

Análise da eficiência do regime de metas de inflação: Um estudo em países da América Latina

*Kim Ellwanger,
Divanildo Triches*

Resumo

O artigo tem como objetivo analisar o desempenho da política monetária com o regime de metas de inflação em cinco países da América Latina, no período entre 2002 a 2014. Os países são Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Para isso empregou-se a metodologia vetorial auto regressiva de correção de erros (VAR/VEC) para cada país, com o propósito de avaliar o impacto da taxa de juros nas demais variáveis. As evidências empíricas encontradas sugerem que para o Brasil e o Chile, a taxa de câmbio é um canal relevante de transmissão da política monetária. A análise de decomposição da variância indica os fatores que influenciam a taxa de inflação são diferentes para as cinco economias. A taxa de juros é uma variável significativa para explicar a taxa de inflação no Brasil e no México; já no Chile, México e Peru a taxa de inflação está fortemente associada a sua própria dinâmica. A taxa de juros demonstrou ser mais eficaz no Chile, México e Peru para controlar e reduzir as pressões inflacionárias. No período, os países obtiveram ganhos expressivos no que se refere ao crescimento econômico e também na diminuição da taxa de desemprego, e a taxa de inflação tem sido controlada, indicando que este regime monetário tem apresentado resultados positivos para as economias selecionadas.

Palavras-chave: América Latina, Modelo VAR/VEC, Regime de Metas de Inflação

Abstract

The article aim to investigate the monetary policy performance with inflation targeting regime in five Latin American countries, between 2002 and 2014. The countries are Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru. Inflation rates have been low and real economic variables, such as economic growth and the unemployment rate, have been satisfactory. A vector error correction model (VAR / VEC) is estimated for each country, with the aim of analyzing the impact of the interest rate on the other variables. The empirical evidence in this study suggests that, for Brazil and Chile, the exchange rate is an important transmission channel for monetary policy. According to the analysis of variance decomposition, the factors that influence the inflation rate are different for the five economies. The analyses in the inflation rate reveals that the interest rate is important to explain the inflation rate in Brazil and Mexico; however, in Chile, Mexico and Peru inflation rate is strongly associated with its own dynamics. The interest rate has proven to be more effective in Chile, Mexico and Peru to control and reduce inflationary pressures. During the period, the countries obtained significant gains in terms of economic growth, reduction of the unemployment rate, and the inflation rate has been controlled it. Indicating that this monetary regime has presented positive results for the selected economies.

Keywords: Inflation Target Regime, Latin America, Model VAR / VEC

Introdução

Na década de 90, vários países passaram a adotar o regime de metas de inflação que é caracterizado como um ambiente de política monetária no qual são anunciadas oficialmente as metas quantitativas para a taxa de inflação a serem atingidas. Esse procedimento demonstra de forma explícita que o principal objetivo das autoridades monetárias é a estabilidade dos preços.

Ao longo dos vinte e seis anos desde que o primeiro país, a Nova Zelândia, adotou o regime de metas de inflação, esse arranjo vem atraído mais adeptos e consolidou-se com um dos principais regimes monetários utilizados na atualidade. Entretanto, não há um consenso tanto no campo acadêmico quanto aos *policy markers* a respeito da sua real eficácia na condução da política monetária, conforme abordado por Ayres, Belasen e Kutan (2014), Ball (2010), Ball e Sheridan (2005), Bonga-Bonga e Kabundi (2015), Brito e Bystedt (2010), Pooter, Robitaille, Walker e Zdinak (2014) e Rodrigues (2003). Na América Latina, esse regime foi implementado, inicialmente, no último trimestre de 1990, pelo Chile, em 1999 pelo Brasil e pela Colômbia, em 2001 pelo México e, em 2002 pelo Peru.

Do ponto de vista teórico, a adoção do regime de metas de inflação ocorre sob um mesmo prisma, porém o desenho institucional varia para cada país, influenciado pelas condições econômicas iniciais, fatores culturais, características operacionais, dentre outros fatores, conforme abordado por Ayres, Belasen e Kutan (2014) sugerem em suas análises que o regime de metas de inflação apresenta diferentes resultados em relação à inflação e ao crescimento do produto dependendo da região analisada.

Abo-Zaid e Tuzemen (2012) analisaram países desenvolvidos e em desenvolvimento a respeito dos possíveis benefícios gerados pela implantação do regime de metas inflacionária. Os resultados apontaram que os países em desenvolvimento que adotaram este regime monetário apresentaram uma inflação mais estável e um crescimento do produto maior, e também mais estável. Os autores encontraram resultados semelhantes para os países desenvolvidos e com destaque a uma maior eficácia em relação à política fiscal. Pooter, Robitaille, Walker e Zdinak (2014) mostraram que as expectativas inflacionárias melhoraram com a implementação de metas inflacionárias no Brasil, Chile e México sobretudo entre 2002 a 2013. Já Silva (2007) conclui que, nos países emergentes analisados, a implementação deste regime monetário não interferiu no seu desempenho econômico.

Tendo em vista tais diversidades de conclusões, o objetivo deste estudo é investigar o desempenho da política monetária com o regime de metas de inflação em cinco países da

América Latina que adotam este regime, no período entre 2002 a 2014. Definiu-se como recorte geográfico a América Latina, delimitando os países: Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru.

O regime de metas de inflação é frequentemente alvo de discussão no campo político, teórico e social; isto ocorre não só devido à meta de inflação encontrar-se dentro ou fora do esperado, mas as externalidades que podem resultar na economia. Como a taxa de juros passa a ser o principal mecanismo de política monetária, discute-se o impacto negativo que uma taxa de juros muito elevada pode ocasionar nas economias, principalmente, nas variáveis como o produto e emprego.

Além desta introdução, o estudo encontra-se dividida em mais três seções. A segunda seção traz uma revisão teórica das principais características teóricas do regime de metas de inflação, e realiza-se uma revisão de estudos empíricos. A terceira seção destaca aspectos metodológicos. A quarta apresenta análise e descrição dos o estudo dos resultados encontrados. E, por fim, na quinta seção, encontram-se as conclusões.

Regime de metas de inflação

O regime de meta de inflação, após adotado pela Nova Zelândia em 1990, está atraindo mais adeptos com o passar do tempo. Atualmente, são 34 países de acordo com o relatório do FMI (2014)¹. Os países com histórico de elevadas taxas de inflação obtiveram uma maior estabilidade de preços após adoção do sistema de metas de inflação. Essa é uma das principais razões que explica o aumento do número de países. Para Hammond (2012), na maior parte dos países que adotam o regime de metas de inflação, a meta era definida de forma conjunta pelo Banco Central e pelo governo. Em seu estudo, dos 27 países analisados, em 15 países a meta para a inflação era definida em conjunto pelo Banco Central e pelo governo; em 9 países a meta era definida exclusivamente pela autoridade monetária e em apenas 3 países a meta para inflação era estabelecida unicamente pelo governo.

Para atingir a estabilidade dos preços, a política monetária necessita, segundo Hammond (2012), de uma âncora nominal. Isso significa que é preciso fixar uma variável nominal com o objetivo de obter uma inflação baixa e estável ao longo do tempo. O

¹ África do Sul, Albânia, Armênia, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Filipinas, Gana, Geórgia, Guatemala, Hungria, Indonésia, Islândia, Israel, Japão, México, Moldávia, Nova Zelândia, Noruega, Paraguai, Peru, Polônia, Reino Unido, República Dominicana, República Checa, Romênia, Servia, Suécia, Tailândia, Turquia e Uganda.

estabelecimento de uma âncora nominal torna-se necessária para manter a estabilidade dos preços, auxiliando a reduzir as expectativas de inflação, como aborda Mishkin (1999). A âncora nominal também pode ser compreendida de uma maneira mais ampla, pois limita os formuladores da política monetária em tomar ações tendo em vista o curto prazo e prejudicando o longo prazo. Assim, uma expansão monetária tem o efeito de aumentar o produto e diminuir o desemprego no curto prazo. Entretanto, no longo prazo, os agentes irão ajustar os preços e salários resultando em um aumento na taxa de inflação.

