de inflação acima de 200,0% – para toda a região a média era de 145,0% ao ano. No final dos anos de 1990, somente México e Venezuela apresentavam uma inflação acima de 15,0% ao ano e a inflação média anual da região latino-americana caiu para abaixo de 10,0%.

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 9

Os estudos de Del Negro e Obiols-Homs (2001) para economia mexicana não encontraram efeitos significativos da política monetária sobre o preço e o produto no período de 1975 a 1997. Enquanto que choques externos foram as variáveis determinantes. A taxa de câmbio era considerada o principal mecanismo pelo a qual a política monetária era transmitida para economia. Sidaoui e Ramos-Francias (2006) avaliaram o mecanismo de transmissão de política monetária para economia mexicana ao longo de setembro de 1995 a fevereiro de 2005, empregando o modelo MS-VAR.⁹ Os autores mostraram que na década 2000, o processo inflacionário e o mecanismo de transmissão de política monetária têm mudado significativamente, no México, como resultado de vários fatores, ou seja, a) tendência da queda da inflação mundial, b) disciplina fiscal interna, c) redução da volatilidade e da inércia inflacionária, d) redução da persistência inflacionária e o processo inflacionário passaram a ser estacionário que é uma condição necessária para o bom desempenho da meta de inflação, e) flutuação da taxa de câmbio tornou-se menos importante na determinação dos preços. f) os movimentos da taxa de juros passaram a dominar e ser rápidos sobre o comportamento da inflação. Essas mudanças conjuntas têm aumentando a transparência e a credibilidade na implementação da política monetária.

Corbo (2000) analisou a política monetária para seis países da América Latina durante aos anos de 1990, usando a metodologia encontrada em Clarida et al (1998). Os resultados para o Chile e para a Colômbia indicaram que o déficit em conta corrente em relação ao PIB é uma variável significativa que deve ser considerada na elaboração da política monetária no controle da inflação. O hiato do produto foi significativo apenas na segunda metade dos anos de 1980. Na Costa Rica, e no Peru tanto o hiato do produto quanto a taxa de câmbio real foram significativos, enquanto para El Salvador apenas o hiato do produto foi estatisticamente significativo. Dentre os seis países, o Chile foi o que mais teve sucesso em reduzir a inflação próxima à meta estabelecida.

Os efeitos de transmissão da política monetária utilizando os métodos VAR, SVAR, MSVAR, para o caso brasileiro, foram estimados por Tomazzia e Meurer (2010). 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.

⁹ VAR (*Vector Auto Regressions*) é um modelo econométrico de um vetor auto-regressivo em que todas as variáveis são influenciadas entre si no sistema; SVAR (*Structural Vector Auto-Regressions*) é um modelo econométrico em que usa o VAR com restrição de alguns parâmetros, ou seja, o sistema de variáveis é estruturado; MSVAR (*Markov-Switching Vector Autoregressions*) é um modelo VAR em que há mudança de regime, ou seja, os parâmetros não são constantes ao longo do tempo.

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) empregou o modelo VAR para avaliar 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 2005.¹⁰ Ele concluiu que a credibilidade do banco central desempenha um papel crucial 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 dilema 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 mostrou-se estatisticamente relevante.

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 como as taxas de juros sejam mais eficientes nesses países do que, por exemplo, no Uruguai e no Peru. Vartaniam (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 usada para a política monetária; inflação; reservas; e taxa de câmbio. Vartaniam (2010) analisou comparativamente, por meio do modelo VAR, os efeitos nos choques monetários e cambiais, além da relevância relativa das variáveis no sistema. Ele conclui que os países não apresentam convergência macroeconômica, rejeitando a hipótese de que o comportamento das economias tem sido convergente, talvez em função do Mercosul. Essa conclusão coincide com os resultados de Triches *et al* (2008), que além de corroborar Vartaniam (2010), baseados em testes de cointegração, funções impulso resposta e causalidade, encontraram pouca evidência de que esses países apresentem relações de interdependência.

¹⁰ O autor emprega a metodologia da diferença entre a inflação esperada e a meta anunciada. Maiores detalhes são encontrados em Mendonça (2005).

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 11

Para os países avançados, 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 do 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. Eles destacaram ainda 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. 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.

3 Aspectos metodológicos e estimação

A presença de relação de longo prazo entre as variáveis incluídas nos modelos dos países selecionados foi avaliada por meio de teste de cointegração de Johansen, considerando, 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. Portanto os testes revelam a existência de uma relação de longo prazo nas variáveis. Desse modo, a utilização do modelo de vetores autorregressivos com correção de erro torna-se possível e permite o uso de variáveis em diferença e sem perda de informações de longo prazo no modelo.¹¹

A tabela 2 reporta os testes de autocorrelação dos resíduos para os países selecionado da América Latina com o modelo de três defasagens. Observa-se que a hipótese nula, ou seja, de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada ao nível de significância de 95% nos modelos de todos os países. No Peru, rejeita-se a hipótese de normalidade dos resíduos com 5% de confiança com uma duas ou três defasagens. No Chile, os modelos com uma ou duas defasagens apresentaram as mesmas características. Com quatro defasagens, o modelo chileno torna-se instável e rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Já para o México, rejeita-se a hipótese de normalidade dos resíduos com 5% de confiança nos modelos com uma ou duas defasagens, enquanto

¹¹ Não é considerada no teste a presença da variável taxa de juros da política monetária dos Estados Unidos, por ser teoricamente, independente das economias selecionadas, portanto tem natureza exógena. As demais variáveis são consideradas como endógenas no modelo, e, assim, fazem parte do vetor de cointegração.

para quatro defasagens rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação a 5% de confiança.

