

Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR)*

Ana Carla Baduy Pinto**

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia e Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Uberlândia

Flávio Vilela Vieira***

Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia. PhD em Economia pela University of New Hampshire e Pesquisador do CNPq

Resumo

O objetivo central deste estudo é analisar experiências latino-americanas com câmbio flexível e metas de inflação, no intuito de se entender o comportamento da taxa de câmbio e da inflação em um modelo de inspiração monetária. A estimação de VAR utiliza a análise das funções de impulso-resposta (FIRs) e a análise de decomposição de variância (ADV) para a taxa de câmbio e a inflação, sugerindo, para a dinâmica cambial, que a inflação e a taxa de juros têm alguma relevância na explicação das mudanças nas taxas de câmbio do Brasil e do Chile, porém, em todos os países, a participação relativa dessas variáveis é pequena na explicação das alterações da taxa de câmbio. A explicação da dinâmica inflacionária no Brasil e no Chile está diretamente relacionada à variação da taxa de câmbio; e a inflação mexicana parece ter uma explicação mais voltada aos elementos específicos de política monetária, como a taxa de juros e a base monetária.

* Artigo recebido em jun. 2007 e aceito para publicação em dez. 2007.

** E-mail: acbaduy@yahoo.com.br

*** E-mail: flaviovieira@ufu.br ou flavio.vieira@pesquisador.cnpq.br
Os autores agradecem as contribuições do parecerista da revista **Ensaios FEE**, que ajudaram na melhoria do artigo, sendo que eventuais omissões ainda presentes são de responsabilidades dos autores.

Palavras-chave

Inflação; taxa de câmbio; análise de VAR.

Abstract

The main goal of this work is to analyze Latin American experiences with flexible exchange rate and inflation targets in order to understand the behavior of the exchange rate and inflation in a model with monetary characteristics. The VAR estimation uses the impulse-response function (IRF) and the variance decomposition analysis (VDA) for the exchange rate and inflation. It suggests for the exchange rate dynamics that: inflation and interest rates have some relevance in explaining exchange rate changes for Brazil and Chile, but for all countries the relative participation of these variables is small in explaining exchange rate movements. Inflation dynamics explanation for Brazil and Chile is directly associated to changes in the exchange rate and the Mexican inflation seems to be explained by specific elements of monetary policy such as the interest rate and the monetary base.

Key words

Inflation; exchange rate; VAR analysis.

Classificação JEL: C22, F37, F41.

Introdução

O objetivo deste artigo é analisar experiências latino-americanas com câmbio flexível e metas de inflação, a fim de se entender a dinâmica da taxa de câmbio e da inflação em um modelo de inspiração monetária, tentando responder à seguinte questão: como seria o comportamento do câmbio e da inflação, ao se adotarem os regimes de câmbio flexível e metas de inflação?

A hipótese deste trabalho é que, em um contexto de câmbio flexível e metas de inflação, há uma relação importante entre taxa de câmbio e inflação, que está associada na literatura ao chamado medo da flutuação. Por outro lado, há também uma relação entre juros e inflação sob condições de regimes

monetários baseados em metas de inflação e uma relação distinta entre taxa de câmbio e juros nos diferentes regimes cambiais, dado que, sob condições de câmbio fixo (rígido), há uma maior dependência da utilização da taxa de juros (assumindo-se que seja mantida a rigidez cambial) como instrumento de política econômica. Enquanto, sob condições de câmbio flexível (objeto de estudo deste artigo), se passa a ter, além da taxa de juros, a taxa de câmbio, que pode variar e servir como instrumento de política macroeconômica. Nesse sentido, a possibilidade de uma menor alteração da taxa de juros é maior sob condições de câmbio flexível.

Para atingir tal objetivo, este trabalho contempla uma análise econométrica com modelos de VAR, que explica o comportamento da taxa de câmbio e da inflação, no Brasil, no Chile, na Colômbia e no México, sob regimes de câmbio flexível e metas de inflação.

Cabe ressaltar-se, no entanto, que a relação entre juros e inflação pode não estar sendo captada, na sua plenitude, no estudo aqui desenvolvido. Tal argumento baseia-se na ressalva de que este estudo não se propõe, em nenhum momento, a estimar as funções de reação do Banco Central no que se refere ao comportamento da taxa de juros (versão baseada na regra de Taylor). Nesse sentido, o modelo utilizado não possui variáveis expectativas e nem variáveis do lado real da economia (produto), e, por esse motivo, os resultados para a taxa de juros e a inflação devem ser vistos com alguma cautela.

Além desta **Introdução** e das **Considerações finais**, o presente artigo encontra-se dividido em mais três seções: na primeira, faz-se uma revisão da literatura sobre o medo da flutuação e a experiência internacional; na segunda, apresenta-se uma breve análise histórica das experiências de Brasil, Colômbia, Chile e México na adoção dos regimes de câmbio flexível e de metas de inflação; e, na terceira, são apresentados os resultados encontrados na estimação econométrica dos modelos de VAR.

1 Câmbio flexível e metas de inflação: medo da flutuação e lições da experiência internacional

A relação entre taxa de câmbio flexível e inflação é muito importante, pois, em economias abertas, a taxa de câmbio constitui-se em um importante mecanismo de transmissão da política monetária, exercendo impactos diretos sobre a formação de preços da economia. Durante os anos 90, acadêmicos e

policy makers debatiam os méritos de regimes alternativos de câmbio para economias emergentes. Baseados em teorias de credibilidade, muitos autores argumentaram que países em desenvolvimento deveriam adotar regimes de câmbio rígido (*hard pegs*) — preferencialmente, o *currency board* ou a dolarização¹.

Um dos mais importantes argumentos é que as economias emergentes exibem o medo de flutuar. Várias razões foram apontadas para justificar esse medo. Calvo e Reinhart (2000) destacaram o descasamento de moedas entre passivos e ativos (*currency mismatching*) e a falta de credibilidade da política econômica, que torna o câmbio uma âncora mais eficaz para os preços do que a política monetária.

O fracasso dos regimes de câmbio rígidos e as crises financeiras por que passaram as economias da América Latina e da Ásia nos anos 90 levaram os países dessas regiões à procura de uma âncora nominal alternativa, em geral associada a algum tipo de regra monetária. Nesse caso, o regime de metas de inflação passou a ser a estratégia de política monetária de várias economias, incluindo os casos de Brasil, Chile, México e Colômbia.

Os períodos de rigidez cambial são caracterizados pelo fato de que a taxa de câmbio desempenha o papel crucial de ancorar os demais preços da economia, e a taxa de juros é utilizada como um instrumento que permite minimizar os efeitos adversos que a rigidez cambial exerce sobre as contas externas. Com a adoção da flexibilidade cambial e das metas de inflação, essa âncora nominal é dada pela condução da política de juros como instrumento de convergência das expectativas dos agentes econômicos em relação à meta de inflação, dado que, com a flexibilidade cambial, já não há mais possibilidade de que a taxa de câmbio possa desempenhar esse papel.

Uma melhor representação da lógica do regime de metas, especialmente para as economias emergentes, onde a volatilidade cambial tende a ser mais elevada, pode ser representada pelo que se conhece como regra de Taylor expandida pela taxa de câmbio, representada pela equação:

$$i_t = i^* + \beta_1(\pi_t - \pi^*) + \beta_2(y_t - y^*) + \beta_3(\Delta E_t) \quad (1)$$

onde i_t é a taxa de juros; i^* é a meta para a taxa de juros, π_t é a taxa de inflação corrente, π^* é a meta de inflação, $y_t - y^*$ é o *gap* do produto, e ΔE_t é a variação na taxa de câmbio nominal.

¹ A Argentina, no período 1991-01, é um dos exemplos da adoção do *currency board*.

Com a adoção das metas de inflação, surgiram várias questões relacionadas com a taxa de câmbio. Edwards (2006), em recente estudo, mostra que os países que adotaram metas de inflação tiveram um declínio do grau de *pass-through* do câmbio para a inflação. Não há evidências, entretanto, de mudanças no grau de efetividade da taxa nominal de câmbio como absorvedor dos choques; a adoção do regime de metas não resultou em um aumento da volatilidade da taxa de câmbio (real ou nominal); e, por fim, os resultados sugerem que os bancos centrais, em sua maioria, levam em consideração o comportamento do câmbio em sua política monetária.

Historicamente, o *pass-through* tem sido grande em países emergentes, e, em particular, nos que passaram por crises cambiais. Borensztein e De Gregorio (1999), por exemplo, usaram uma amostra de 41 países e encontraram que, um ano após uma desvalorização nominal, 30% são passados para a inflação, ou seja, um *pass-through* de 30%; e, depois de dois anos, o *pass-through* é de 60% em média. Eles ainda encontraram que o grau de *pass-through* é muito pequeno nos países desenvolvidos. Um grande número de trabalhos recentes² aponta que o *pass-through* tem declinado substancialmente desde 1990, particularmente na Inglaterra e na Suécia, depois de suas crises cambiais no início dos anos 90, e, no Brasil, após a desvalorização do real, em 1999. Taylor (2000) argumenta que esse baixo grau de *pass-through* é resultado de um declínio no nível e na volatilidade da inflação. De acordo com o autor, uma das consequências do forte compromisso com a estabilidade dos preços é que a extensão do *pass-through* declinou significativamente, e um ciclo virtuoso desenvolveu-se: baixa inflação reduz o *pass-through*, e isso, por sua vez, ajuda a manter a inflação baixa. Gagnon e Ihrig (2004) usaram uma amostra de países avançados para analisar essa questão e concluíram que um declínio do *pass-through* está relacionado a mudanças na política monetária, em particular na adoção das metas de inflação. Em todos os países analisados, o *pass-through* declinou após a adoção do regime de metas. O declínio do *pass-through* de curto prazo, após a adoção das metas no Brasil, foi o mais significativo. Outros casos de grandes reduções são também Chile, Israel e México.