Na visão de Mishkin (2000), existem cinco elementos básicos para a estratégia do regime de metas de inflação, que são: i) anúncio público das metas numéricas para a taxa de inflação para um ou mais horizontes de tempo; ii) compromisso claro com a estabilidade de preços como principal objetivo da política monetária; iii) o uso de uma estratégia de informação em que algumas variáveis sejam utilizadas como parâmetros às decisões no que se referem aos instrumentos da política; iv) o aumento da transparência das estratégias de política monetária, por meio da comunicação ao público e aos mercados sobre os planos, objetivos e decisões da autoridade monetária; e v) o aumento da responsabilidade do Banco Central em atingir as metas inflacionárias.

O crescimento econômico com estabilidade de preços é o principal objetivo de uma política monetária. E o sistema de metas de inflação permite que o Banco Central tenha autonomia para executar seu papel, sem sofrer interferência de pressões políticas para se desviar da estabilidade de preços em prol de uma expansão monetária para melhorar a atividade econômica. Além disso, esse regime proporciona um crescimento da economia mais estável e com capacidade de responder aos choques econômicos sem perda de credibilidade. Anderson (2014) analisaram a eficiência do regime de metas de inflação no período de 2007 a 2012, comparando países membro da OCDE que adotaram tal o regime contra os países que não o adotaram. Os autores concluíram que os países com regime de metas de inflação obtiveram, na média, um melhor desempenho no crescimento do produto.

Os países emergentes possuem maior dificuldade em implementar e conduzir um regime de meta de inflação do que os países desenvolvidos. Para Fraga, Goldfajn e Minella (2003), essa dificuldade se deve ao fato de que autoridade monetária tende a possuir pouca credibilidade perante o público, além de estar atuando em um ambiente econômico instável e instituições fracas. Como resultado, a expectativa por parte do público de que, em determinado período, a autoridade monetária tende a se desviar da regra previamente definida, acaba aumentando as expectativas de inflação acima dos países desenvolvidos. Esse efeito também foi apontado por Zettel (2006).

É usual em países emergentes que o presidente do Banco Central, não a instituição com suas regras, seja o responsável por transmitir credibilidade ao mercado. Assim em caso de alta rotatividade dos presidentes, o resultado implica também uma elevação nos custos para se construir a credibilidade, como apontou Zettel (2006). Dias, Teixeira e Dias J.(2013) realizaram uma estimativa do efeito da rotatividade dos diretores do Banco Central do Brasil sobre a determinação da taxa de juros, entre 2001 a 2008, utilizada como forma de atingir as metas de inflação no Brasil. A metodologia adotada foi um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR). Os resultados encontrados indicam que a rotatividade do cargo no longo prazo é uma variável significativa que tende a resultar em um aumento de expectativas da taxa de inflação, por parte dos agentes, implicando taxas de juros mais altas, que tendem a causar um maior custo social na economia.

Por fim, Pinto e Vieira (2008) analisaram as experiências latino-americanas com câmbio flexível e metas de inflação com o objetivo avaliar a dinâmica da taxa de câmbio e da inflação. A metodologia VAR foi empregada. Os resultados indicaram que para Brasil e Chile a taxa de câmbio é um fator significativo na explicação da variância da taxa de inflação, sugerindo a existência de um grau de repasse do câmbio aos preços.

Aspectos metodológicos e definição de variáveis

Com a finalidade de avaliar a eficiência do regime de metas de inflação nos cinco países selecionados da América Latina, emprega-se o modelo do Vetor Auto Regressivo (VAR) com mecanismo de correção de erros (VEC). Gujarati (2006) aborda que o termo autorregressivo é originado do valor defasado da variável dependente e o termo vetorial está associado ao fato de envolver um vetor de duas ou mais variáveis. O modelo VAR/VEC é frequentemente utilizado em macroeconomia para analisar séries temporais, sendo sistemas de equações recursivas simultâneas que permitem capturar a existência de relações de interdependência entre as variáveis. Na literatura, é bastante usual o emprego dessa metodologia para estudos que avaliam o desempenho do regime de metas de inflação². Esse modelo descreve a dinâmica das inter-relações entre variáveis estacionárias, sendo esse o seu principal argumento e não estimar os parâmetros. Sua vantagem é que todas as variáveis são consideradas endógenas, ou seja, cada variável é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis do modelo como aborda Enders (2008). A estimação,

² Triches e Fiorentim (2015), Josifidis, Pucar, Srdic e Ivan (2014), Nogueira, Mori e Marçal (2013), Pinto e Vieira (2008), Neumann e von Hagen (2002), Silva (2001), apenas para citar alguns.

na forma generalizada, é obtida por meio de variáveis em diferença no curto prazo, mas preservam-se as informações de longo prazo de acordo com o mecanismo de correção de erros, conforme a equação (7):

$$\Delta y_t = \pi_0 + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta x_{t-i} + \gamma_t D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde Y_t é o vetor ($n \times 1$) de variáveis endógenas; π_0 é o vetor ($n \times 1$) dos termos de intercepto; ϕ é o vetor $n \times 1$ de cointegração ou os coeficientes de ajuste de longo prazo do modelo; π_i é a matriz ($n \times n$) associada aos parâmetros das variáveis endógenas do modelo; β_i é a matriz ($n \times n$) associada aos parâmetros do vetor ($n \times 1$) da variável exógena x_t ; γ_t é a matriz ($n \times n$) associada aos parâmetros das variáveis *dummy*, e D_t refere-se ao vetor ($n \times 1$) das variáveis *dummy* se houver a necessidade do sem emprego. O termo ε_t é o vetor ($n \times 1$) de resíduos ou erros estocásticos. Sendo que $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \sigma^2$, para $t = \tau$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = 0$, para $t \neq \tau$.

As informações estatísticas das séries temporais dos cinco países possuem periodicidade trimestral, cobrindo o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2014, totalizando 52 observações. As variáveis foram expressas em forma logarítmica e foram dessazonalizadas através do método *Census X12 Multiplicativo*, exceto para a taxa de juros do Chile, em que, devido a valores negativos, se utilizou o método Aditivo. As informações estatísticas foram coletadas junto aos respectivos Bancos Centrais de junto ao *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional. Utilizou-se cinco variáveis frequentemente mencionadas em estudos macroeconômicos³, ou seja, i) taxa de juros (TJ): taxa básica de juros conforme determinada pela autoridade monetária; ii) taxa da Inflação (INF): corresponde ao índice de preços ao consumidor; iii) Produto Interno Bruto (PIB): soma de todos os bens e serviços finais produzidos; iv) taxa de câmbio (TC): é a taxa nominal da moeda local em relação ao dólar americano, calculada através da taxa de câmbio média de cada período; v) taxa de desemprego (DES): taxa da população economicamente ativa sem emprego.

Assim, o modelo VAR/VEC permite analisar as relações entre as variáveis impondo poucas restrições à estrutura da economia, que basicamente é a escolha das variáveis e das defasagens. Busca-se estimar e avaliar como as variações na taxa de juros afetam algumas das

³ Para estudos que também utilizaram variáveis similares ver Araújo (2015), Céspedes, Chang e Velasco (2014), Nogueira, Mori e Marçal (2013), Lahura (2010), Araújo e Modenesi (2009), Josifidis, Pucar, Srdic e Ivan (2014).

variáveis fundamentais na economia como a taxa de inflação, o PIB, a taxa de câmbio e a taxa de desemprego. Desta forma, a relação entre a taxa de juros, que é a variável dependente nos modelos, com as demais variáveis selecionadas é analisada por meio do modelo VEC. Espera-se, portanto, que uma elevação na taxa de juros resulte em: i) diminuição da taxa de inflação; ii) redução do PIB; iii) redução na taxa de câmbio; e iv) aumento na taxa de desemprego.