Tabela 1 – Teste de cointegração de Johansen com três defasagens para os países selecionado da América Latina

Países	Brasil					México				
Nº de vetores Cointegração	Autovalor	Estatística		Estatística Max.		Autovalor	Estatística	Estatística		Autovalor
		Traço	Valor Crítico ¹	Autovalor	Valor Crítico ²			Traço	Valor Crítico ³	
r=0	0.65	177.37	95.75	63.08	40.08	0.76	185.27	95.75	73.30	40.08
r≤1	0.52	114.30	69.82	43.66	33.88	0.59	111.97	69.82	46.27	33.88
r≤2	0.44	70.64	47.86	34.58	27.58	0.43	65.70	47.86	29.21	27.58
r≤3	0.26	36.06	29.80	17.69	21.13	0.35	36.49	29.80	22.22	21.13
r≤4	0.19	18.37	15.49	12.81	14.26	0.21	14.28	15.49	12.45	14.26
r≤5	0.09	5.56	3.84	5.56	3.84	0.03	1.82	3.84	1.82	3.84

Países	Chile					Peru				
Nº de vetores Cointegração	Autovalor	Estatística		Estatística Max.		Autovalor	Estatística	Estatística		Autovalor
		Traço	Valor Crítico ⁵	Autovalor	Valor Crítico ⁶			Traço	Valor Crítico ⁷	
r=0	0.85	222.73	95.75	85.80	40.08	0.79	171.95	95.75	71.65	40.08
r≤1	0.69	136.93	69.82	53.44	33.88	0.61	100.30	69.82	43.53	33.88
r≤2	0.58	83.49	47.86	40.39	27.58	0.39	56.77	47.86	22.94	27.58
r≤3	0.42	43.10	29.80	25.17	21.13	0.36	33.83	29.80	20.51	21.13
r≤4	0.32	17.93	15.49	17.71	14.26	0.20	13.32	15.49	10.42	14.26
r≤5	0.00	0.21	3.84	0.21	3.84	0.06	2.90	3.84	2.90	3.84

Nota:1 e 2: Estatística Traço indica 6 vetores de cointegração e Máximo autovalor indica 3 vetores de cointegração a 5% de significância.

3 e 4: Estatística Traço indica 4 vetores de cointegração e Máximo autovalor indica 4 vetores de cointegração a 5% de significância

5 e 6: Estatística Traço indica 5 vetores de cointegração e Máximo autovalor indica 5 vetores de cointegração a 5% de significância

7 e 8: Estatística Traço indica 4 vetores de cointegração e Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração a 5% de significância

A figura 1 reporta as raízes inversas dos modelos com três defasagens para os países selecionado da América Latina. Nota-se que o modelo com três defasagens tem se apresentado estável. Tal fato deve-se ocorrer por que as raízes inversas do polinômio característico e autorregressivo encontram-se dentro do círculo unitário. Portanto, Esse resultado vem a confirmar a consistência do emprego do modelo com três defasagens.

Tabela 2 – Teste de autocorrelação dos resíduos para os países selecionado da América Latina

Ordem	Brasil		México		Chile		Peru	
	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor	Estatística LM	p-valor
1 ^a	35,089	0,512	35,189	0,507	39,207	0,328	37,823	0,386
2 ^a	35,665	0,484	31,966	0,661	26,223	0,884	28,274	0,817
3 ^a	45,384	0,136	37,667	0,393	33,375	0,594	27,517	0,844
4 ^a	30,613	0,722	22,133	0,966	43,856	0,173	29,592	0,766

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

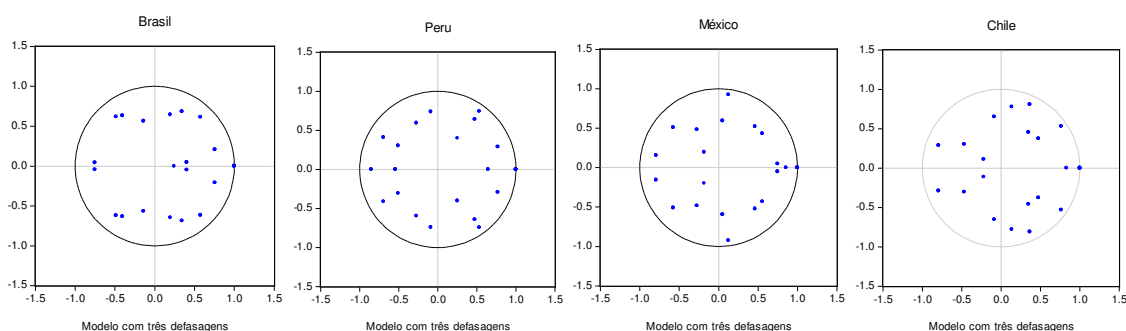
O teste de normalidade dos resíduos para os países selecionado da América Latina é ilustrado na tabela 3. Esse teste é obtido por meio da estatística *Jarque-Bera*.

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 13

Verifica-se, portanto, que a hipótese nula não pode ser rejeitada no nível de significância 95% nos testes de Urzúa para os quatro países selecionados.¹²

Para avaliar a quebra de nível e/ou as irregularidades nas séries estatísticas, um vetor ($n \times 1$) de variáveis binárias ou *dummies* foi incluído. Isso permite, segundo Prates *et al* (2009), controlar as irregularidades presentes nas variáveis dos modelos. 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

Figura 1: Raízes inversas dos modelos com três defasagens para os países selecionado da América Latina



A tabela 4 mostra os testes de quebra de nível e irregularidades nas séries ou *outliers* presentes nas séries que orienta a criação de um vetor de variáveis binárias incluído nos modelos econométricos de cada país selecionado.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, períodos de choques e crises internacionais com elevação dos riscos dos países e quedas nos níveis de produção ou ainda na elevação da dívida pública ou acelerações ou desacelerações da taxa de inflação, além das reações conjunturais das variáveis.

As quebras verificadas na economia brasileira em 1995 devem-se aos reflexos da crise mexicana e a afetiva implementação do plano real, com queda na produção industrial e desaceleração da inflação. Já a adoção do regime de metas de inflação com 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 níveis dessas variáveis nesse período do tempo, com a aceleração da inflação e desvalorização cambial. Em 2002, a quebra estrutural ocorreu por conta do período pré-eleitoral com aumento de incerteza nos mercados com reflexos na elevada desvalorização cambial.