De acordo com Mishkin e Savastano (2001), um regime de câmbio flexível é um pré-requisito para o bom funcionamento de um regime de metas. A razão é que, com mobilidade de capitais, uma política monetária independente não pode coexistir com um regime de câmbio fixo — essa é a chamada “trindade impossível”. Essa conexão entre o regime de metas e o regime de câmbio flexível tem levado muitos analistas (De Gregorio; Tokman; Valdés, 2005) a argumentarem

² Dentre eles: Campa e Goldberg (2002), Taylor (2000) e Gagnon e Ihrig (2004).

que um dos custos do regime de metas pode estar associado ao aumento da volatilidade do câmbio.

De Gregorio, Tokman e Valdés (2005) discutem essa questão no contexto chileno e argumentam que a flexibilidade cambial no Chile levou a um aumento da volatilidade da taxa de câmbio. Entretanto esta volatilidade não tem sido mais elevada que em outros países com taxa de câmbio flutuante e não tem gerado grandes repasses cambiais para os preços. Além disso, o grau de *pass-through* no Chile tem declinado, o que pode estar associado à credibilidade do sistema de metas de inflação, alcançada, em parte, pela flexibilidade cambial.

Segundo Hebbel e Werner (2002), a preocupação dos *policy-makers* nas economias emergentes, com o elevado *pass-through* e uma excessiva volatilidade da taxa de câmbio, é mais intensa durante a transição para um regime mais flexível e na mudança de regime monetário (adoção do regime de metas de inflação). Conseqüentemente, o medo da flutuação — refletido na tentativa de se manter um elevado nível de reservas, na reação imediata da política monetária a choques na taxa de câmbio e na intervenção nos mercados cambiais — deve-se reduzir ao longo do tempo, sendo que os três países (Brasil, Chile e México) refletem essa tendência.

Como em muitos países, o *pass-through* na Colômbia tem declinado com a redução da inflação e a adoção do regime de metas. O *pass-through* é baixo o suficiente para se dizer que ele não é a questão-chave das políticas, e é importante notar-se que, após uma depreciação nominal de 30%, o índice de preços subiu não mais do que 2,5 pontos básicos; é mais importante o nível da depreciação por si só do que o nível de *pass-through* (Vargas, 2005).

A maior parte da literatura conclui que, historicamente, o *pass-through* é elevado nos países emergentes, mas o nível de repasse cambial para os preços tem declinado nesses países, após a adoção do regime de metas de inflação e da flexibilidade cambial. Uma das consequências do compromisso com a estabilidade dos preços é uma queda no nível e na volatilidade da inflação e na extensão do *pass-through*: baixa inflação reduz o *pass-through*, e isso ajuda a mantê-la baixa.³

³ Cabe ressaltar-se a existência de alguns estudos empíricos que testam o desempenho econômico (inflação, produto e juros). Dentre esses, Ball e Sheridan (2003), que comparam sete países que adotaram o regime de metas da inflação com 13 que não o adotaram e concluem que, ao se introduzirem controles para a regressão à média, não há diferença de desempenho entre os dois grupos. Farhi (2007), ao examinar experiências de regimes de câmbio flexível e metas de inflação, destaca que há diferenças significativas no grau de *pass-through*, apontando diferenças de gestão do regime de metas e do seu grau de flexibilização, tendo repercussões importantes em termos de impactos sobre o produto e o emprego. A autora sistematiza os diversos resultados quantitativos sobre diferenças no grau de *pass-through*.

Eichengreen (2002) argumenta que o modelo de metas de inflação apresenta especificidades nas economias emergentes por algumas razões: são economias abertas, possuem um elevado *pass-through*, existem expressivos passivos em moeda estrangeira (*currency mismatch*), além de problemas de credibilidade. Diante desse cenário, as autoridades monetárias mostram-se relutantes em deixar a taxa de câmbio flutuar e, com isso, acabam por postergar possíveis benefícios da flexibilidade cambial associada ao regime de metas de inflação. Por outro lado, economias emergentes que são menos abertas e possuem um sistema financeiro relativamente bem regulado e sem problemas de credibilidade tendem a dar preferência à adoção de um regime de metas de inflação. O autor destaca, ainda, as dificuldades que as economias emergentes possuem em termos de menor grau de previsibilidade da inflação, em função de históricos recentes de inflação elevada.

Perrotini (2007), em recente estudo, analisa o modelo de metas de inflação para uma pequena economia aberta e investiga empiricamente o caso da economia mexicana. O autor argumenta que, a despeito do modelo de metas de inflação, o coeficiente de *pass-through* tem sido mais elevado nas economias emergentes do que nas economias industrializadas e que a importância da taxa de câmbio como um canal de transmissão da política monetária deve ser levada em conta. Um dos resultados encontrados é que a economia mexicana tem uma inflação estrutural e, por essa razão, desequilíbrios do balanço de pagamentos. A instabilidade da taxa de câmbio e um elevado *pass-through* induzem as autoridades monetárias a intervirem na economia com medidas contracionistas (reduzindo a demanda agregada), para atingir a estabilidade do nível de preços. Desse modo, o sucesso do modelo de metas de inflação está associado a taxas de crescimento econômico mais modestas. O autor ressalta, ainda, na discussão sobre medo da flutuação e medo da inflação, que o primeiro oculta, de maneira inadequada, o segundo (coeficiente positivo de repasse da taxa de câmbio para os preços), além de encontrar evidências empíricas de que a taxa de câmbio é importante para que o Banco Central do México atinja a meta de inflação.⁴

⁴ Perrotini (2007) enfatiza que o Banco Central do México usa o que se chamou de Monetary Conditions Index (MCI), que revela a importância da taxa de câmbio para se alcançar a meta de inflação.

2 Regimes de metas de inflação e câmbio flexível: uma breve análise das experiências de Brasil, Chile, Colômbia e México

O Brasil adotou o regime de câmbio flutuante no início de 1999 e o regime de metas de inflação a partir de junho de 1999, após a flexibilização do regime cambial, em janeiro de 1999.

O Plano Real foi fundamentado na reforma monetária, na rigidez da taxa de câmbio e nas altas taxas de juros internas. Em 1994, o Governo adotou o câmbio fixo, mas, em março de 1995, passou a vigorar o regime de câmbio fixo com bandas assimétricas, em que a moeda oscilava dentro de intervalos da banda, não sendo permitidas grandes desvalorizações da moeda. A valorização do real em 1994 (devido à grande entrada de capitais na economia brasileira) provocou uma drástica inversão na balança comercial, que passou da condição de superávit para a déficit no ano seguinte. Isso foi agravado ainda mais pelo pagamento de juros e dividendos, que aumentaram mais que o dobro entre 1994 e 1998 e provocaram um alto déficit nas contas correntes. Todo esse processo, associado à valorização da taxa de câmbio real, em função do atraso cambial gerado ao longo do período de ancoragem cambial, acabou por criar um ambiente macroeconômico marcado pela ocorrência de expectativas de desvalorização cambial durante 1998. A transição do regime de câmbio em 1999 deu-se por uma crise cambial em que o Governo não conseguiu mais sustentar o câmbio fixo, com elevados *déficits* em conta corrente, alto endividamento externo e interno e uma grande fuga de capitais internacionais, com a conseqüente desvalorização do real em janeiro de 1999 (*overshooting cambial*).

Com a adoção do regime de metas, o Governo anunciou que a sua principal preocupação seria a estabilidade de preços, e as metas anunciadas para o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foram de 8%, 6% e 4% para os anos de 1999, 2000 e 2001, respectivamente com um intervalo de confiança de 2% para cada ano. As metas para 2002 e 2003 foram fixadas em 3,5% e 3,25% respectivamente (com intervalos de tolerância de, aproximadamente, 2%). Com uma política transparente e a publicação regular dos **Relatórios de Inflação**, as metas foram alcançadas em 1999 e 2000, com um baixo *pass-through* da desvalorização do câmbio para a inflação em 1999. A meta não foi atingida em 2001, mas as causas foram identificadas, dentre elas: a desvalorização cambial em 2001 e o aumento das tarifas de serviços públicos. Em meados de 2002, ocorreu uma inflexão ascendente dos índices de preços da economia, após terem permanecido de forma relativamente estável nos

primeiros meses do ano. Os resultados desfavoráveis em termos de inflação, alcançados ao longo do ano e, principalmente, no segundo semestre, levaram novamente ao não-cumprimento das metas anunciadas. A inflação acumulada no ano foi de 12,5%, ultrapassando o limite superior do intervalo de confiança (5,5%) da meta central de 3,5%. De um modo geral, o regime de metas no Brasil tem obtido sucesso em alcançá-las ou em atingir valores dentro dos seus intervalos.

A taxa de câmbio no Chile tem se caracterizado historicamente por elevada rigidez, sendo implementada a flexibilidade cambial em setembro de 1999. Em 1982, foi adotado o sistema de *crawling peg*, que tinha o objetivo implícito de manter uma taxa de câmbio depreciada, que estimulava as exportações e que promoveu a recuperação econômica após 1982. As desvalorizações dos anos 80 foram seguidas de apreciações nos 90, quando ficou mais difícil alcançar o equilíbrio da taxa de câmbio real, devido às pressões de apreciação da moeda. De fato, nos anos 90, houve grande entrada de capitais, e a taxa de juros interna era elevada, o que levou os investidores internacionais a se interessarem pela América Latina, especialmente pelo Chile, após o elevado crescimento iniciado em 1985. Diante das pressões pela apreciação, as bandas cambiais foram ampliadas diversas vezes de aproximadamente 2% para 5% em meados de 1989 e de em torno de 10% para 12,5% em janeiro de 1997. Durante o período 1990/97, a taxa de câmbio real teve uma apreciação de 5,4%, acumulando um declínio de 32%. Com a crise russa em 1998, as bandas de flutuação do peso chegaram a 16% no final de 1999. Em setembro de 1999, o Banco Central anunciou o fim das bandas cambiais e a livre flutuação da taxa de câmbio.