Análise e descrição de resultados

Em modelos de séries temporais, como o modelo VAR/VEC, é necessário avaliar a estacionariedade das séries. Para isso, aplicou-se dois testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP)⁴, para verificar a existência ou não de raízes unitárias em cada variável. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese nula de presença de raiz unitária em todas as variáveis em nível⁵. Sendo assim, realizou-se os testes em diferença e os resultados apontam para a estacionariedade das séries em diferença.

Para capturar as inter-relações dinâmicas do modelo VEC é necessário definir o número de defasagem (*lags*) de cada modelo. Desse modo, analisou-se cinco critérios de informação, ou seja, teste da estatística razão de verossimilhança modificada sequencial (LR), erro de previsão final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). A Tabela 1 sintetiza os resultados da escolha do número ideal de defasagem que foi aquele que teve o maior número de indicações pelos critérios. Porém, caso o modelo estimado com o número de defasagens identifique que os testes de resíduos são correlacionados, o número de defasagens precisa ser aumentado para que se elimine esse problema. O número de defasagem escolhido foi três para Brasil, Colômbia e México e dois para ao Chile e para o Peru.

Após definir o número de defasagens ideal realizou-se os testes de cointegração de Johansen⁶, a fim de verificar se existe uma relação de equilíbrio a longo prazo entre as variáveis. Caso se confirme a existência de pelo menos uma relação, logo o modelo é utilizado.

⁴ Para detalhes a respeito dos testes de raiz unitária consultar, Enders (2008), Gujarati (2006).

⁵ Realizou-se seis diferentes testes para cada série (teste de raiz unitária ADF e PP: com intercepto, com intercepto e tendência, e também sem intercepto), algumas apontaram indícios de estacionariedade em nível, contudo considerando a maior parte dos testes não é possível rejeitar a hipótese nula. Assim, as séries não são consideradas estacionárias em nível porque os resultados não são robustos o suficiente.

⁶ O detalhamento dessa metodologia pode ser visto em Johansen e Juselius (1990), Engle e Granger (1987).

Tabela 1: Escolha da ordem de defasagem para cada modelo

País	Critérios de informação					Ordem escolhida
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
Brasil	3	3	3	2	2	3
Chile	2	2	2	1	2	2
Colômbia	3	3	4	1	3	3
México	3	3	4	1	2	3
Peru	2	2	2	2	2	2

Fonte: resultados gerados no E-views 9.

A estrutura escolhida para avaliar a cointegração entre as séries foi a indicada pelo próprio teste de Johansen por meio do critério de *Schwartz*, os resultados podem ser verificados na Tabela 2. A hipótese nula de que não há cointegração entre as séries é rejeitada ao nível de 5% de significância em todos os países. Os resultados apontam que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis nos modelos estimados. Como as séries são cointegradas, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas; logo a estrutura econométrica escolhida é o VEC porque as séries são não estacionárias e cointegradas.

Tabela 2: Teste de cointegração de Johansen

Brasil		Lag 1 3			
Nº de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
$r=0$	0.747553	151.8768	0.0000	66.07452	0.0000
$r\leq 1$	0.576647	85.80231	0.0003	41.25836	0.0029
$r\leq 2$	0.351356	44.54395	0.0340	20.77783	0.2016
$r\leq 3$	0.242147	23.76611	0.0894	13.30875	0.3037
$r\leq 4$	0.195763	10.45736	0.1079	10.45736	0.1079

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

**Estatística Máximo Autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Chile		Lag 1 2			
Nº de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
$r=0$	0.721083	113.3605	0.0003	62.56525	0.0000
$r\leq 1$	0.372707	50.79520	0.3792	22.85073	0.4291
$r\leq 2$	0.194833	27.94447	0.6254	10.61860	0.9423
$r\leq 3$	0.180347	17.32587	0.3910	9.744833	0.6461
$r\leq 4$	0.143341	7.581040	0.2878	7.581040	0.2878

*Estatística Traço indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

**Estatística Máximo Autovalor indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

Colômbia		Lag 1 3			
Nº de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
$r=0$	0.715682	116.4465	0.0000	60.36780	0.0000
$r\leq 1$	0.440958	56.07873	0.0328	27.91347	0.0608
$r\leq 2$	0.327108	28.16526	0.2340	19.01618	0.1351
$r\leq 3$	0.172208	9.149083	0.7223	9.071709	0.4262
$r\leq 4$	0.001611	0.077374	1.0000	0.077374	1.0000

*Estatística Traço indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

**Estatística Máximo Autovalor indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

México		Lag 1 3			
Nº de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
$r=0$	0.615973	90.27955	0.0005	45.93808	0.0012
$r\leq 1$	0.402898	44.34146	0.1030	24.75204	0.1105
$r\leq 2$	0.311810	19.58942	0.4511	17.93713	0.1322
$r\leq 3$	0.033833	1.652284	0.9983	1.652096	0.9966
$r\leq 4$	3.92E-06	0.000188	0.9908	0.000188	0.9908

*Estatística Traço indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

**Estatística Máximo Autovalor indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

Peru		Lag 1 2			
Nº de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
$r=0$	0.595024	90.65504	0.0365	44.29250	0.0092
$r\leq 1$	0.354438	46.36254	0.5831	21.44407	0.5370
$r\leq 2$	0.215907	24.91847	0.7938	11.91816	0.8777
$r\leq 3$	0.178066	13.00030	0.7382	9.608681	0.6606
$r\leq 4$	0.066876	3.391623	0.8271	3.391623	0.8271

*Estatística Traço indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

**Estatística Máximo Autovalor indica 1 vetor de cointegração ao nível de 5% de significância

Nota: Resultados gerados no E-views 9.

Na etapa seguinte, passou-se avaliar a estabilidade estrutural por meio da aplicação do teste CUSUM⁷. Tais testes indica uma quebra na Colômbia no 2º trimestre de 2011 e uma quebra no México no 3º trimestre de 2009; desta forma acrescentou-se nos modelos variáveis *dummies*. Nos demais países, o teste CUSUM encontra-se dentro do intervalo de confiança em todo o período analisado, o que não é permite rejeitar a hipótese nula de estabilidade estrutural.

Tabela 3: Teste de autocorrelação LM

Ordem	Brasil		Chile		Colômbia		México		Peru	
	LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor	LM	p-valor
1	32.55411	0.1426	18.26849	0.8308	27.06334	0.3527	19.07173	0.7937	23.60610	0.5422
2	24.17006	0.5096	17.12851	0.8771	40.47316	0.0261	30.19865	0.2169	27.08616	0.3516
3	28.80168	0.2723	14.77884	0.9464	13.96274	0.9624	28.37690	0.2908	15.92303	0.9171
4	27.41455	0.3355	24.54612	0.4880	27.93523	0.3108	23.83120	0.5291	29.20006	0.2556
5	18.24885	0.8316	26.60658	0.3758	31.92253	0.1603	13.88926	0.9636	15.47448	0.9296

Nota: resultados gerados no E-views 9.

O teste de autocorrelação dos erros baseou-se no multiplicador de Lagrange (teste LM). Caso o p-valor seja maior que 0,05, significa que, no nível de significância de 5%, o teste LM não rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação. As informações do teste, na Tabela 2, mostram ausência de autocorrelação serial nos resíduos das equações estimadas.

Outro teste realizado para examinar a robustez do modelo a ser estimado é avaliar se os resíduos são homocedásticos. O teste de heteroscedasticidade de White, feito para esse caso, tem como hipótese nula a homocedasticidade dos resíduos. Os resultados apresentados, na tabela 4, vem conformar, a um nível de significância de 10%, a hipótese de que os resíduos são homocedásticos.