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).

¹³ Maior detalhamento da metodologia pode ser encontrado em Greene (1997) e Hamilton (1994), Harvey e Koopman (2005). 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.

Tabela 3 – Teste de normalidade dos resíduos para os países selecionado da América Latina

Componente:	Brasil			México			Chile			Peru		
	J-B	g.l.	p-valor	J-B	g.l.	p-valor	J-B	g.l.	p-valor	J-B	g.l.	p-valor
1	1.929	2	0.381	3.746	2	0.154	0.921	2	0.6309	0.875	2	0.646
2	23.144	2	0	3.642	2	0.162	12.243	2	0.0022	11.771	2	0.003
3	1.551	2	0.461	1.596	2	0.450	9.331	2	0.0094	0.478	2	0.788
4	2.606	2	0.272	2.466	2	0.291	1.166	2	0.5582	2.585	2	0.275
5	1.389	2	0.499	1.062	2	0.588	1.779	2	0.4109	0.630	2	0.730
6	7.439	2	0.024	0.758	2	0.684	0.802	2	0.6695	0.087	2	0.958
<i>Conjunto:</i>	<i>179.952</i>	<i>182</i>	<i>0.529</i>	<i>161.578</i>	<i>182</i>	<i>0.860</i>	<i>183.618</i>	<i>182</i>	<i>0.452</i>	<i>187.094</i>	<i>182</i>	<i>0.382</i>

Nota: J-B refere-se à estatística Jarque-Bera. O teste empregado é do de Urzúa que está descrito em Urzúa (1997).

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.

A crise de 2008/2009 resultou em quebras nas variáveis de todos os países. Entretanto, o Chile foi o único que não teve quebras na produção industrial, com exceção de um *outlier* no primeiro trimestre de 2010. O Peru e o Chile pareceram utilizar ativamente as taxas de juros na crise financeira, devido à quantidade de quebras nessa variável. Já para o México, os testes indicaram que os choques tenderem ser absorvidos pela taxa de câmbio, assim como o Brasil no último trimestre de 2008. A variável dívida em relação ao PIB, no Chile e no México, sofreu diversas quebras a partir de 2006. Esse resultado está relacionado á redução expressiva dessa variável em ambos os países ao longo dos anos 2000 e também efeito subjacente da crise de 2008.

A partir dos testes previamente descritos, procede-se a análise das funções impulso resposta, as quais permitem avaliar os efeitos de transmissão da política monetária nos países selecionados da América Latina. Para efeito de auxiliar e guiar a interpretação dos resultados, foram realizados os testes raiz unitária e após os testes de causalidades. Esses últimos estão reportados na tabela 1 do anexo.

As funções impulso e resposta para o Brasil ao longo do primeiro trimestre de 1995 ao último de 2010 estão ilustradas na Figura 2. Nota-se que um choque da taxa Selic possui impactos negativos na inflação. Esse resultado não apresenta sinais da ocorrência do fenômeno *price puzzle*, e indica ainda que a taxa de juro básica tem se constituído, de fato, um mecanismo de política monetária adequado para o controle dos preços na economia brasileira, principalmente a partir da adoção do arranjo monetário de metas de inflação. O choque na taxa de juros também afeta negativamente a na produção industrial, e indica uma leve valorização na taxa de câmbio e um aumento na dívida pública em relação ao PIB e elevação do risco país. Tais resultados são corroborados por Mendonça (2005), Modenesi e Araújo (2011), Santarossa (2012) e Tomazzia e Meuler (2010).

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 15

Tabela 4 – Testes de quebra de nível e irregularidades nas séries para os quatro países da América Latina