A adoção do regime de metas de inflação chileno ocorreu em janeiro de 1991, como sendo a principal estratégia do Banco Central, que, a partir de 1989, passou a ter independência operacional e de objetivos, para alcançar seu objetivo principal de estabilidade de preços. Diz-se estratégia principal pelo fato de que, até setembro de 1999, concomitantemente ao regime de metas de inflação, o Banco Central adotava o regime de bandas cambiais. O regime de metas de inflação colocado em prática pela autoridade monetária chilena foi relativamente bem-sucedido, no que se refere à consecução da estabilização dos preços, visto que conseguiu reduzir a taxa de inflação de uma economia altamente indexada, de algo em torno de 27% a.a. em 1990 para níveis próximos a 3% a.a. no início dos anos 2000. Segundo Mishkin (2000a), foi a adoção de uma política austera pelo lado fiscal e o fortalecimento da supervisão e da regulação do sistema financeiro do Chile que contribuíram para o processo de estabilização de preços (Ferreira, 2004, p. 47).

O regime colombiano de metas para a inflação foi implementado em setembro de 1999, porém algumas características desse regime já se faziam presentes desde o final da primeira metade dos anos 90, como algum grau de independência do Banco Central e o anúncio de metas quantitativas para a taxa de inflação. No entanto, a persistência de problemas de dominância fiscal e a presença de uma âncora cambial inviabilizavam o pleno comprometimento da autoridade monetária com o regime de metas de inflação que se tentava colocar em prática. O regime de metas colombiano tem sido bem-sucedido em manter a inflação sob controle. A primeira meta explícita anunciada foi de 15% (1999), sendo reduzida gradualmente, até atingir 6% em 2002 (Ferreira, 2004, p. 52). O regime de câmbio flutuante, adotado em setembro de 1999, acrescentou consistência e transparência à política monetária de metas de inflação.

O México abandonou o regime de bandas cambiais e adotou a flutuação “suja” em janeiro de 1995, após uma crise financeira e o balanço de pagamentos em 1994-95. A desvalorização do peso e a inflação subsequente prejudicaram severamente a credibilidade do Banco do México. Como resposta a essa crise e ao processo inflacionário, a autoridade monetária passou a empregar, em 1995, um regime de metas monetárias como nova âncora nominal para a economia. Em paralelo, o Banco Central estabeleceu metas implícitas de inflação para o País, para os anos de 1995, 1996 e 1997. Em 1998, teve início a transição gradual para o estabelecimento de um regime de metas de inflação explícito na economia mexicana, o que ocorreu em janeiro de 1999. Nesse período, verifica-se um ganho contínuo de relevância da sistemática de metas de inflação, em detrimento da âncora monetária como guia para a política monetária.

3 Análise econométrica: testes e estimações

A presente seção tem como finalidade apresentar os principais resultados obtidos pela investigação econométrica para Brasil, Chile, Colômbia e México. O principal objetivo é entender a dinâmica do câmbio e da inflação nesses países, em um contexto de regimes de câmbio flexível e de metas de inflação. O período de análise para cada país inicia-se a partir da adoção da flexibilidade cambial combinada com o regime de metas de inflação. Os dados utilizados na análise empírica referem-se ao banco de dados International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) — Quadro 1.

Quadro 1

Variáveis, nomenclatura, fonte e frequência dos dados

VARIÁVEIS	NOMENCLATURA	DESCRIÇÃO	FONTE	FREQÜÊNCIA
Taxa de câmbio	TXC	Taxa de mercado por dólar, fim de período.	IFS	Mensal
Taxa de juros	TJUROS	Taxa de empréstimo (moeda do país), anualizada, taxa <i>over</i> (Brasil) (1)	IFS IPEADA ATA	Mensal
Inflação	INF	IPCA (índice 2000 = 100), analisado, média do período	IFS	Mensal
Reservas	RES	Reservas menos ouro (em US\$ milhões), fim do período	IFS	Mensal
Base monetária	BM	Base monetária (moeda de cada país) fim do período (2)	IFS	Mensal

FONTE: FMI/International Financial Statistics.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada/IPEADATA.

(1) A taxa de juros utilizada para o Brasil foi a taxa *over* Selic (anualizada) do banco de dados do IPEADATA. (2) A variável-base monetária em unidades monetárias é expressa em bilhões de pesos para Chile, Colômbia e México e em R\$ milhões para o Brasil.

O tratamento econométrico das variáveis (taxa de câmbio, inflação, taxa de juros, reservas e base monetária) iniciou-se com os testes de estacionariedade de Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)⁵, para identificar a existência, ou não, de raízes unitárias em cada variável. Se todas as variáveis forem estacionárias, é possível prosseguir com a análise de VAR. É importante destacar-se que foram realizados os três testes de estacionariedade para cada variável de cada país, e o critério utilizado para se determinar a ordem de integração das variáveis foi o de utilizar a apontada na maioria (dois) dos testes, quando os resultados apresentaram alguma divergência.

⁵ O critério de escolha das defasagens para os testes PP e KPSS implementados foram a seleção automática do *software* EvIEWS Newey-West Bandwith e o método de estimação espectral de Bartlett Kernel.

3.1 Testes de estacionariedade das séries e escolha das defasagens do VAR

A seguir, são apresentados os resultados dos testes de estacionariedade para os quatro países: Brasil, Chile, Colômbia e México.

A análise dos testes de raiz unitária para o Brasil (Tabela 1 e Quadro 2) revela que as variáveis inflação e taxa de juros são estacionárias em nível, ou seja, são $I(0)$, enquanto a taxa de câmbio é não estacionária em nível, sendo integrada de ordem 1. Entre as variáveis que apresentaram incompatibilidade nos resultados, estão reservas e base monetária. A variável reservas é estacionária em nível, ou seja, o $I(0)$ para os testes ADF e PP e estacionária em primeira diferença $I(1)$ para o teste KPSS. A opção feita para fins de implementar o modelo de VAR foi considerar a ordem de integração $I(0)$ para a variável reservas internacionais como apontada pelos testes ADF e PP. A variável base monetária é estacionária em nível para os testes ADF e PP, e, para o KPSS, foi detectada a presença de raiz unitária, sendo que a opção do presente estudo foi considerar a série estacionária $I(0)$ pelos resultados dos testes ADF e PP.

A análise dos testes de raiz unitária para o Chile (Tabela 2 e Quadro 3) mostra que as variáveis inflação e reservas são estacionárias em nível. As variáveis taxa de juros e taxa de câmbio possuem raiz unitária em suas séries originais e são consideradas integradas de ordem 1 pelos testes ADF, PP e KPSS. A variável que apresentou incompatibilidade nos resultados foi base monetária, sendo apontada como não estacionária e integrada de ordem 1 pelos testes ADF e KPSS e estacionária em nível $I(0)$ para o teste PP. Pelo critério utilizado neste estudo, a série é considerada não estacionária e integrada de ordem 1 pelos resultados dos testes ADF e KPSS.

A análise dos resultados dos testes de estacionariedade para a Colômbia (Tabela 3 e Quadro 4) difere dos demais países nos resultados para a variável inflação, que apresentou incompatibilidade nos resultados, sendo não estacionária em nível e integrada de ordem 1 para o teste ADF. Para os testes PP e KPSS, ela é estacionária em nível. No presente estudo, a variável inflação é considerada estacionária e $I(0)$ pelos testes PP e KPSS. A variável taxa de juros apresentou compatibilidade nos resultados, sendo considerada estacionária em nível $I(0)$ pelos três testes. As variáveis taxa de câmbio, reservas e base monetária possuem raiz unitária em nível, sendo estacionárias em primeira diferença $I(1)$ pelos testes ADF, PP e KPSS.

Tabela 1

Testes de estacionariedade (ADF, PP e KPSS) para o Brasil — jan./99-jun./06

VARIÁVEIS	t-ADF	DEFASAGEM	t-PP	LARGURA DA BANDA t-PP	LM-KPSS	LARGURA DA BANDA LM-KPSS
INF	-4,526 (0,000)	(1)0 -	-4,639 (0,000)	(1)1 -	0,157 -	(1)5 -
TJUROS	1,948 (0,050)	9 -	-2,678 (0,082)	(1)3 -	0,107 -	(2)6 -
TXC	-10,953 (0,000)	0 -	-10,898 (0,000)	2 -	0,276 -	0 -
RES	-3,498 (0,046)	(2)0 -	-3,425 (0,054)	2 -	0,217 -	(2)6 -
BM	-4,518 (0,003)	(2)0 -	-4,361 (0,004)	(2)1 -	0,187 -	(2)5 -

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
IPEADATA.

NOTA: 1. Para valores de p menores que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade para os testes ADF e PP, e a série é considerada estacionária. Nesse caso, é significativa a 5%. Pode-se dizer o mesmo dos valores críticos de 1% para valores abaixo de 0,01 e de 10% para valores abaixo de 0,1. Ou seja, se o valor de p é significativo a 1%, ele é também significativo a 5% e a 10%. Para o teste KPSS, também é considerado o valor crítico de 5%. O valor da estatística t tem que ser menor que o valor crítico de 5%, para aceitar a hipótese nula de estacionariedade, e a série é considerada estacionária. O valor de 5% é tomado como referência, ao se analisar se houve, ou não, rejeição da hipótese nula, ainda que, na tabela, esteja especificada a ocorrência, ou não, de tal rejeição para 1%, 5% e 10%. Lembra-se que a hipótese nula para o teste KPSS é a de estacionariedade, portanto, se se rejeita a hipótese nula, a série em nível possui raiz unitária.

2. Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade.

(1) Constante significativa. (2) Constante e tendência significativas.