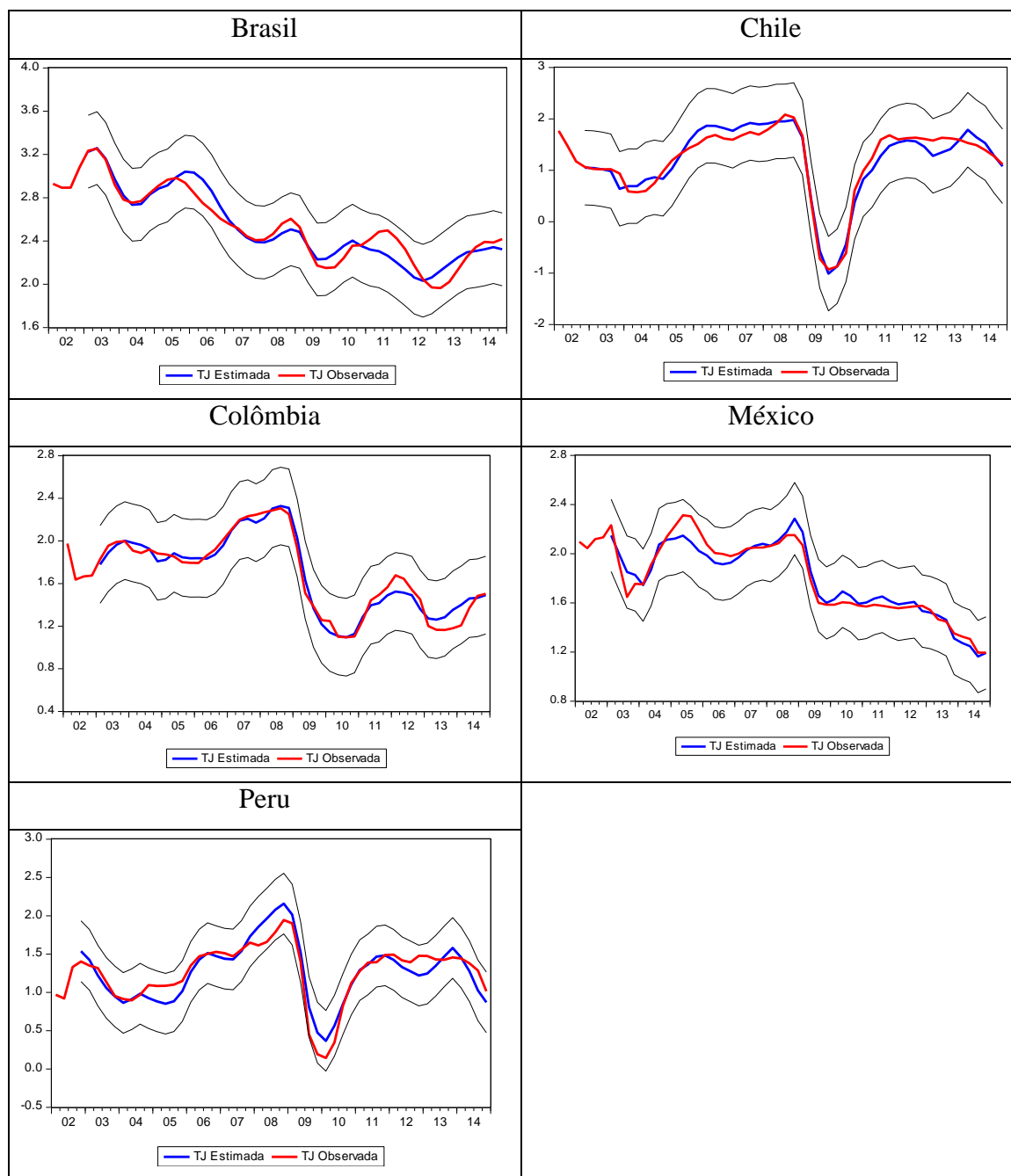
Tabela 4: Teste de Heteroscedasticidade - WHITE

País	Chi-sq	p-valor
Brasil	565.1755	0.2193
Chile	360.0680	0.1225
Colômbia	529.6760	0.4347
México	486.4170	0.5999
Peru	323.4151	0.5917

A Figura 1 compara a série da taxa de juros do período com a série gerada pela equação do modelo. Percebe-se graficamente que os valores estimados possuem uma boa aderência com os valores observados. Este fato é mais uma evidência de o modelo estimado está adequadamente ajustado. Em nenhum momento nas cinco comparações, a série observada ultrapassa o desvio padrão da série estimada.

⁷ Para detalhes a respeito do teste consultar Baltagi (2008), Vogelvang (2005), Johnston e DiNardo (2001).

Figura 1: Comparação entre a taxa de juros real e a prevista pelos modelos



Nota: O eixo vertical denota o nível do logaritmo da série. O Eixo horizontal especifica o intervalo de tempo das séries.

Com essa análise é possível identificar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis permitindo compreender a importância de cada inovação aleatória no mecanismo de transmissão. Além disso, realizou-se a análise de Decomposição da Variância para a taxa de juros e para a taxa de inflação. Assim, a variância do erro de previsão da TJ é explicada pela própria TJ, 100% para os cinco países. Para o Brasil, 12 trimestres após o choque, cerca de 46

% da variância da TJ é explicada por ela própria, cerca de 6% explicada pela INF, cerca de 12% pelo PIB, cerca de 33% pela TC e menos de 3% pela DES.

Desse modo, os resultados apontam que TC e o PIB passam a exercer uma maior influência sobre o comportamento da TJ. Tal evidência é similar ao encontrado por Modenesi e Araújo (2009). Para o Chile, 12 trimestres após o choque, cerca de 13 % da variância da TJ é explicada por ela própria, cerca de 58% explicada pela INF, cerca de 5% pelo PIB, cerca de 15% pela TC e cerca de 9% pela DES. Nota-se ainda que a INF é a variável que mais influencia o comportamento da TJ, demonstrando a eficiência que a autoridade monetária possui para conduzir o regime de metas de inflação.