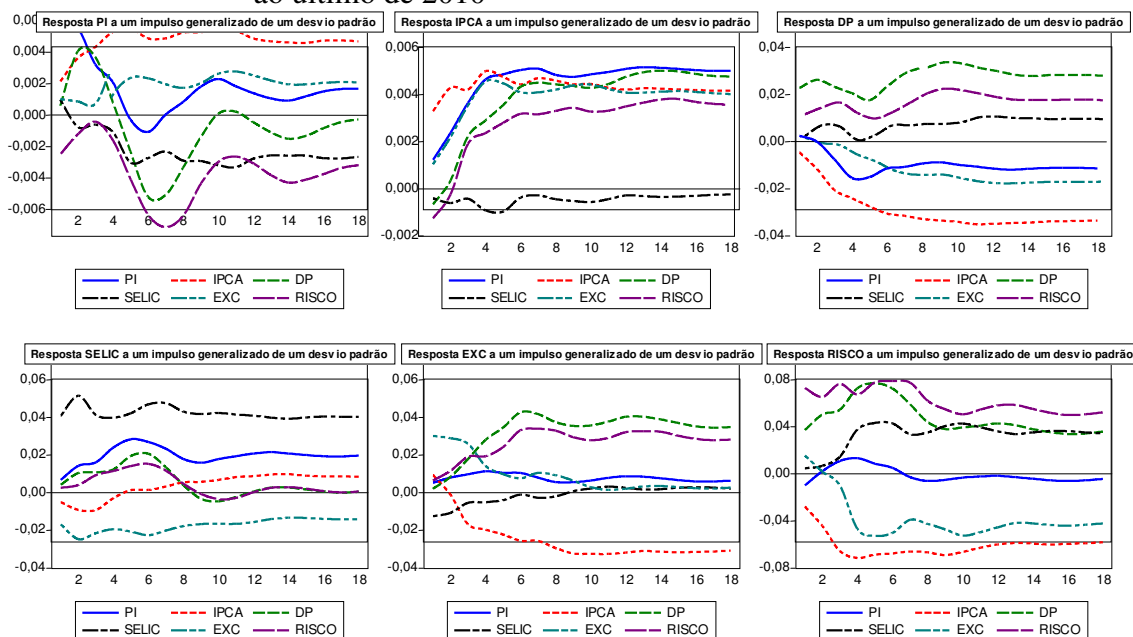
Brasil							México						
Datas- trimestre	selic	exc	pi	dp	ipca	risco	Datas- trimestre	r	exc	pi	dp	ipc	risco
<i>Dummy</i> 1995-2	quebra	-	quebra	-	quebra	-	<i>Dummy</i> 1998-3	quebra	quebra	-	-	<i>outlier</i>	quebra
<i>Dummy</i> 1997-4	quebra	-	-	-	-	-	1999-1	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-
1998-2	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 1999-2	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1998-3	-	-	-	-	-	quebra	<i>Dummy</i> 2002-2	-	-	quebra	-	-	-
<i>Dummy</i> 1998-4	quebra	-	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 2003-1	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1999-1	quebra	quebra	-	-	-	-	2003-3	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2002-3	-	quebra	-	quebra	-	quebra	<i>Dummy</i> 2006-3	-	-	-	quebra	-	-
<i>Dummy</i> 2002-4	-	<i>outlier</i>	-	-	quebra	-	<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	-	quebra	-	quebra
<i>Dummy</i> 2003-1	-	-	-	-	quebra	-	<i>Dummy</i> 2009-1	-	quebra	quebra	quebra	-	-
<i>Dummy</i> 2003-2	-	quebra	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 2010-1	-	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	quebra	-	-	quebra	-	-	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2009-1	-	-	quebra	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Chile							Peru						
Datas- trimestre	r	exc	pi	dp	ipc	risco	Datas- trimestre	r	exc	pi	dp	ipc	risco
2001-2	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 1999-2	quebra	-	-	-	-	-
2004-1	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 1999-4	-	-	quebra	quebra	-	-
<i>Dummy</i> 2006-1	-	-	-	quebra	-	-	<i>Dummy</i> 2001-3	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2006-4	-	-	-	quebra	<i>outlier</i>	-	<i>Dummy</i> 2001-4	quebra	-	-	-	-	-
2007-2	-	-	-	<i>outlier</i>	-	-	<i>Dummy</i> 2002-2	-	-	quebra	-	-	-
<i>Dummy</i> 2007-3	-	-	-	-	quebra	-	2002-3	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-
2007-4	-	-	-	<i>outlier</i>	-	-	2003-1	-	-	-	-	<i>outlier</i>	-
<i>Dummy</i> 2008-1	-	-	-	quebra	-	-	2006-2	-	-	-	-	-	<i>outlier</i>
<i>Dummy</i> 2008-3	-	-	-	-	quebra	-	<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	quebra	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	-	-	quebra	quebra	<i>Dummy</i> 2009-1	-	quebra	quebra	quebra	-	-
<i>Dummy</i> 2009-1	quebra	-	-	-	-	-	<i>Dummy</i> 2009-2	quebra	-	quebra	-	-	-
<i>Dummy</i> 2009-2	quebra	-	-	-	-	quebra	<i>Dummy</i> 2009-3	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2009-3	quebra	-	-	-	-	quebra	2011-1	-	-	<i>outlier</i>	-	-	-
2010-1	-	-	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2010-3	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.

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 necessite no período seguinte 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 tenderia indicar 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.

Figura 2: Funções impulso-resposta para o Brasil no primeiro trimestre de 1995 ao último de 2010*



Nota: Pi é produção industrial; IPCA, índice de preços ao consumidor amplo; DP, dívida governamental sobre o PIB; Selic, taxa de juros selic; EXC, taxa de câmbio nominal; Risco, risco país. Os números no eixo horizontal referem-se aos trimestres.

*As trajetórias mostram as respostas da variável referência devido a uma inovação nas variáveis contidas na legenda.

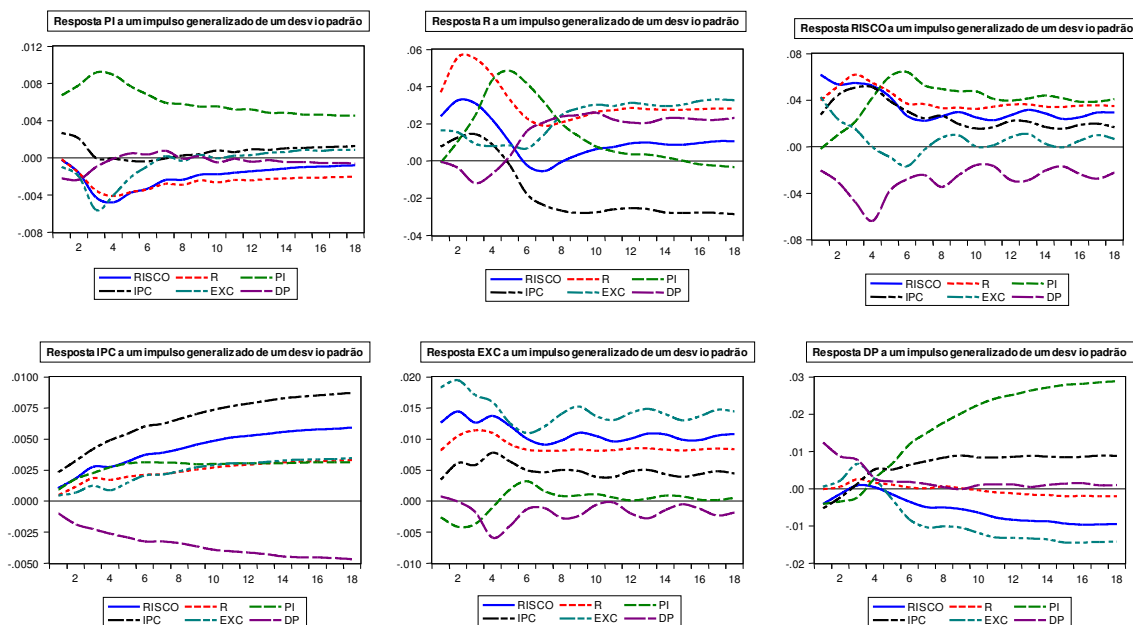
Contudo, a taxa Selic é influenciada pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. Isso faz com que os aumentos nessas variáveis, provoquem elevações na taxa de juros. Tal fato produz impactos negativos na produção industrial e valoriza a taxa de câmbio, que transmite um efeito também de uma desaceleração 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.