Quadro 2

Ordem de integração das variáveis para o Brasil — jan./99-jun./06

VARIÁVEIS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
INF	I(0)
TJUROS	I(0)
TXC	I(1)
RES	I(0)
BM	I(0)

Tabela 2

Testes de estacionariedade (ADF, PP, KPSS) para o Chile — set./99-abr./06

VARIÁVEIS	t-ADF	DEFASAGEM	t-PP	LARGURA DA BANDA t-PP	LM-KPSS	LARGURA DA BANDA LM-KPSS
INF	-6,960 (0,000)	(1)1 -	-5,171 (0,000)	(1)18 -	0,120 -	(1) 7 -
TJUROS	-8,147 (0,000)	1 -	-8,318 (0,000)	36 -	0,143 -	(1)27 -
TXC	-6,921 (0,000)	0 -	-6,954 (0,000)	1 -	0,062 -	(2) 0 -
RES	-4,520 (0,002)	(3)0 -	-4,197 (0,007)	(3) 6 -	0,083 -	(3) 3 -
BM	-14,640 (0,000)	0 -	-3,970 (0,013)	(1)21 -	0,262 -	34 -

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

NOTA: 1. Para valores de p menores que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade para os testes ADF e PP, e a série é considerada estacionária. Nesse caso, é significativa a 5%. Pode-se dizer o mesmo dos valores críticos de 1% para valores abaixo de 0,01 e de 10% para valores abaixo de 0,1. Ou seja, se o valor de p é significativo a 1%, ele é também significativo a 5% e a 10%. Para o teste KPSS, também é considerado o valor crítico de 5%. O valor da estatística t tem que ser menor que o valor crítico de 5%, para aceitar a hipótese nula de estacionariedade, e a série é considerada estacionária. O valor de 5% é tomado como referência, ao se analisar se houve, ou não, rejeição da hipótese nula, ainda que, na tabela, esteja especificada a ocorrência, ou não, de tal rejeição para 1%, 5% e 10%. Lembra-se que a hipótese nula para o teste KPSS é a de estacionariedade, portanto, se se rejeita a hipótese nula, a série em nível possui raiz unitária.

2. Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade.

(1) Constante significativa. (2) Tendência significativa. (3) Constante e tendência significativas.

Quadro 3

Ordem de integração das variáveis para o Chile — set./99-abr./06

VARIÁVEIS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
INF	I(0)
TJUROS	I(1)
TXC	I(1)
RES	I(0)
BM	I(1)

Tabela 3

Testes de estacionariedade (ADF, PP, KPSS) para a Colômbia — set./99-maio/06

VARIÁVEIS	t-ADF	DEFASAGEM	t-PP	LARGURA DA BANDA t-PP	LM-KPSS	LARGURA DA BANDA LM- KPSS
INF	-2,942 (0,155)	11 -	-4,184 (0,001)	(1) 3 -	0,020 -	(2)3 -
TJUROS	-3,948 (0,014)	(2) 2 -	-3,515 (0,044)	(2) 4 -	0,098 -	(2)6 -
TXC	-6,269 (0,000)	0 -	-6,243 (0,000)	1 -	0,274 -	3 -
RES	-9,725 (0,000)	(1) 0 -	-10,002 (0,000)	(1) 5 -	0,153 -	(1)6 -
BM	-12,095 (0,000)	(2)10 -	-16,803 (0,000)	(1)371 -	0,360 -	26 -

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMIFS.

NOTA: 1. Para valores de p menores que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade para os testes ADF e PP, e a série é considerada estacionária. Nesse caso, é significativa a 5%. Pode-se dizer o mesmo dos valores críticos de 1% para valores abaixo de 0,01 e a 10% para valores abaixo de 0,1. Ou seja, se o valor de p é significativo a 1%, ele é também significativo a 5% e a 10%. Para o teste KPSS, também é considerado o valor crítico de 5%. O valor da estatística t tem que ser menor que o valor crítico de 5%, para aceitar a hipótese nula de estacionariedade, e a série é considerada estacionária. O valor de 5% é tomado como referência, ao se analisar se houve, ou não, rejeição da hipótese nula, ainda que, na tabela, esteja especificada a ocorrência, ou não, de tal rejeição para 1%, 5% e 10%. Lembra-se que a hipótese nula para o teste KPSS é a de estacionariedade, portanto, se se rejeita a hipótese nula, a série em nível possui raiz unitária.

2. Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade.

(1) Constante significativa. (2) Constante e tendência significativas.

Quadro 4

Ordem de Integração das variáveis para a Colômbia — set./99-maio/06

VARIÁVEIS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
INF	I(0)
TJUROS	I(0)
TXC	I(1)
RES	I(1)
BM	I(1)

Os testes de estacionariedade para o México (Tabela 4 e Quadro 5) revelam que a variável inflação é estacionária em nível e $I(0)$ pelos testes ADF, PP e KPSS. A variável taxa de juros é apontada como estacionária em nível pelos testes ADF e PP, e o teste KPSS detecta a presença de raiz unitária em nível para a taxa de juros. A ordem de integração considerada para a variável taxa de juros é $I(0)$ de acordo com dois testes (ADF e PP). Os testes ADF, PP e KPSS detectaram a presença de raiz unitária para a variável taxa de câmbio em nível, sendo esta estacionária em primeira diferença $I(1)$. A variável reservas apresentou resultados semelhantes para os três testes, sendo considerada estacionária em primeira diferença $I(1)$. A variável base monetária foi apontada como não estacionária em nível, sendo estacionária em primeira diferença $I(1)$ pelos testes ADF e KPSS; já pelo teste PP, é estacionária em nível, sendo, nesse caso, considerada como $I(1)$.

Tabela 4

Testes de estacionariedade (ADF, PP, KPSS) para o México — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	t-ADF	DEFASAGEM	t-PP	LARGURA DA BANDA t-PP	LM- -KPSS	LARGURA DA BANDA LM-KPSS
INF	-6,278 (0,000)	(1) 0 -	-6,181 (0,000)	(1) 3 -	0,148 -	(1) 3 -
TJUROS	-4,379 (0,004)	(1) 1 -	-4,940 (0,000)	(2) 2 -	(2)0,918 -	(2) 7 -
TXC	-10,075 (0,000)	(1) 0 -	-10,264 (0,000)	(1)11 -	0,059 -	(1) 5 -
RES	-8,761 (0,000)	(1) 0 -	-8,743 (0,000)	(1) 3 -	0,049 -	(1) 3 -
BM	-4,554 (0,022)	(1)11 -	-5,800 (0,000)	(1) 2 -	0,216 -	(2)19 -

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

NOTA: 1. Para valores de p menores que 0,05, rejeita-se a hipótese nula de não-estacionariedade para os testes ADF e PP, e a série é considerada estacionária. Nesse caso, é significativa a 5%. Pode-se dizer o mesmo dos valores críticos de 1% para valores abaixo de 0,01 e de 10% para valores abaixo de 0,1. Ou seja, se o valor de p é significativo a 1%, ele é também significativo a 5% e a 10%. Para o teste KPSS, também é considerado o valor crítico de 5%. O valor da estatística t tem que ser menor que o valor crítico de 5%, para aceitar a hipótese nula de estacionariedade, e a série é considerada estacionária. O valor de 5% é tomado como referência, ao se analisar se houve, ou não, rejeição da hipótese nula, ainda que, na tabela, esteja especificada a ocorrência, ou não, de tal rejeição para 1%, 5% e 10%. Lembra-se que a hipótese nula para o teste KPSS é a de estacionariedade, portanto, se se rejeita a hipótese nula, a série em nível possui raiz unitária.

2. Os valores entre parênteses referem-se à probabilidade.

(1) Constante e tendência significativas. (2) Constante significativa.

Quadro 5

Ordem de integração das variáveis para o México — jan./99-maio/06

VARIÁVEIS	ORDEM DE INTEGRAÇÃO
INF	I(0)
TJUROS	I(0)
TXC	I(1)
RES	I(1)
BM	I(1)

Os testes de estacionariedade são um pré-requisito para a estimação do modelo econométrico proposto, o modelo de vetores auto-regressivos. O modelo de VAR utilizado para a análise de decomposição de variância (ADN) para os quatro países, foi obtido pelos critérios de seleção Akaike Information Criterion (AIC) e Schwarz Criterion (SC). O procedimento para ambos os testes consiste em estimar o modelo com várias ordens de defasagens, e aquele que apresentar os menores valores para os testes AIC e SC será o mais adequado. Se houver incompatibilidade de valores, opta-se pelo teste que apresentar o menor valor para o critério SC.

Neste estudo, foram utilizados modelos de VAR com até seis defasagens, e o que apresentou os menores valores para os testes AIC e SC, para Chile, Colômbia e México, foi o de VAR de ordem (1), ou seja, com uma defasagem. Para o Brasil, o modelo utilizado será o de VAR (2), com duas defasagens, por apresentar o menor valor pelo critério SC.

3.2 Análise de decomposição de variância

A análise de decomposição de variância do erro de previsão é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem de VAR. Por esse método, torna-se possível identificar a proporção da variação total de uma variável resultante de choque individual nas k variáveis componentes do modelo. AADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema.⁶

⁶ Foi utilizada a ordem de Cholesky (INF TXC TJUROS RES BM) para a ADV da taxa de câmbio e da inflação para os quatro países.