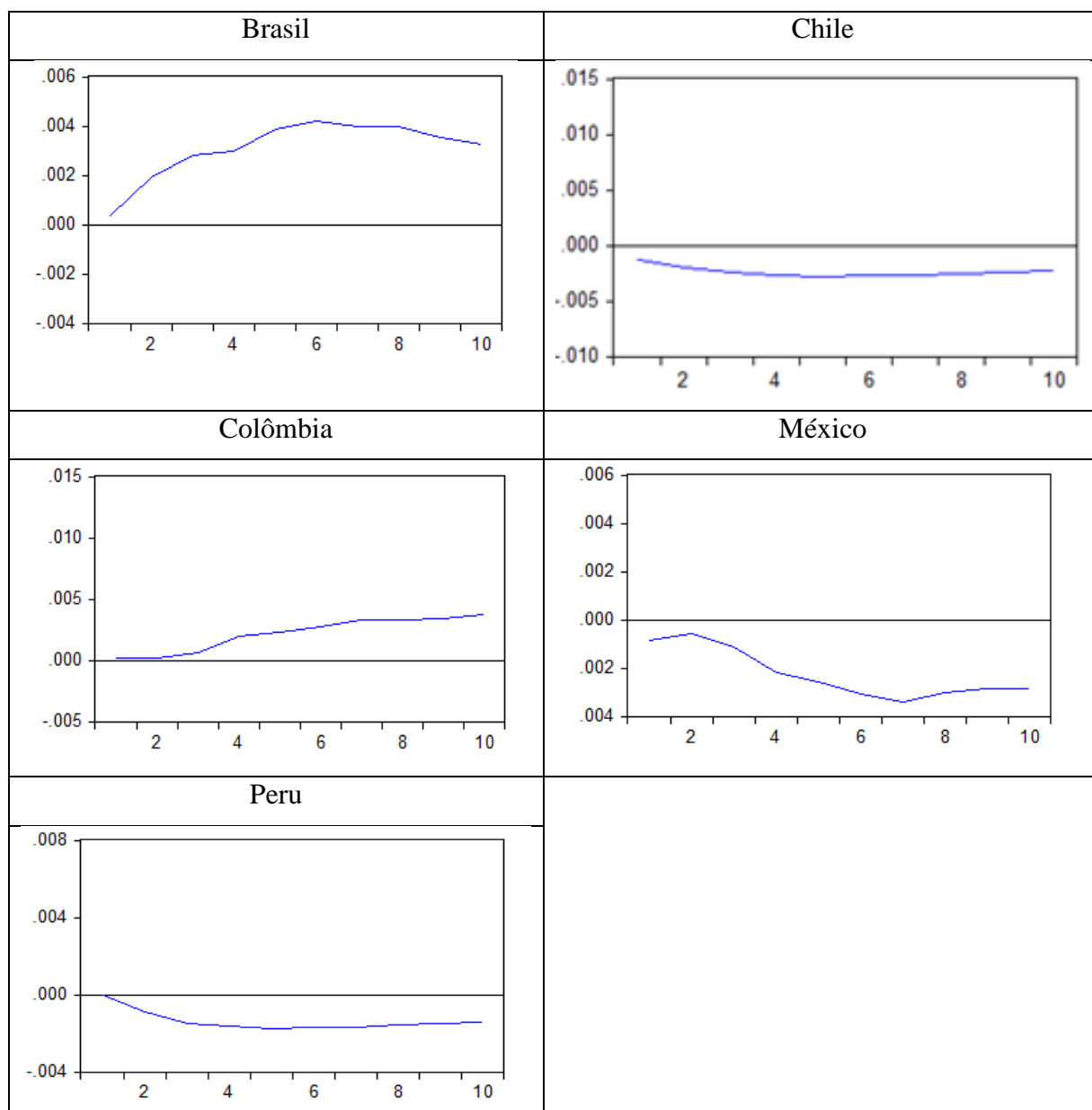
Na Colômbia, 12 trimestres após o choque, cerca de 18 % da variância da TJ é explicada por ela própria, cerca de 45% explicada pela INF, cerca de 30% pelo PIB, cerca de 2% pela TC e cerca de 6% pela DES. Resultado similar ao chileno, contudo o PIB possui uma parcela mais significativa para explicar o comportamento da TJ. No México, 12 trimestres após o choque, cerca de 50 % da variância da TJ é explicada por ela própria, cerca de 4% explicada pela INF, cerca de 14% pelo PIB, cerca de 17% pela TC e cerca de 15% pela DES. No Peru, 12 trimestres após o choque, cerca de 16 % da variância da TJ é explicada por ela própria, cerca de 51% explicada pela INF, cerca de 1% pelo PIB, cerca de 18% pela TC e cerca de 13% pela DES. Esse resultado é semelhante ao do chileno e colombiano

A variância da taxa de inflação brasileira é sensível à taxa de câmbio (cerca de 22%), resultado compartilhado por Couto e Frada (2014), Nogueira, Mori e Marçal (2013), Souza e Alves (2011) e Modenesi e Araújo (2009), e a variável que possui um peso mais significativo é a TJ com cerca de 57%. No Chile, as variações da taxa de inflação são advindas da taxa de câmbio (cerca de 27%) e dos impactos da própria inflação (cerca de 68%), conclusão análoga à obtida por Pinto e Vieira (2008). Na Colômbia, a variável que mais explica a INF após um ciclo de 12 períodos é o PIB, com cerca de 85% de representatividade. No México, a taxa de inflação é principalmente explicada por fatores de política monetária (cerca de 26% pela TJ e cerca de 57% pela própria INF). Já no Peru, a decomposição da variância do erro é explicada principalmente pela própria INF (cerca de 79%), sendo desta forma bastante endógena, e pela TC com cerca de 14%. Para Brasil, Chile e Peru a taxa de câmbio mostra-se relevante para explicar a taxa de inflação,

As funções de impulso-resposta possibilitam avaliar o comportamento individual de uma variável frente a um choque em outra variável nas demais variáveis do modelo em razão da estrutura dinâmica da metodologia utilizada. A análise da Figura 1 revela que a resposta da taxa de inflação ao choque na taxa de juros varia de país para país em que há algumas

semelhanças. O resultado do choque na taxa de juros, proveniente de uma política monetária contracionista, no Chile, México e Peru, provoca uma redução na taxa de inflação como era esperado. A taxa de juros, nesses casos, caracteriza-se como um instrumento eficaz para a condução da política monetária e conseqüentemente do regime de metas de inflação. Nessa linha. Lahura (2010) também encontrou evidências para a economia peruana, que após um choque positivo na taxa de juros ocorre uma resposta negativa na taxa de inflação.

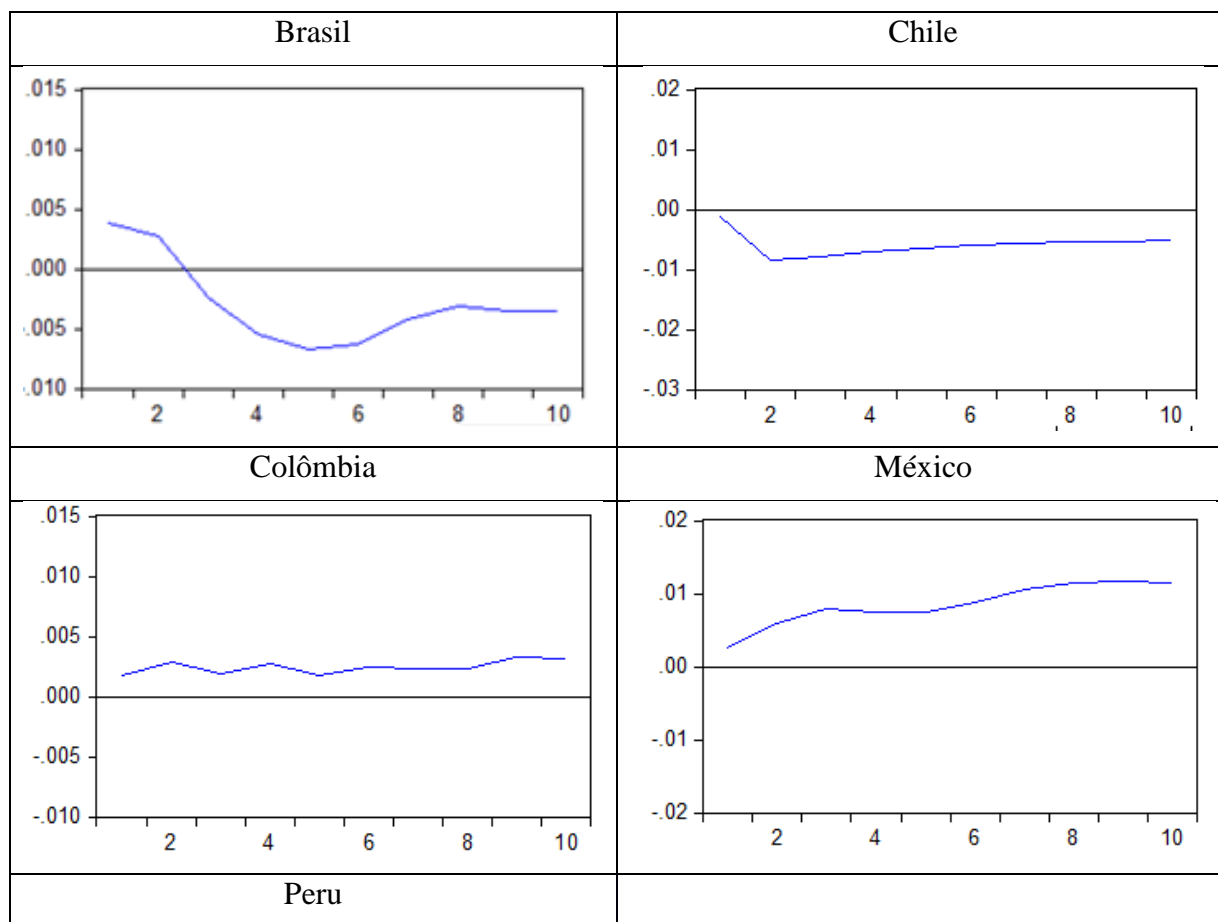
Figura 2: Resposta da inflação a um choque na taxa de juros de juros com um desvio padrão