A Figura 3 ilustra as funções impulso e resposta para o México ao longo do quarto trimestre de 1997 ao terceiro trimestre de 2011. Observa-se que inovações positivas na taxa de juros mexicana apresentam resultados contrários em relação aquele verificado na economia brasileira. sobre a taxa de inflação, mas tem efeitos sobre a desvalorização da taxa de câmbio. Assim choques positivos na taxa de juros não produzem efeitos sobre a desaceleração no índice de preços ao consumidor e tende a desvalorizar a taxa de câmbio.¹⁵ Essa conclusão segue, em geral, Del Negro e Obiols-Homs (2001). Por sua vez, um impulso na taxa de juros causa uma queda na produção industrial e aumento de risco. A variável taxa de juros também reage positivamente a choques no risco, na taxa de inflação e na dívida sobre o PIB.

¹⁵ O teste de causalidade de Granger indica que as variações na taxa de juros causam as variações na inflação.

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 17

Figura 3: Funções impulso e resposta para o México ao longo do quarto trimestre de 1997 ao terceiro trimestre de 2011



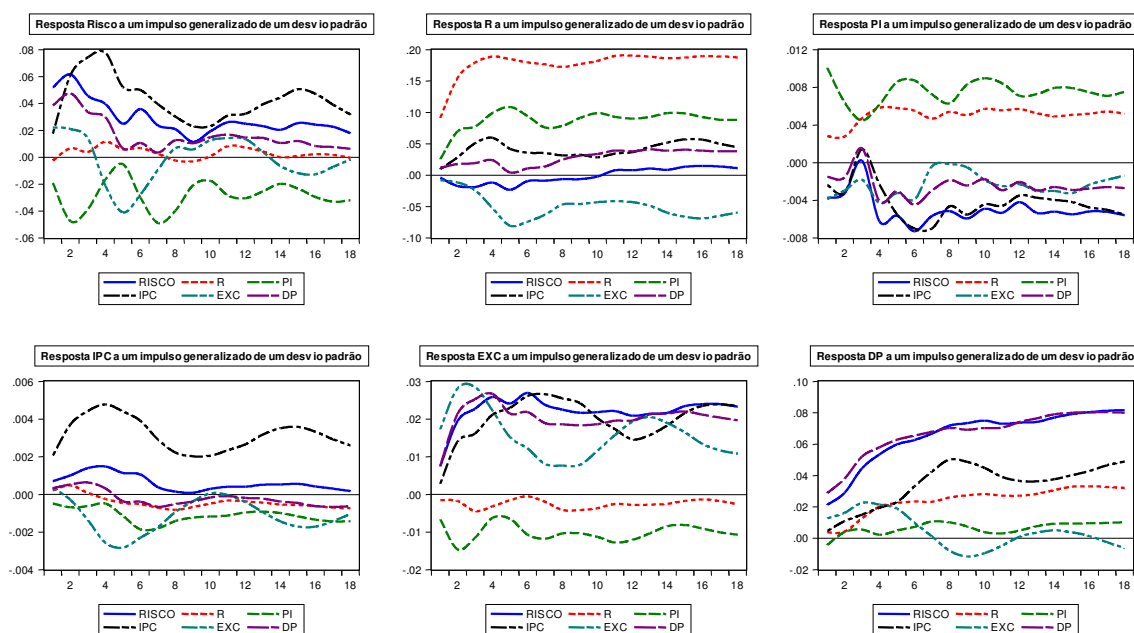
Nota: Risco, risco país; R, taxa de juros; Pi é produção industrial, IPC, índice de preços ao consumidor, EXC, taxa de câmbio nominal; DP, dívida governamental sobre o PIB. O números no eixo horizontal refere-se a trimestres.

A produção industrial responde de forma defasada a um choque na taxa de câmbio, e está associada positivamente com a aceleração da inflação. A taxa de câmbio que se mostrou como variável relevante nos testes de causalidade, no entanto ela somente exerce influência positivamente a atividade industrial após seis trimestres. As inovações positivas no risco têm efeito contrário sobre a atividade industrial. Tal fato está associado ao aumento na taxa de juros.

A taxa de inflação, por sua vez, responde positivamente a choques no risco e produção industrial, além de apresentar persistência na própria taxa de inflação. Adicionalmente, observa-se que uma inovação na taxa de câmbio revela efeitos de forma que ocorra uma aceleração na taxa de inflação, ou fenômeno conhecido como *pass-through*. A taxa de câmbio também tem persistência em um choque em si mesma.

As funções impulso e resposta para o Chile no período que estende do segundo trimestre de 1999 ao terceiro trimestre de 2011 estão reportadas na figura 4, nota-se que a taxa de inflação revela persistência quando ocorre uma inovação nela própria, ou seja, passa ser dominada pelas expectativas dos mercados. No entanto, A taxa de inflação tende a afetar negativamente a produção industrial. A taxa de juros desempenha um papel relevante efetiva no controle da inflação, e tende não mostrar um *trade-off* com relação à produção industrial. A resposta inicial da inflação corresponde ao efeito *price-puzzle*. Por outro lado, resposta negativa da inflação a uma inovação na taxa de câmbio indica a inexistência de *pass-through*. Paradoxalmente, um choque no índice de preços resulta em uma desvalorização cambial. Esse fato também foi suportado pelo teste de Causalidade de Granger. Adicionalmente, percebe-se que a taxa de juros é sensível aos choques na produção industrial e na aceleração da inflação. Esse fato pode explicar as tradicionais taxas juros chilenas mais baixas em relação aos demais países da América do Sul.