A análise dos períodos de câmbio flexível sob o regime de metas de inflação, para os quatro países analisados através da ADV, para mudanças na taxa de câmbio, revela que a dinâmica cambial é explicada, em grande parte, por ela mesma no Brasil, no Chile, na Colômbia e no México (Tabela 5, 6, 7 e 8), sendo que o Brasil pode ser considerado o caso mais específico, em que as variáveis inflação, taxa de juros, reservas internacionais e base monetária conseguem explicar um pouco mais da variância da taxa de câmbio (10,9%) em relação a Chile, Colômbia e México. A inflação é relevante na explicação da taxa de câmbio no Brasil (4,08%), no Chile (3,15%) e, em menor intensidade, no México (2,16%). Tal resultado revela que, nesses países, sob regimes de câmbio flexível e de metas de inflação, há uma relação importante entre os movimentos dos preços (inflação) e seus impactos sobre a taxa de câmbio, que, de certa forma, podem estar associados ao outro lado do *pass-through*, ou seja, pode-se associar tal argumento também ao medo da flutuação (câmbio para inflação). Com a flexibilidade cambial, as reservas exercem um papel menos relevante em explicar os movimentos do câmbio para os quatro países. As variáveis reservas e base monetária apresentam uma relevância maior para Brasil (3,62%) e Chile (2,45%), em que, juntas, explicam em torno de 3% das alterações cambiais; já para México (0,72%) e Colômbia (0,45%), esses valores são menos relevantes.

Tabela 5

Decomposição de variância da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para o Brasil — jan./99-jun./06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC	TJUROS	RES	BM
1º	0,151629	0,293043	99,70696	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,170955	3,996629	89,73887	3,134001	1,345057	1,785443
10º	0,172474	4,085577	89,08581	3,203029	1,344149	2,281431

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
IPEADATA.

Tabela 6

Decomposição de variância da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para o Chile — set./99-abr./04

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	DTJUROS (1)	RES	DBM (1)
1º	0,308050	1,366719	98,63328	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,377770	3,176759	94,52744	0,569905	1,442265	0,283626
10º	0,377970	3,154888	93,81416	0,578102	2,170197	0,282651

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

Tabela 7

Decomposição de variância da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para a Colômbia — set./99-maio/06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	TJUROS	DRES (1)	DBM (1)
1º	0,354237	0,467744	99,53226	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,480927	0,918266	98,59196	0,036821	0,008863	0,444089
10º	0,486680	1,009551	98,49808	0,039186	0,009039	0,444139

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

Tabela 8

Decomposição de variância da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para o México — jan./99-maio/06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	TJUROS	DRES (1)	DBM (1)
1º	0,229309	1,385182	98,61482	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,233681	2,158618	96,77133	0,342430	0,637395	0,090224
10º	0,233882	2,162202	96,65622	0,454080	0,636890	0,090602

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

O papel da taxa de juros na explicação da dinâmica cambial não se mostra tão evidente, o que denota que, sob regimes de câmbio flexível e de metas de inflação, a dinâmica cambial não tem uma relação tão direta com a taxa de juros, sendo que esta tem um canal direto com o controle da inflação, não exercendo impacto direto e significativo sobre as alterações da taxa de câmbio.

Em um contexto de flexibilidade cambial e metas de inflação, os fatores que influenciam a inflação podem ser diferentes para as quatro economias (Tabelas 9, 10, 11 e 12). ADV revela que a taxa de câmbio tem relevância para explicar a dinâmica da inflação para o Brasil (12,62%) e, em grande parte, para o Chile (21,92%). No caso brasileiro, a inflação deve-se, em grande parte, às variáveis taxa de câmbio (12,62%), reservas (4,45%) e base monetária (6,78%), que, em conjunto, são responsáveis por 23,85% das alterações da inflação. No México, a taxa de juros (3,01%) e a base monetária (4,42%) são os fatores mais importantes na explicação da dinâmica inflacionária. Pode-se dizer que a inflação mexicana parece ter uma justificativa mais voltada aos elementos específicos de política monetária (base monetária e taxa de juros). Na Colômbia, a inflação é explicada por ela mesma (99,03%), sendo as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros, reservas e base monetária irrelevantes.

Tabela 9

Decomposição de variância da INF para o Brasil — jan./99-jun./06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	TJUROS	RES	BM
1º	0,361433	100,0000	0,00000	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,497053	76,59099	12,91187	1,594089	2,377128	6,525919
10º	0,504831	74,34692	12,62774	1,788616	4,453094	6,783634

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
IPEADATA.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

Tabela 10

Decomposição de variância da INF para o Chile — set./99-abr./04

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	DTJUROS (1)	RES	DBM (1)
1º	0,308050	100,0000	0,00000	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,377770	77,20661	21,93822	0,105558	0,595709	0,153902
10º	0,377970	77,13122	21,92961	0,107814	0,677344	0,154007

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
(1) D indica a primeira diferença da variável.

Tabela 11

Decomposição de variância da INF para a Colômbia — set./99-maio/06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	TJUROS	DRES (1)	DBM (1)
1º	0,354237	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,480927	99,33160	0,046196	0,182838	0,362945	0,076423
10º	0,486680	99,03808	0,054040	0,444263	0,388584	0,075037

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

Tabela 12

Decomposição de variância da INF para o México — jan./99-maio/06

MESES	ERRO-PADRÃO	INF	DTXC (1)	TJUROS	DRES (1)	DBM (1)
1º	0,299760	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5º	0,344033	92,54022	0,676822	1,764576	0,499347	4,519037
10º	0,347629	90,81933	1,243104	3,016760	0,491357	4,429447

FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

(1) D indica a primeira diferença da variável.

As evidências mostram que, no Brasil e no Chile, o grau de repasse cambial para os preços é maior. No México e na Colômbia, essa relação não é tão evidente. A inflação explica-se, em parte, por fatores de política monetária, como a taxa de juros e a base monetária.

3.3 Funções de impulso-resposta (FIRs)

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com esse instrumental, analisa-se neste trabalho, a sensibilidade das variáveis econômicas, por meio de simulação, a choques específicos, em um determinado mês de um período de 10 meses. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de uma variável do modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros meses. Em outras palavras, a função de impulso-resposta descreve o caminho e as

defasagens temporais necessárias, para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado da mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta. Na sequência, serão apresentadas as análises das FIRs para taxa de câmbio e inflação respectivamente.⁷

A análise de impulso resposta da taxa de câmbio do Brasil (Figura 1) sugere que a variação desta responde negativamente a choques inflacionários no primeiro mês, exibindo uma tendência de retorno à trajetória inicial a partir do segundo mês. Os efeitos de choques inflacionários na variação da taxa de câmbio são duradouros e dissipam-se completamente a partir do sexto mês.

Choques na própria variação da taxa de câmbio provocam desalinhamentos persistentes nesta, que só retoma a trajetória ao equilíbrio a partir do sétimo mês. O que se percebe com os resultados da análise da FIR para o Brasil é que os movimentos na taxa de câmbio dependem da sua própria variação e da taxa de inflação, o que corrobora os resultados da ADV para a taxa de câmbio no Brasil (Tabela 5).

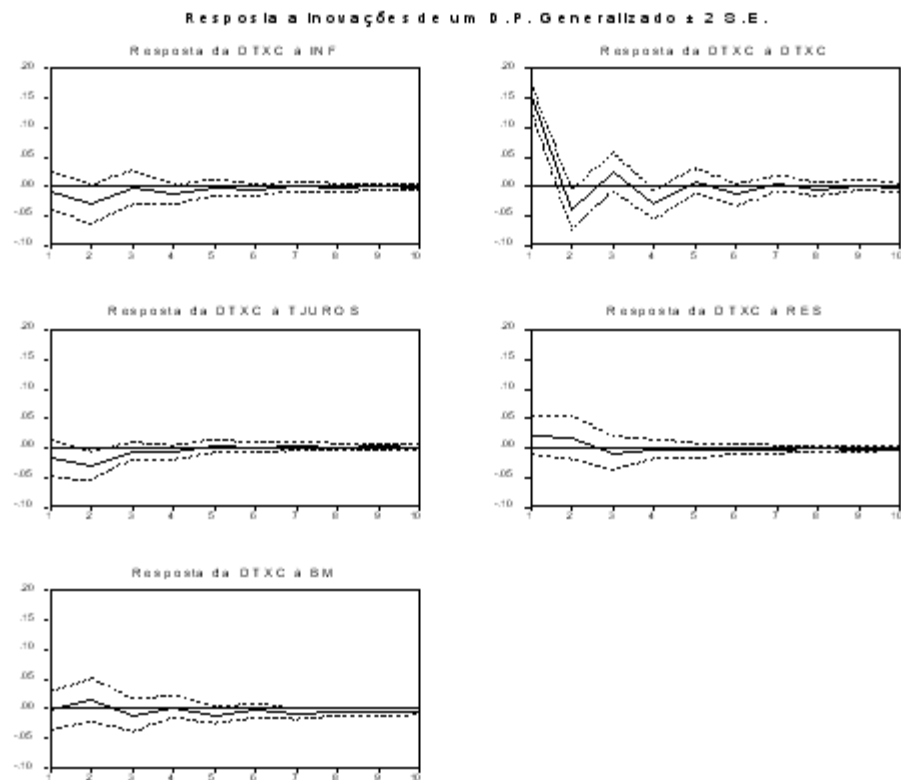
Uma inovação na taxa de juros exerce impactos negativos e de curto prazo sobre a trajetória da taxa de câmbio, enquanto choques nas reservas exercem efeitos positivos em um primeiro mês com uma tendência de queda e retorno ao equilíbrio a partir do terceiro mês. Inovações na base monetária exercem efeitos pouco significativos, porém mais persistentes, sobre a variação da taxa de câmbio. A análise da FIR mostra que choques nas variáveis taxa de juros, reservas e base monetária exercem impactos não significativos, porém mais duradouros, sobre a variação da taxa de câmbio, o que está de acordo com a ADV para o Brasil, em que essas variáveis não são muito importantes para explicar a dinâmica cambial para o período jan./99-jun./06.

A análise da FIR para o Chile (Figura 2) revela que mudanças na taxa de câmbio respondem de maneira negativa a choques na inflação, retomando sua trajetória de equilíbrio a partir do quarto mês. A variação da taxa de câmbio responde a choques nela mesma, exibindo uma tendência de queda em direção ao equilíbrio e estabilizando-se a partir do sexto mês. Choques na variação da taxa de juros exercem um efeito positivo, mas não significativo, sobre a variação da taxa de câmbio, enquanto inovações nas reservas exercem efeitos mais persistentes e duradouros. Por fim, a variação da taxa de câmbio responde de maneira negativa, não significativa e transitória a choques na variação da base monetária.