A resposta da taxa de inflação ao choque na taxa de juros no Brasil corre na direção inversa ao esperada, porém é compatível com os resultados obtidos por Araújo, Oreiro e Fonseca (2015), Fonseca, Peres, Araujo (2016), Modenesi e Araújo (2009), Céspedes, Chang

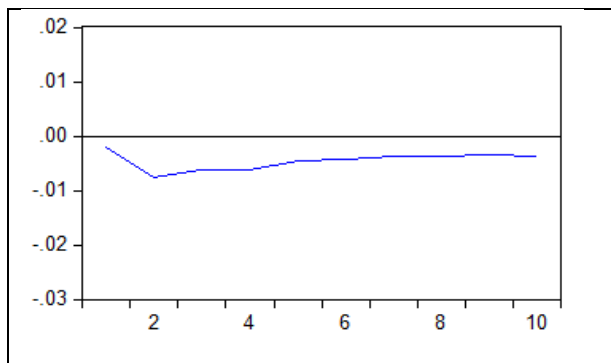
e Velasco (2014). Esse fenômeno de um aumento da taxa de inflação em resposta a um aumento na taxa de juros denomina-se na literatura *price puzzle*⁸. Na Colômbia, também se verificou esse fenômeno a partir do terceiro período. Assim, de acordo com o modelo econométrico estimado para o Brasil e a Colômbia, a taxa de juros tem um menor efeito no controle inflacionário, do que nos outros países estudados. Essa correlação positiva entre a taxa de juros e a taxa de inflação não encontra respaldo na teoria econômica. Para Araújo, Oreiro e Fonseca (2015), a literatura empírica procura explicar este problema de duas maneiras: i) má especificação do modelo, as variáveis utilizadas não esgotam o conjunto de informações que o Banco Central possui a sua disposição; e ii) os efeitos de uma política monetária contracionista não antecipada pelos agentes resulta em uma elevação do nível dos preços, em razão de haver um outro canal de transmissão (de custos) da política monetária que opera via oferta agregada.

Figura 3: Resposta do PIB a um choque na taxa de juros com um desvio padrão



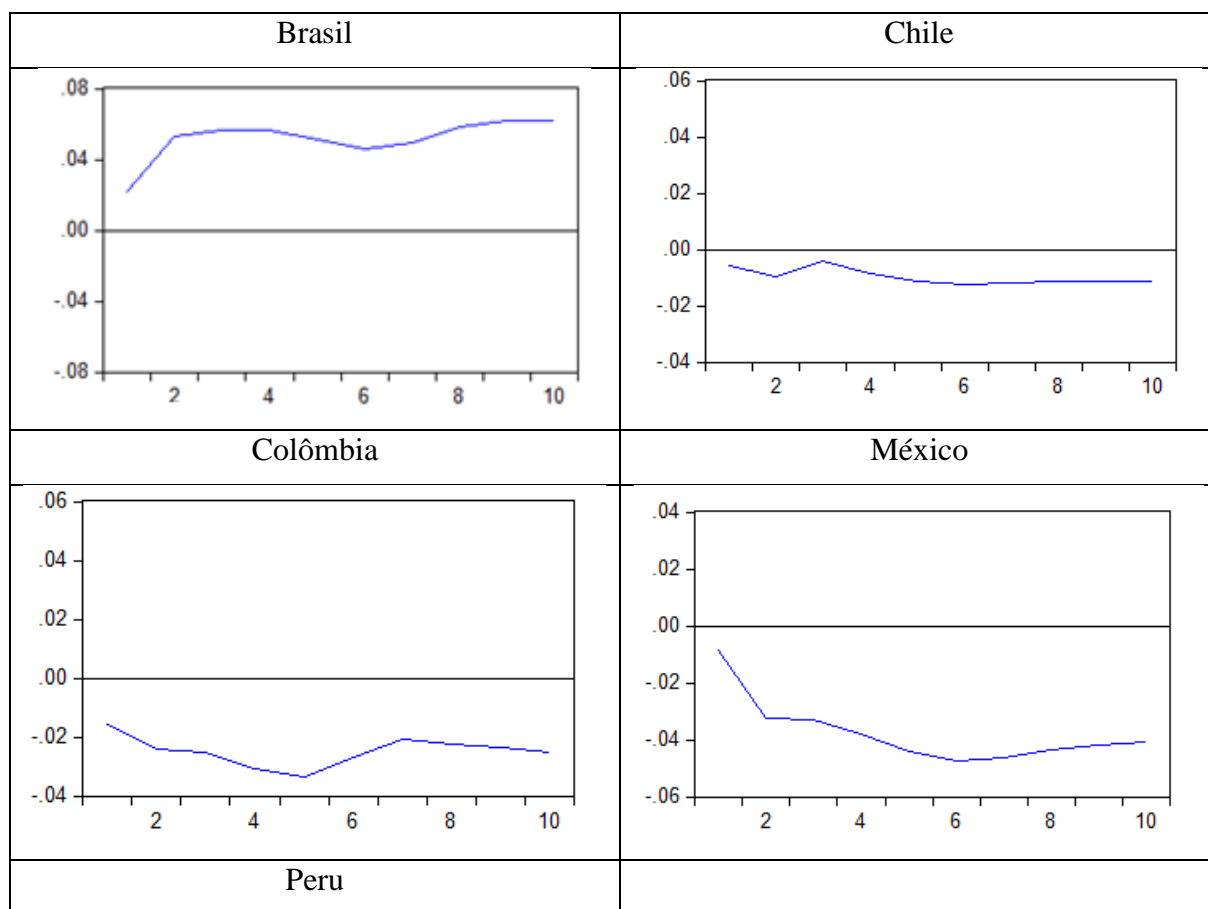
⁸

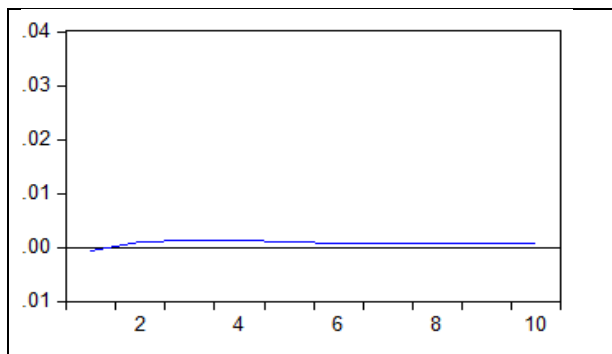
Para maiores detalhes o *price puzzle* verificar Eichenbaum (1992) e Sims (1992).



Uma inovação na taxa de juros resulta em um impacto negativo para o PIB, no Brasil, Chile e Peru, como se observa na Figura 3. Esse resultado também compartilhado por Zettel (2006). A resposta negativa do PIB a um choque na taxa de juros é persistente e significativa, impondo um custo real para a economia. Ayres, Belasen e Kutan (2014) concluiu que uma política monetária contracionista em um país com o regime de metas de inflação tende a causar uma redução no crescimento do PIB, embora está redução em países da América Latina seja menor do que em outros países.