Figura 4: Funções impulso-resposta para o Chile ao longo do segundo trimestre de 1999 ao terceiro trimestre de 2011



Nota: Risco, risco país; R, taxa de juros; Pi é produção industrial; IPC, índice de preços ao consumidor, EXC, taxa de câmbio nominal; DP, dívida governamental sobre o PIB. O números no eixo horizontal refere-se a trimestres.

A resposta da taxa de juros a uma inovação na produção industrial é positiva e mostra-se persistente. A taxa de juros também responde positivamente a um choque na dívida sobre PIB e do risco indicando relação de longo prazo, isto é, somente após dez trimestres. Um choque no risco e na relação dívida pública/PIB faz com que ocorra uma resposta positiva e persistente da taxa de câmbio. Esse resultado tende a indicar uma associação com um prêmio de risco ou desvalorização cambial. Contudo, a resposta do risco a um impulso na taxa de câmbio, que é relevante no sentido Granger, não fica clara, mas ocorre uma queda no longo prazo, o que leva a conclusão de que uma desvalorização cambial é capaz de amenizar o prêmio de risco.

Uma inovação positiva no risco resulta em uma queda na atividade industrial, que também pode ser associada a elevações na taxa de juros e choques macroeconômicos negativos. Uma desvalorização cambial não se mostrou capaz de aumentar a produção da indústria chilena. Um choque que cause uma aceleração na taxa de inflação tem o efeito de aumentar o risco.

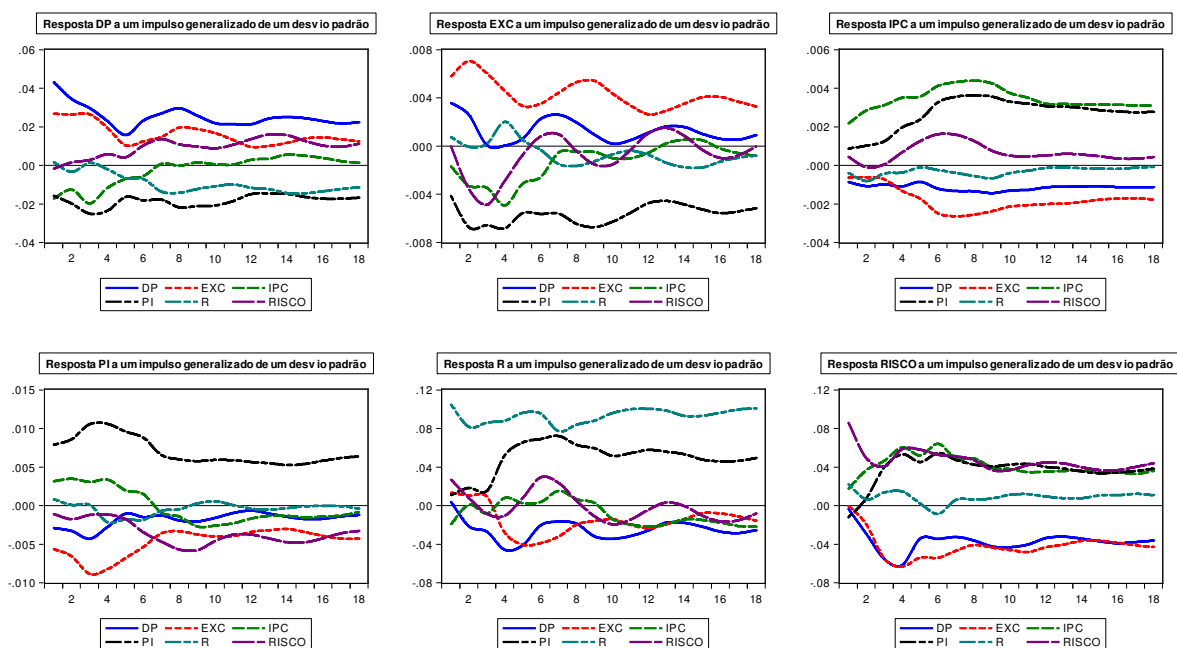
A figura 5 demonstra as funções impulso e resposta do modelo do Peru do primeiro trimestre de 1999 ao segundo de 2011. Nota-se, inicialmente, a taxa de inflação tem persistência quando é realizado um choque em si. Isso significa que é realimentada pela formação das expectativas. O resultado mostra ainda que uma inovação na produção industrial e no risco resulta na aceleração dos preços. Entretanto, não se constata a existência do fenômeno *pass-through*, já que um impulso na taxa de câmbio não tem o efeito de acelerar a inflação. Contudo, um choque na taxa de juros resulta em uma desaceleração nos preços. Esse efeito também condiz com o arranjo de

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 19

metas de inflação adotado pelo Peru em que a taxa de juros é um instrumento adequado de transmissão de política monetária.

Além disso, uma inovação na taxa de câmbio não produz efeitos sobre a taxa de juros. Esse fato pode resultar de que a taxa de câmbio seja uma variável que não integre a função de reação do Banco Central do Peru. Uma inovação na produção industrial tem reflexo positivo sobre a taxa de juros usada como instrumento da política monetária. Isso significa que um choque na taxa de juros, embora exerça controle sobre a inflação, tem efeito de diminuir a produção industrial, mas com resposta defasada de até três trimestres. Portanto, o *trade-off* entre atividade econômica e controle da inflação tem a moderado na economia peruana. Adicionalmente, uma inovação positiva na taxa de juros possui efeito de valorizar a taxa de câmbio e aumentar o risco. Os choques na dívida pública sobre o PIB e no risco não apresentam efeitos de elevar a taxa de juros, e a trajetória no longo prazo tende a ser negativa. Esse fato pode explicar os níveis baixos dos juros no Peru.