⁷ Na estimação da FIR, foi escolhido o método Generalized Impulse Response (IR Generalizado), de acordo com Pesaran e Shin (1998), cuja principal vantagem diz respeito ao fato de que os resultados independem da ordenação das equações das variáveis endógenas.

Figura 1

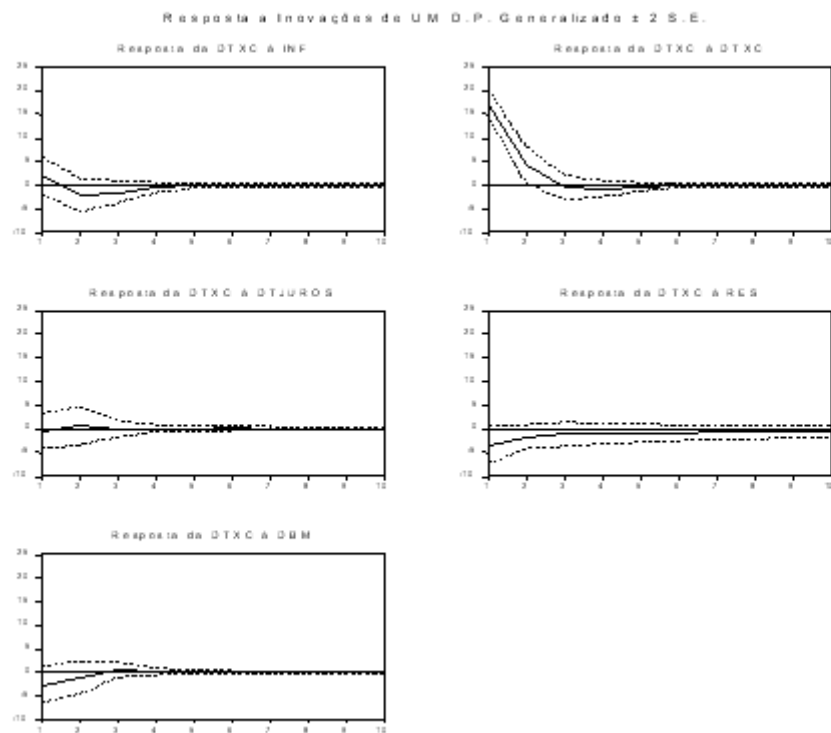
Funções de impulso-resposta da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC)
para o Brasil — jan./99-jun./06



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
IPEADATA.

Figura 2

Funções de impulso-resposta da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC)
para o Chile — set./99-abr./06

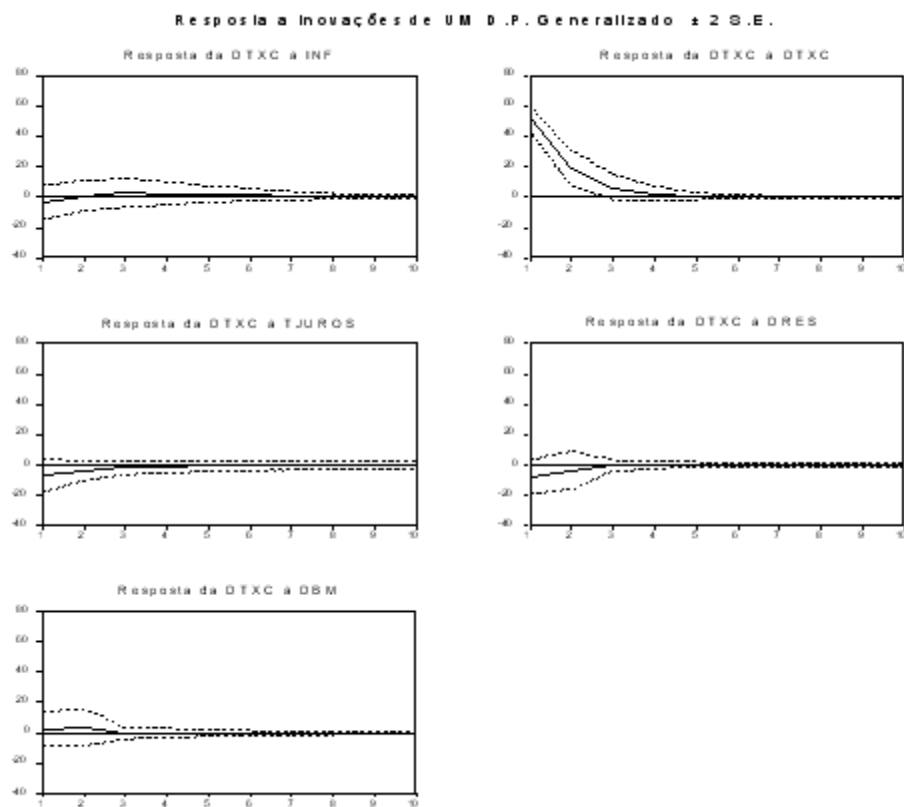


FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

A análise da Figura 3 — resposta da primeira diferença da taxa de câmbio para a Colômbia — revela que mudanças na taxa de câmbio respondem de maneira negativa a inovações na inflação em um primeiro mês, sendo positivas a partir do segundo mês e dissipando-se completamente após o sétimo mês. A variação da taxa de câmbio responde de maneira positiva a inovações nela mesma, sendo que esses efeitos se dissipam após o quinto mês (resposta da DTXC à DTXC). Choques na taxa de juros não alteram a trajetória de variação da taxa de câmbio, enquanto choques na variação da reservas e na variação da base monetária exercem efeitos de curto prazo e não significativos.

Figura 3

Funções de impulso-resposta da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para a Colômbia — set./99-maio/06



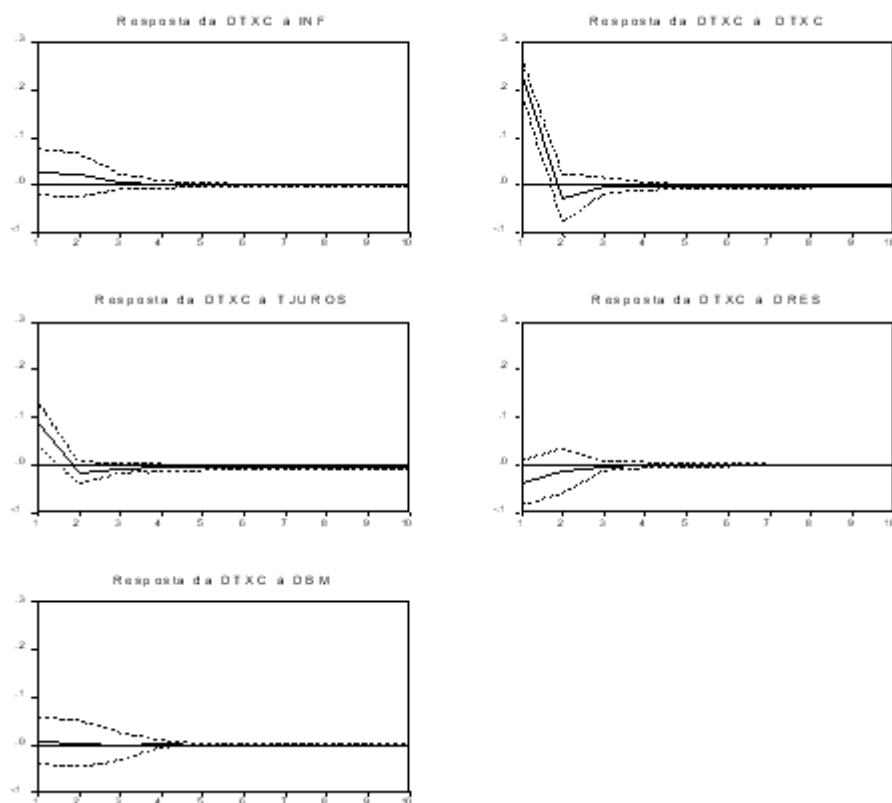
FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

A análise da FIR para o México (Figura 4) revela que choques na inflação exercem efeitos de curto prazo e não significativos sobre a variação da taxa de câmbio, sendo que esses efeitos se dissipam após o segundo mês. A taxa de câmbio responde com intensidade e positivamente a choques nela mesma em um primeiro mês, sendo que esse efeito se torna negativo no segundo mês dissipando-se completamente neste mês. As inovações na taxa de juros exercem efeitos positivos sobre a taxa de câmbio em um primeiro mês, dissipando-se após o segundo mês, enquanto variações da base monetária não exercem impactos sobre a variação da taxa de câmbio. Choques na variação das reservas exercem efeitos negativos e de curto prazo sobre o câmbio.

Figura 4

Funções de impulso-resposta da primeira diferença da taxa de câmbio (DTXC) para o México — jan./99-maio/06

Resposta a Inovações de Um D.P. Generalizado ± 2 S.E.



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

As evidências mostram que os resultados da ADV são condizentes com a FIR para a taxa de câmbio. No Brasil e no Chile, as variáveis mais importantes na explicação dos movimentos cambiais são a inflação e a taxa de juros, e verifica-se que a resposta da taxa de câmbio a choques nessas variáveis é um pouco mais significativa. No Chile, a inflação exerce um papel mais importante na explicação das variações da taxa de câmbio. Na Colômbia, as variáveis inflação, taxa de juros, reservas e base monetária, juntas, explicam apenas 1,51% da dinâmica cambial, ou seja, a única variável que exerce impactos relevantes sobre os movimentos cambiais é a própria variação da taxa de câmbio. No México, a inflação tem uma participação relativa maior na explicação da dinâmica cambial (2,16%) enquanto as outras variáveis explicam apenas 1,19%. A análise da FIR confirma esse resultado, pois choques na inflação e na variação da taxa de câmbio exercem efeitos significativos sobre a taxa de câmbio, já as outras variáveis não provocam uma resposta tão intensa da taxa de câmbio.