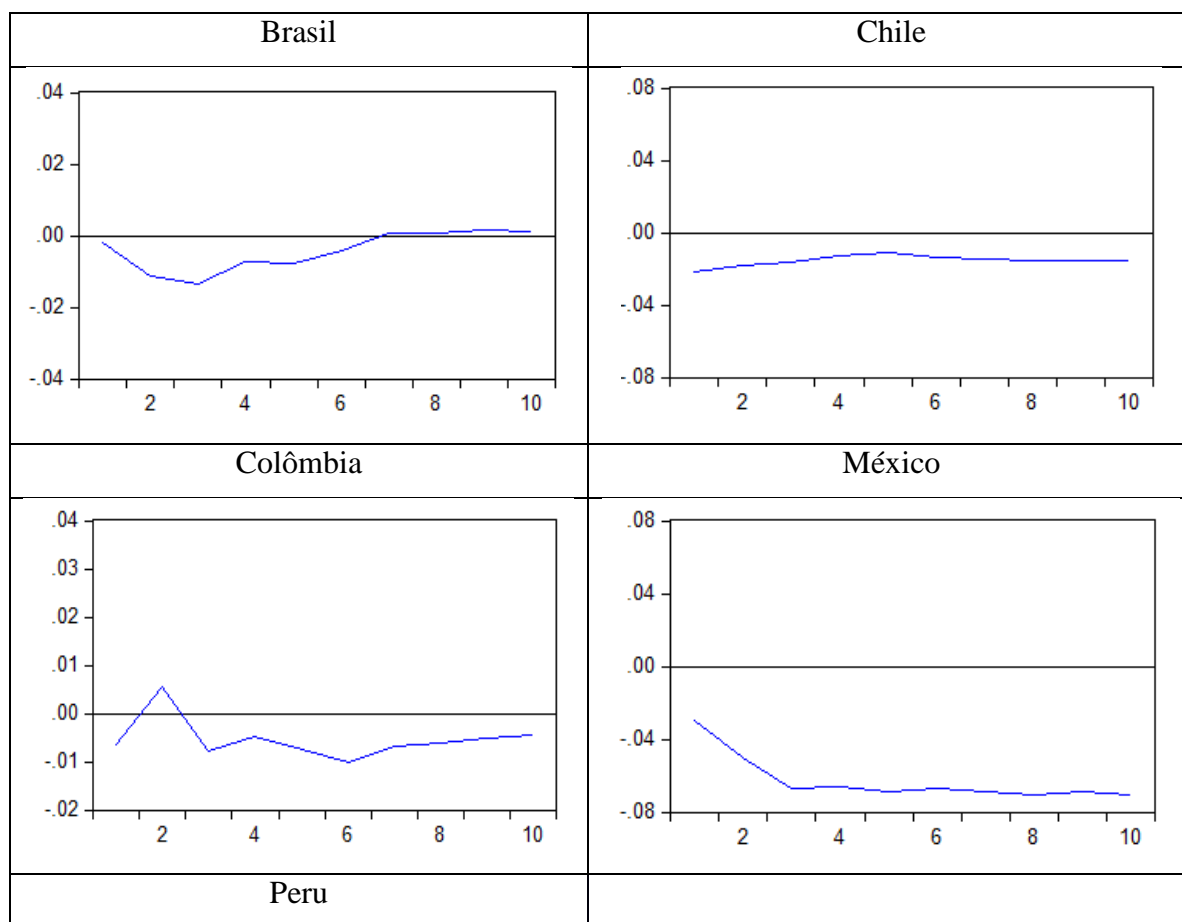
Figura 4: Resposta da taxa de câmbio a um choque na taxa de juros com um desvio padrão

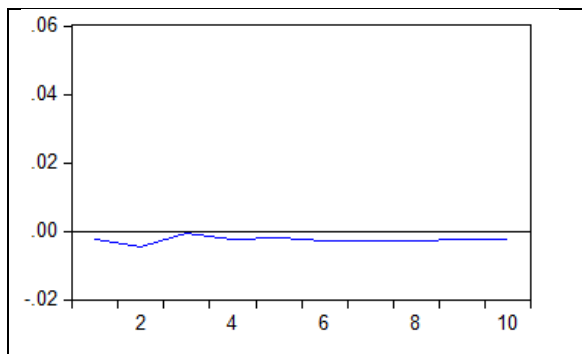




Para Colômbia, e principalmente para o México, o resultado obtido é o contrário do esperado. Uma inovação positiva na taxa de juros gerou em um choque também positivo para o PIB. Já para o Peru, a resposta do PIB resultante de um choque na taxa de juros é conforme o esperado pela literatura e também semelhante ao encontrado por Lahura (2010).

Figura 5: Resposta da taxa de desemprego a um choque na taxa de juros com um desvio padrão





Com choques positivos na taxa de juros, espera-se que a taxa de câmbio se aprecie porque implicará um aumento na rentabilidade dos títulos públicos. Esse fato irá estimular entrada de capitais externos no país, provocando um aumento de oferta de divisas internacionais. A análise da Figura 4 revela que, após um choque na taxa de juros, ocorre uma apreciação cambial no Chile, na Colômbia e no México e não resulta em um impacto significativo para o Peru. Contudo, no Brasil o choque positivo na taxa de juros exerceu um efeito positivo na taxa de câmbio, indicando uma depreciação cambial após o choque na taxa de juros, resultado também suportado por Araújo, Oreiro e Fonseca (2015). Indicando que a taxa de câmbio brasileira pode ser mais sensível ao crescimento econômico, estabilidade política, cenário macroeconômico, do que com o impacto na taxa de juros.

A relação positiva esperada entre a taxa de juros e a taxa de desemprego não foi confirmada pela função impulso-resposta. Os resultados obtidos são inesperados e também não são suportados pela literatura. Na análise da decomposição da variância, a taxa de desemprego possui uma baixa explicação para a taxa de juros, o que torna os resultados obtidos na figura 5 não conclusivos. A conclusão similar, para o Brasil, foi encontrada por Oliveira e Brita (2014).

A análise empírica mostrou que a execução do regime de metas de inflação impacta as variáveis econômicas selecionadas em diferentes magnitudes e direções. Para o Brasil, choques positivos na taxa de juros não resultaram em uma diminuição na taxa de inflação (conforme esperado pelos modelos teóricos) e reduziram o crescimento econômico. Para o Chile esses mesmos choques resultaram em uma redução na taxa de inflação, uma redução no crescimento econômico e também em uma apreciação cambial, resultados suportados pelos estudos empíricos e que indicam a sensibilidade da taxa de juros na economia chilena. A decomposição da variância chilena evidenciou que após 12 períodos a taxa de inflação é 57,44% responsável por explicar a taxa de juros, fato que sugere uma boa eficiência na condução da política monetária.

Por fim, os resultados econométricos para a economia colombiana apontam que, após um choque positivo na taxa de juros, a taxa de inflação não diminui e também não reduz a atividade econômica, mas produz uma apreciação na taxa de câmbio. A maior reação negativa na taxa de inflação e na taxa cambial após uma inovação positiva na taxa de juros é verificada na economia mexicana. E no Peru a taxa de juros também se mostrou eficaz na redução da taxa de inflação, mas com um custo adicional no crescimento econômico e não ocasionando alterações significativas na taxa cambial.

Conclusão

O regime de metas de inflação tem se tornado uma alternativa para a política monetária. Em geral, esse regime tem apresentado um resultado relevante tanto no controle da inflação, quanto no desempenho das demais variáveis macroeconômicas. Contudo, ainda não há um consenso na literatura, quanto aos benefícios reais gerados a partir de sua implementação.

A análise da função impulso-resposta de um choque positivo na taxa de juros releva que a taxa de inflação respondeu negativamente no Chile, no México e no Peru, indicando uma eficiência da política monetária contracionista no controle da inflação. Já para o Brasil e a Colômbia a resposta foi positiva; um efeito conhecido na literatura como *price puzzle*. A taxa de câmbio, por sua vez, respondeu negativamente no Chile, na Colômbia e no México, indicando que uma elevação na taxa de juros atrai capital estrangeiro para ser aplicado no país, resultando em uma apreciação cambial após o choque. No Peru, o choque na taxa de juros não resultou em uma alteração da tendência na taxa de juros. No caso do Brasil, o crescimento econômico e as perspectivas de seu crescimento parecem ser mais significativos para a determinação da taxa de câmbio do que os impactos da taxa de juros. Fato que corrobora esse resultado é que, no período entre 2002 a 2010, houve um crescimento econômico considerado consistente, mas com apreciação da taxa de câmbio. Após 2010, a economia brasileira entrou numa fase de desaceleração e com aumento na depreciação cambial e na taxa de juros.