Figura 5: Funções impulso e resposta do modelo do Peru do primeiro trimestre de 1999 ao segundo de 2011



Nota: DP, dívida governamental sobre o PIB; EXC, taxa de câmbio nominal; IPC, índice de preços ao consumidor; PI é produção industrial; R, taxa de juros; Risco, risco país. O números no eixo horizontal refere-se a trimestres.

Por sua vez, um impulso na taxa de câmbio não resulta em aumento da produção industrial. Tal fato pode estar associado com a baixa exportação peruana de bens industriais, além de aumentar o preço dos insumos importados. Um choque na mesma variável faz com que caiam os riscos, e pode estar associado com o aumento de prêmio de risco. Um impulso no risco também não causa diminuição na produção industrial.

5 Conclusões

A política monetária seguida pelos bancos centrais dos países selecionados da América Latina como com regime de meta de inflação com Brasil, Chile, México e Peru apresentou efeitos de transmissão sobre as variáveis macroeconômicas. As quebras de níveis observadas nas variáveis indicaram que os choques internacionais e domésticos são determinantes na trajetória dessas variáveis ao longo do tempo. Os períodos de maior impactos foram aqueles associados a mudanças de níveis, tais como a crise mexicana em 1994, o início do regime de metas de inflação com a adoção do regime cambial flutuante, em 1999 no Brasil, 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.

A análise das funções impulso-resposta, no Brasil, mostrou 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 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, uma inovação positiva 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. A taxa juros Selic é também influenciada positivamente pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB.

No México, as funções impulso-resposta mostraram que a inflação tem persistência em si mesma, e que a desvalorizações cambiais tendem a provocar aceleração nos preços. Um Choque na produção industrial implica uma aceleração na taxa de inflação. Contudo, uma elevação na taxa de juros não demonstrou ser efetiva em desacelerar a inflação com se esperaria num regime de meta de inflação, no entanto, uma inovação dessa variável apresentou um efeito negativo sobre a produção industrial. Uma elevação no risco também implica uma diminuição na produção industrial. Adicionalmente, a elevação da taxa de juros pode estar relacionada com os riscos e a dívida pública sobre o PIB. Os resultados apontam, portanto, que essas variáveis podem auxiliar na determinação do nível da taxa de juros do México.

A avaliação das funções impulso-resposta, no Chile, indicou que um choque na taxa de inflação tem demonstrado persistência. O risco e a taxa de câmbio têm efeito de acelerar a elevação do nível de preços, revelando claramente efeito de *pass-through*. Uma desvalorização da moeda local provoca efeito sobre a relação dívida/PIB. A taxa de juros mostrou-se eficaz em controlar a taxa de inflação, ocorrendo o fenômeno chamado *price-puzzle*. A variável também reage positivamente com os efeitos nos preços e na produção industrial. Há, portanto, evidências que a taxa de juros se constitui um forte mecanismo de transmissão de política monetária chilena. A taxa de câmbio, por outro lado, não indicou um componente da função de reação do Banco central. A taxa de juros também responde positivamente a um choque na dívida sobre PIB,

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 21

indicando relação de longo prazo, bem como no risco, porém somente após dez trimestres.

A análise das funções impulso-resposta no Peru mostrou que a taxa de juros tem um papel de controlar a inflação, porém, transmite, como nos demais países, um efeito negativo na produção industrial. Assim, conclui-se que o arranjo de metas de inflação tende a ser adequado para o país. Ademais, a taxa de juros pode causar uma valorização do câmbio, mas não tem efeitos sobre a relação dívida pública e o PIB e o risco. Uma desvalorização na taxa de câmbio peruana não tem efeito positivo sobre a produção industrial, além não de não relevar o efeito *pass-through* nos preços.

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.

BETANCOUR, Cristina, et al. (2006). **The “great moderation” and the monetary transmission mechanism in Chile:** BIS Papers, n° 35, Bank for international settlements, p. 159 – 178, 2008.

CAPISTRÁN, C; FRANCIA, Manuel R. **Inflation dynamics in Latin American.** Documento de Investigación 2006-11, Dirección General de Investigación Económica, Banco de Mexico, 2006. 26p.

CATÃO, L.; PAGAN, A. **The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach.** Central Bank of Chile: Working Papers, n° 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.

CORBO, Vitório. **Monetary policy in Latin America in the 90's.** Documento de Trabajo, DTBC n° 78, Banco Central do Chile, Santiago, Agosto de 2000. 55p.

CORBO, Vitório. SCHMIDT-HEBBEL, Klaus **Inflation target in Latin American.** Working paper n° 105, Banco Central do Chile, Santiago, 2001. p.

DEL NEGRO, M; OBIOLS-HOMS, Francisco, Has monetary policy been so bad that it is better to get rid of it?, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 2, p 404 – 433, 2001.

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.

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.

GAYTÁN, A; GARCÍA, José G. **Structural changes in the transmission mechanism of monetary policy in Mexico; a non-linear VAR approach**. Documento de Investigación 2006-06, Dirección General de Investigación Económica, Banco de Mexico, 2006 26p

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.

Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária:.....- 23

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.

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

PESCE, Miguel A. **The transmission mechanism for monetary policy in emerging market economies; what is new?** BIS Papers, n° 35, Bank for international settlements, p. 131 – 137, 2008

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.

SCHMIDT-HEBBEL, Klaus; WERNER, Alejandro, Inflation target in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility and the exchange rate **American Economía**, v. 2 n. 2, p. 31 – 89, 2002.

SANTAROSSA, Eduardo Trapp. TRICHES, Divanildo LELIS, Marcos T. C. **Os efeitos de transmissão da política monetária no Brasil 1995 a 2010**. Encontro de Economia da Região Sul - Anpec Sul, XV, 2012 Porto Alegre, RS. **Anais...** Porto Alegre, v. 1 19 a 20 de Junho de 2012.