A análise da FIR para a inflação no Brasil (Figura 5) revela que esta responde a choques na variação da taxa de câmbio de maneira significativa, exibindo uma trajetória ascendente, seguida de uma tendência de queda rumo ao equilíbrio e retomando a sua trajetória inicial a partir do quinto mês. A inflação responde positivamente a choques nela mesma, com uma trajetória de queda em direção ao equilíbrio durante quatro meses. Inovações na taxa de juros, nas reservas e na base monetária exercem impactos de longo prazo sobre a trajetória da inflação.

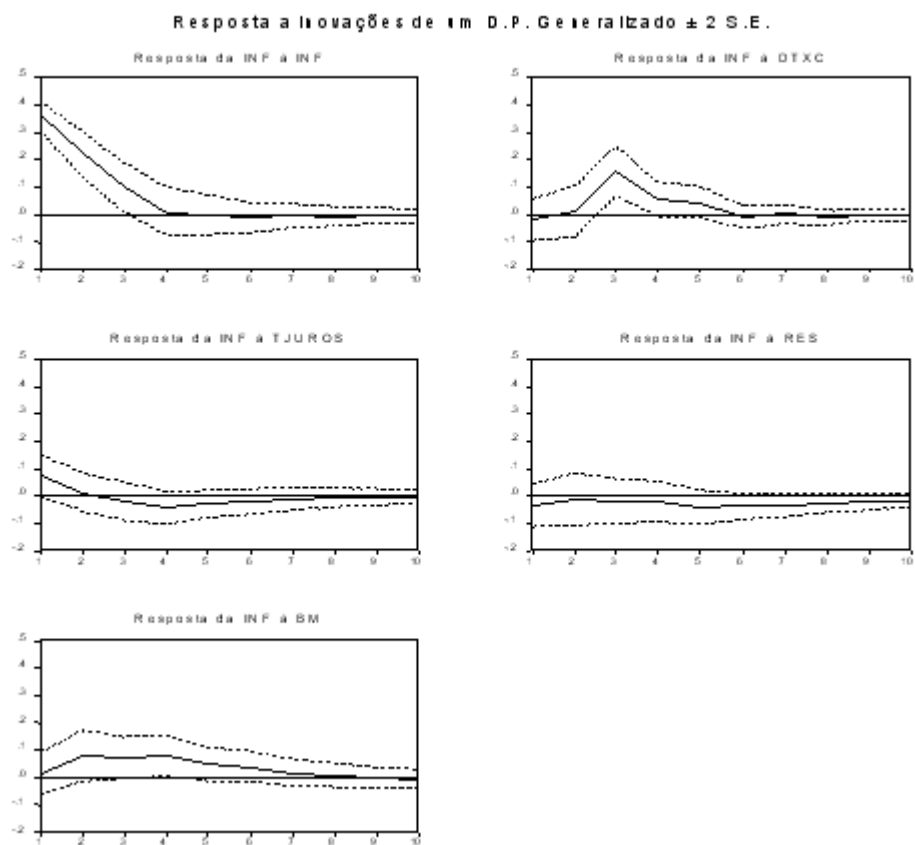
Esses resultados estão condizentes com a ADV para a inflação no Brasil, em que as variáveis mais importantes para explicar a dinâmica da inflação são a própria inflação e a variação da taxa de câmbio, sendo as variáveis taxa de juros, reservas e base monetária menos relevantes na explicação do comportamento da inflação no Brasil.

A análise da FIR para o Chile (Figura 6) ressalta que a inflação responde de maneira significativa e positiva a choques nela mesma, sendo que esses efeitos se dissipam após o quarto mês. A inflação responde significativamente a inovações na variação da taxa de câmbio e de maneira positiva, exibindo uma tendência de queda em direção ao equilíbrio a partir do segundo mês, que se estabiliza (equilíbrio) já no quinto mês.⁸ A resposta da inflação à variação da taxa de juros é rápida e transitória, enquanto variações das reservas não alteram a trajetória da inflação. A resposta da inflação a choques na base monetária é negativa, dissipando-se completamente no quarto mês.

⁸ Esse fenômeno está associado ao chamado *pass-through*, que, tanto na FIR como na ADV, é relevante para o Chile e o Brasil.

Figura 5

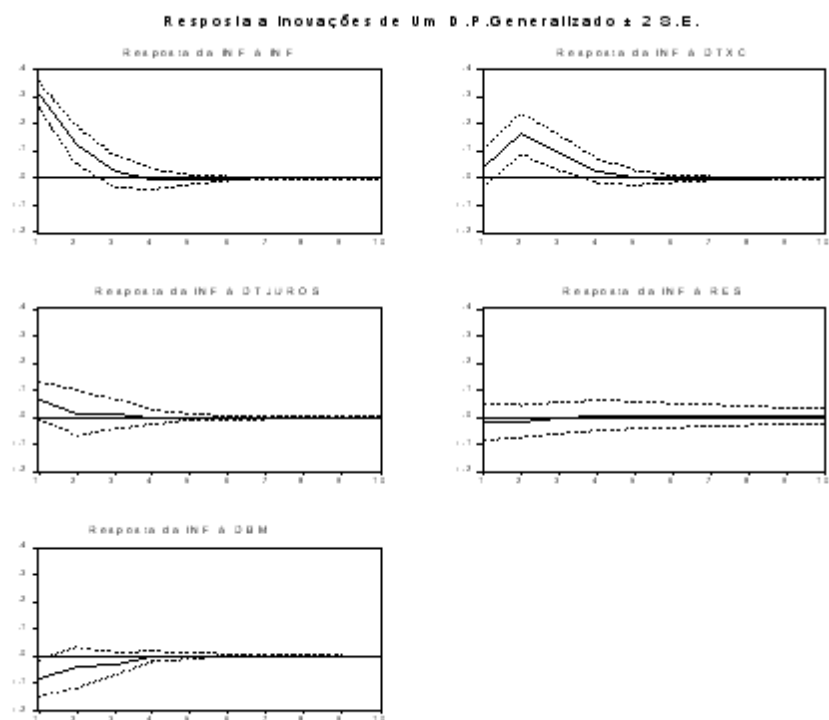
Funções de impulso-resposta da INF para o Brasil — jan./99-jun./06



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.
 IPEADATA.

Figura 6

Funções de impulso-resposta da INF para o Chile — set./99-abr./06

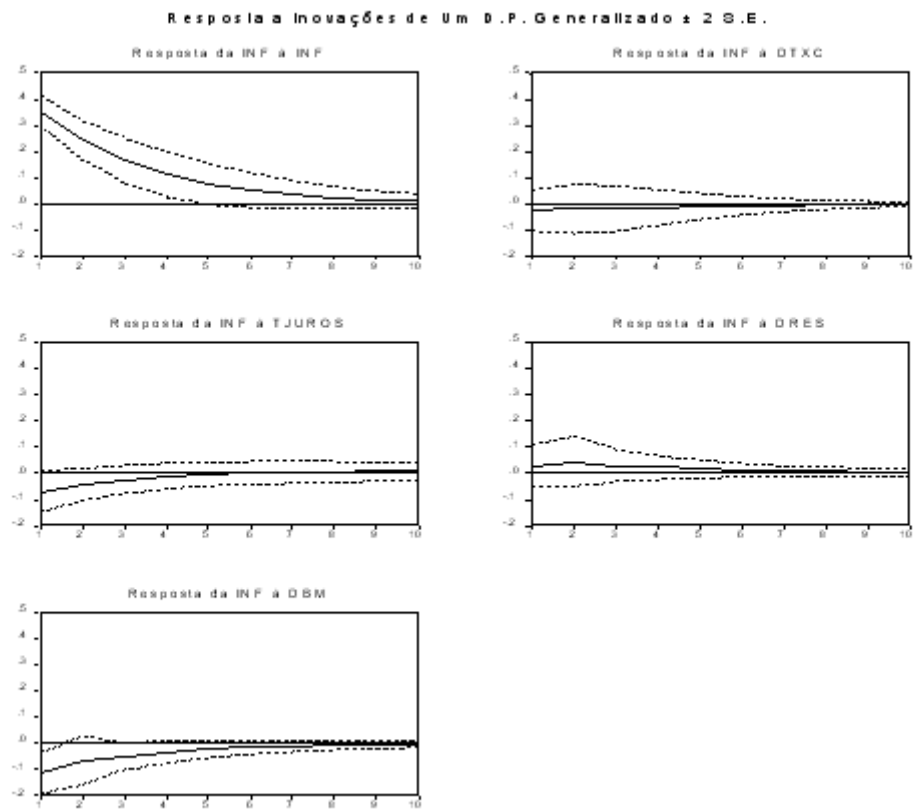


FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

Pela análise da FIR para a Colômbia (Figura 7), a inflação responde de maneira positiva e persistente a choques nela mesma. A resposta da inflação a choques na variação da taxa de câmbio não se mostra significativa. Pela ADV, observa-se que a inflação é explicada, em sua maior parte, por ela mesma (99%) na Colômbia. A inflação responde, de forma negativa, a choques na taxa de juros, sendo que esses efeitos se dissipam no quarto mês enquanto o efeito negativo de variações da base monetária são mais persistentes, dissipando-se após o oitavo mês. Variações das reservas exercem efeitos positivos e pouco significativos sobre a inflação.