No que tange ao setor real da economia, os resultados indicaram que dada uma inovação na taxa de juros tende a afetar o crescimento PIB por vários períodos. As funções de impulso-resposta mostraram um maior custo real para economias brasileira, chilena e peruana decorrente de um choque positivo na taxa de juros. Já com relação à trajetória da taxa de

desemprego, ela não é não apresenta um comportamento compatível com o previsto pela teoria econômica.

Em termos gerais, o impacto resultante do regime de metas de inflação depende das particularidades estruturais de cada economia. As evidências empíricas encontradas nesse estudo sugerem que para o Brasil e o Chile a taxa de câmbio é um canal relevante de transmissão da política monetária. A taxa de juros demonstrou ser mais eficaz no Chile, México e Peru para controlar e reduzir as pressões inflacionárias.

Por fim, os estudos a respeito do tema proposto são bastante abrangentes e de significativa relevância para a economia. E, para pesquisas futuras, sugere-se o emprego de outras metodologias para avaliar o papel do regime de metas de inflação como dados em painel.

Bibliografia

ABO-ZAID, Salem; TUZEMEN, Didem. Inflation Targeting: A three-decade perspective. **Journal of Policy Modeling**, v. 34, n. 5, p. 621-645, 2012.

ARAÚJO, Eliane C.; OREIRO José Luis da Costa; FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro. **Não-linearidade da política monetária brasileira no período de metas de inflação: uma análise com base em um modelo MS-VaR**. Instituto de economia UFRJ, texto para discussão, n. 2, 2015.

AYRES, Kelly; BELASEN, Ariel R.; KUTAN, Ali M. Does inflation targeting lower inflation and spur growth? **Journal of Policy Modeling**, v. 36, n. 2, p. 373-388, 2014.

BALL, Laurence. The Performance of Alternative Monetary Regimes. **National Bureau of Economic Research**, Working Paper n. 16124, jun. 2010.

BALL, Laurence; SHERIDAN, Niamh. Does Inflation Targeting Matter. The Inflation Targeting Debate, **NBER Studies in Business Cycles**, v. 32, University of Chicago Press, Chicago, 2005.

BONGA-BONGA, Lumengo; KABUNDI, Alain. Monetary Policy Instrument and Inflation in South Africa: Structural Vector Error Correction Model Approach. **MPRA Paper**, n. 63731 University of Johannesburg, abr. 2015.

BRITO, Ricardo; BYSTEDT, Brianne. Inflation Targeting in Emerging Economies: Panel Evidence, **Journal of Development Economics**, p. 198–210, 2010.

CÉSPEDES, Luis Felipe; CHANG, Roberto; VELASCO, Andrés. Is inflation targeting still on target? the recent experience of latin america. **International Finance**, v. 17, n. 2, p. 185-208, 2014.

COUTO, Sílvia Verônica Vilarinho; FRAGA, Gilberto Joaquim. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 3, p. 333-356, set/dez. 2014.

DIAS, Maria Helena Ambrosio; TEIXEIRA, Anderson Mutter; DIAS, Joilson. New macroeconomic consensus and inflation targeting: Monetary Policy Committee directors' turnover in Brazil. **Economía**, v. 14, n. 3, p. 158-170, 2013.

EICHENBAUM, Martin. Interpreting Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. **European Economic Review**, 36, jun. 1992.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 2008.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

FMI (International Monetary Fund). **Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions**. Publication Services, Washington, out. 2014.

FONSECA, Mateus Ramalho Ribeiro da; PERES, Samuel Costa; ARAUJO, Eliane Cristina de. Metas de Inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países emergentes selecionados. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 1, p. 113-143, abr. 2016.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Inflation targeting in emerging market economies. **Banco Central do Brasil**, Working Paper Series, n. 76, jun. 2003.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. Tradução de Maria José Cyhlar Monteiro. 2006.

HAMMOND, Gill. State of the art of inflation targeting – 2012. **Centre for Central Banking Studies**, Bank of England, Handbook n. 29, fev. 2012.

JOHANSEN, Søren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos Econométricos**. Tradução: Manuela Magalhães Hill, Fátima Ferrão, Rui Menezes. McGraw-Hill, 2001.

JOSIFIDIS, Kosta; PUCAR, Emilija Beker; SRDIC, Slađana; IVAN, Gabriela. Inflation Targeting in Advanced vs. Emerging Economies before and after the Crisis. **Panoeconomicus**, v. 61, n. 1, p. 79-106, 2014.

LAHURA, Erick. The effects of monetary policy shocks in Peru: Semi-structural identification using a factor augmented vector autoregressive model. **Banco Central de Reserva del Perú**, Documento de Trabajo, v. 8, p. 1-49, 2010.

MISHKIN, Frederic S. Inflation targeting in emerging market countries. **National Bureau of Economic Research**, working paper n. 7618, mar. 2000.

MISHKIN, Frederic S. International experience with monetary policy regimes. **National Bureau of Economic Research**, working paper n. 6965, fev. 1999.

MODENESI, A. M; ARAÚJO, Eliane. Custos e benefícios do controle inflacionário no Brasil (2000-2008): uma avaliação com base em um modelo VEC. **II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira**, 2009.

NEUMANN, M. J. M.; von HAGEN, J. Does inflation targeting matter? **Review of Federal Reserve Bank of ST. Louis**, v. 84, n. 4, p. 127-148, 2002.

NOGUEIRA, Veridiana de Andrade; MORI, Rogério; MARÇAL, Emerson Fernandes. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros. **CEMAP**, Fundação Getúlio Vargas, n. 4, dez, 2013.

OLIVEIRA, Luma de; BRITA, Mateus Boldrine. Taxa de Juros e Regime de Metas de Inflação: Uma Análise Empírica para a Economia Brasileira de 2002 até 2013. **Revista Econômica**. UFF. v. 16, n. 1, 2014.

PINTO, Ana Carla Baduy; VIEIRA, Flávio Vilela. Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR). **Ensaio FEE**, v.29, n.1, p. 65-100, Porto Alegre, 2008.

POOTER, Michiel de; ROBITAILLE, Patrice; WALKER, Ian; ZDINAK, Michael. Are Long-Term inflations expectations well anchored in Brazil, Chile and Mexico? **Internacional Finance Discussion Papers**, Federal Reserve Board of Governors, n 1098, mar. 2014.

RODRIGUES, Orlando José Ferreira. **Metas de inflação e modelagem de política monetária**: compreendendo a experiência brasileira após 1999. Concurso de monografias. Bacen, 2003.

SILVA, Kellen Fraga da. **Metas de inflação em economias emergentes**: Uma avaliação empírica dos seus efeitos sobre o desempenho macroeconômico. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

SILVA, Marcelo Eduardo Alves da. **Metas de inflação**: Uma análise da experiência brasileira. 2001. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2001.

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

SOUZA, Rodrigo Gustavo; ALVES, Alexandre Florindo. Relação entre Câmbio e Preços no Brasil: Aspectos Teóricos e Evidências Empíricas. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2011.

TRICHES, Divanildo; FIORENTIM, Guilherme Pons. **Avaliação do regime de meta de inflação nos países da América Latina entre 2001 a 2014**. Working Papers, n. 14, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, jun. 2015.

ZETTEL, Ana Paula França Vieira. **A experiência de Chile, México e Brasil sob o regime de metas de inflação**: uma comparação internacional. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

Sobre os autores:

Divanildo Triches

Doutorado em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brasil(2002). Professor Titular da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil

Kim Ellwanger

Mestrado em Economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Brasil(2017)

Artigo recebido em 18/03/2018

Aprovado em 01/05/2018

Como citar esse artigo:

TRICHES, Divanildo; ELLWANGER, Kim. Análise da eficiência do regime de metas de inflação: Um estudo em países da América Latina. **Revista de Economia da UEG**. Vol. 14, N.º 1, jan/jun. 2018.