SIDAOU, José J; FRANCIA, Manuel R. **The monetary transmission mechanism in Mexico: recent developments.** BIS Papers, nº 35, Bank for international settlements, p. 363 – 394, 2008

SINGH, Anoop; BELAISCH, Agnès; COLLYNS, Charles; MASI, Paula de; KRIEGER, Reva; MEREDITH, Guy; RENNBACK, Robert. Stabilization and reform in Latin American: a macroeconomic perspective on the experience since the early 1990s. **IMF Occasional Paper**, 238, Chapter 4, 2005.

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.

ANEXO

Tabela 1 – Teste de causalidade de Granger nos países selecionados com três defasagens

Brasil			Países		México		Chile		Peru	
Hipótese Nula	Estatística- F	Prob.	Hipótese Nula	Estatística- F	Prob.	Estatística- F	Prob.	Estatística- F	Prob.	
Δexc não causa Δdp	0.454	0.716	ΔEXC não causa ΔDP	1.760	0.168	0.071	0.975	2.278	0.095	
Δdp não causa Δexc	1.22	0.312	ΔDP não causa ΔEXC	0.465	0.708	4.308	0.010	0.758	0.525	
$\Delta ipca$ não causa Δdp	1.858	0.148	ΔIPC não causa ΔDP	0.209	0.890	0.270	0.847	1.364	0.268	
Δdp não causa $\Delta ipca$	1.355	0.267	ΔDP não causa ΔIPC	0.501	0.684	1.230	0.312	0.288	0.834	
Δpi não causa Δdp	3.228	0.030	ΔPI não causa ΔDP	1.753	0.170	0.836	0.482	0.564	0.642	
Δdp não causa Δpi	2.769	0.051	ΔDP não causa ΔPI	1.687	0.183	0.675	0.572	2.204	0.103	
$\Delta risco$ não causa Δdp	0.909	0.443	ΔR não causa ΔDP	0.447	0.721	0.109	0.954	0.426	0.735	
Δdp não causa $\Delta risco$	0.305	0.822	ΔDP não causa ΔR	2.185	0.103	0.342	0.795	4.147	0.012	
$\Delta selic$ não causa Δdp	0.159	0.923	$\Delta RISCO$ não causa ΔDP	4.428	0.008	1.140	0.345	3.133	0.036	
Δdp não causa $\Delta selic$	0.763	0.520	ΔDP não causa $\Delta RISCO$	1.016	0.394	0.406	0.749	2.917	0.046	
$\Delta ipca$ não causa Δexc	1.069	0.370	ΔIPC não causa ΔEXC	0.377	0.770	3.855	0.017	0.387	0.763	
Δexc não causa $\Delta ipca$	1.419	0.248	ΔEXC não causa ΔIPC	1.759	0.169	4.696	0.007	1.889	0.147	
Δpi não causa Δexc	0.261	0.854	ΔPI não causa ΔEXC	0.589	0.625	1.565	0.213	0.321	0.810	
Δexc não causa Δpi	1.701	0.178	ΔEXC não causa ΔPI	4.873	0.005	1.224	0.314	5.820	0.002	
$\Delta risco$ não causa Δexc	1.522	0.220	ΔR não causa ΔEXC	0.321	0.810	0.212	0.888	0.458	0.713	
Δexc não causa $\Delta risco$	2.345	0.083	ΔEXC não causa ΔR	3.282	0.029	6.307	0.001	3.749	0.019	
$\Delta selic$ não causa Δexc	0.698	0.557	$\Delta RISCO$ não causa ΔEXC	1.278	0.293	0.747	0.531	1.113	0.356	
Δexc não causa $\Delta selic$	0.327	0.806	ΔEXC não causa $\Delta RISCO$	2.690	0.057	4.550	0.008	3.204	0.034	
Δpi não causa $\Delta ipca$	0.93	0.433	ΔPI não causa ΔIPC	0.264	0.851	1.572	0.212	1.376	0.264	
$\Delta ipca$ não causa Δpi	0.573	0.635	ΔIPC não causa ΔPI	0.864	0.467	3.125	0.037	2.435	0.079	
$\Delta risco$ não causa $\Delta ipca$	4.366	0.008	ΔR não causa ΔIPC	2.928	0.044	0.037	0.990	1.121	0.352	
$\Delta ipca$ não causa $\Delta risco$	1.529	0.218	ΔIPC não causa ΔR	0.685	0.566	6.128	0.002	4.503	0.008	
$\Delta selic$ não causa $\Delta ipca$	1.156	0.335	$\Delta RISCO$ não causa ΔIPC	1.676	0.186	2.006	0.129	1.742	0.174	
$\Delta ipca$ não causa $\Delta selic$	0.164	0.920	ΔIPC não causa $\Delta RISCO$	1.585	0.206	10.032	0.000	1.719	0.179	
$\Delta risco$ não causa Δpi	2.159	0.104	ΔR não causa ΔPI	0.864	0.467	0.055	0.983	1.263	0.301	
ΔPI não causa $\Delta risco$	1.284	0.290	ΔPI não causa ΔR	4.734	0.006	6.673	0.001	6.667	0.001	
$\Delta selic$ não causa Δpi	4.04	0.012	$\Delta RISCO$ não causa ΔPI	5.886	0.002	2.719	0.058	3.426	0.026	
Δpi não causa $\Delta selic$	2.251	0.093	ΔPI não causa $\Delta RISCO$	0.588	0.626	0.872	0.464	2.140	0.111	
$\Delta selic$ não causa $\Delta risco$	0.313	0.816	$\Delta RISCO$ não causa ΔR	1.907	0.142	2.539	0.071	3.057	0.040	
$\Delta risco$ não causa $\Delta selic$	0.5	0.684	ΔR não causa $\Delta RISCO$	1.333	0.276	1.384	0.262	1.430	0.249	

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+; selic é a taxa básica de juros Selic; R é a taxa de juros; e IPC é o índice de preços ao consumidor.

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;