Figura 7

Funções de impulso-resposta da INF para a Colômbia — set./99-maio/06

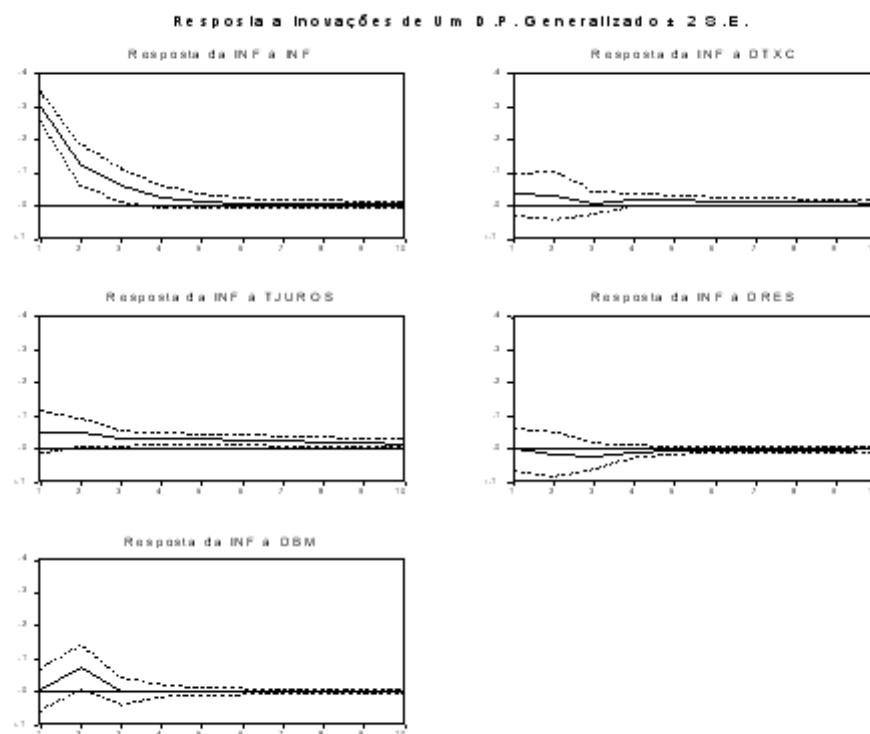


FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

Pela análise da FIR para a inflação no México (Figura 8), a resposta desta a choques nela mesma é positiva, com uma trajetória gradual de retorno ao equilíbrio. Choques na variação da taxa de câmbio exercem efeitos pequenos, porém duradouros, sobre a inflação. De fato, pela análise da ADV para o México, a taxa de câmbio não exerce um papel fundamental na explicação do comportamento da inflação. A inflação responde lentamente e com persistência a choques nos juros, o que condiz com a análise da ADV para a inflação, em que os juros (3,01%) exercem um papel relevante em explicar a inflação no México. Choques na variação das reservas exercem efeitos negativos e de curto prazo. A resposta da inflação a choques na variação da base monetária é intensa e de curto prazo, corroborando a análise da ADV para a inflação no México, em que a variação da base monetária é uma variável importante na explicação da inflação (4,42%).

Figura 8

Funções de impulso-resposta da INF para o México — jan./99-maio/06



FONTE DOS DADOS BRUTOS: FMI/IFS.

Os resultados da ADV são condizentes com a FIR para a inflação nos quatro países. A inflação brasileira é explicada pela taxa de câmbio, pelas reservas e pela base monetária, sendo a resposta da inflação a choques nessas variáveis significativa. No Chile, a inflação é essencialmente advinda de variações da taxa de câmbio, e os impactos desta na inflação são intensos. A inflação mexicana é explicada pela taxa de juros e pela base monetária, o que pode ser reafirmado pela resposta da inflação a choques nessas variáveis. Na Colômbia, a inflação é explicada por ela mesma, não respondendo a choques nas outras variáveis (taxa de câmbio, taxa de juros e inflação).

4 Considerações finais

Este trabalho verificou a relação entre taxa de câmbio e inflação, em um contexto de flexibilidade cambial e de metas de inflação, no Brasil, no Chile, na Colômbia e no México. Iniciou-se com uma breve discussão sobre a relação entre taxa de câmbio e inflação em um regime de câmbio flexível e de metas de inflação. Feita essa discussão, passou-se à análise das especificidades de cada país, a partir dos resultados dos indicadores de volatilidade e dos testes econométricos.

A análise dos períodos de câmbio flexível sob o regime de metas de inflação para os quatro países analisados (Brasil, Chile, Colômbia e México), através da ADV para mudanças na taxa de câmbio, revela que a dinâmica cambial é explicada, em grande parte, por ela mesma, nesses países, sendo que o Brasil pode ser considerado um caso mais específico, em que as variáveis inflação, taxa de juros, reservas internacionais e base monetária conseguem explicar um pouco mais da variância da taxa de câmbio, em relação a Chile, Colômbia e México, sob condições de câmbio flexível e metas de inflação.

Em um contexto de flexibilidade cambial e de metas de inflação, os fatores que influenciam a inflação podem ser diferentes para as quatro economias. A análise pela ADV, para a inflação, revela que, no Brasil e no Chile, a taxa de câmbio é o fator mais importante na explicação da variância da taxa de inflação. Isso sugere que, nas economias brasileira e chilena, existe um grau de repasse do câmbio para os preços. A inflação mexicana parece ter uma explicação voltada mais aos elementos específicos de política monetária (base monetária e taxa de juros), enquanto, na Colômbia, a inflação está mais associada à sua própria dinâmica.

A análise das FIRs para as alterações na taxa de câmbio revela que a inflação e a taxa de juros possuem impactos não tão significativos, embora, nos

casos do Brasil e do Chile, tal impacto não seja desprezível. Quanto aos choques nas reservas internacionais e na base monetária e seus impactos sobre os movimentos na taxa de câmbio, pode-se argumentar que estes são pequenos para todos os países, especialmente nos casos da Colômbia e do México.

À análise das FIRs para a taxa de inflação revela que, para Brasil e Chile, há uma relevância de choques na variação da taxa de câmbio sobre a inflação. Para as demais variáveis (juros, reservas internacionais e base monetária), os choques apenas se revelaram com alguma importância no caso do Brasil, e, no México, apenas para choques na base monetária.

Em suma, a flutuação cambial e a adoção do regime de metas de inflação resultam em uma relação importante entre a taxa de câmbio e a inflação, que ressalta as especificidades de cada país. Essa relação é enfatizada nos casos de Brasil e Chile, que mostram uma importante atuação da taxa de câmbio no processo inflacionário, sugerindo que os bancos centrais desses países levam em consideração o comportamento do câmbio em sua política monetária (condução das taxas de juros) e, portanto, no processo de formação (expectativas) de preços. No México e na Colômbia, essa relação não é tão evidente; a inflação mexicana é explicada, em parte, por fatores de política monetária, como a taxa de juros e a base monetária.

Referências

- BALL, L.; SHERIDAN, N. **Does inflation targeting matter?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2003. (Working paper; n. 9577).
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targeting in Brazil.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Working paper; n. 10).
- BORENSZTEIN, E.; DE GREGORIO, J. **Devaluation and inflation after currency crises.** Santiago: Universidad de Chile, 1999. (Unpublished manuscript).
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. **Fear of floating.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2000. (Working paper; n. 7993).
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. **Exchange rate pass-through in to import prices: a macro or micro phenomenon?** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2002. (Working paper; n. 8934).

CÉSPEDES, F.; SOTO, C. **Credibility and inflation targeting in an emerging market: the case of Chile**. In: ANNUAL MEETING OF THE LATIN AMERICA AND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, 10, Paris, 2005.

DE GREGORIO, J.; TOKMAN, A.; VALDÉS, R. **Flexible exchange rate with inflation targeting in Chile: experience and issues**. Santiago: Inter-American Development Bank, 2005. (Working paper; n. 540).

DE GREGORIO, J.; TOKMAN, A. **Overcoming fear of floating: exchange rate policies in Chile**. Santiago: Central Bank of Chile, 2004. (Working Paper; n. 302).

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun 1979.

EDWARDS, S. **The relation ship between exchange rates and inflation targeting revisited**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2006. (Working paper; n. 12163).

EICHENGREEN, B. **Can emerging markets float? Should they inflation targeting?** Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Working paper).

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995.

FARHI, M. **Análise comparativa do regime de metas de inflação: pass-through, formatos e gestão nas economias emergentes**. Campinas: Unicamp; IE, 2007. (Texto para discussão).

FERREIRA, A. B. **Metas para a inflação e vulnerabilidade externa: um estudo do Brasil**. Dissertação (Mestrado)-UFMG. Cedeplar, Belo Horizonte, 2004.

FRAGA, A., GOLDFAJN, I., MINELLA, A. **Inflation targeting in emerging market economies**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working paper; 76).

FRANKEL, J. **No single currency regime is right for all countries**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. (Working paper; n. 7338).

GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. **International Journal of Finance and Economics**, v. 9, n. 4, p. 315-338, 2004.

GHOSH, A. R.; GULDE, A. M.; WOLF, H. C. **Exchange rate regimes: choices and consequences**. Cambridge: MIT Press, 2002. Cap. 3-7, p. 23-107.

GOLDFAJN, I; OLIVARES, G. **Can flexible exchange rates still 'work' in financially open economies?** New York: United Nations Conference on Trade and Development, 2001. (G-24 Discussion paper; n. 8).

HAMMERMAN, F. **Evaluating the role of the exchange rate in inflation targeting regimes of Latin American and European emerging market economies.** In: ANNUAL MEETING OF THE LATINAMÉRICAAND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, 10, Paris, 2005.

HEBBEL, K. S.; WERNER, A. **Inflation targeting in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility and the exchange rate.** Santiago: Central Bank of Chile, 2002. (Working paper n. 171).

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 54, n.1-3, p. 159-178, Oct/Dec 1992.

MINELLA, A et al. **Inflation targeting in Brazil: building credibility under exchange rate volatility.** Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working paper, n. 7).

MISHKIN, F. S. **From monetary targeting to inflation targeting: lessons from the industrialized countries.** Washington: World Bank, 2000a. (Working paper; n. 2.458).

MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging-market countries. **American Economic Review**, Boston, v. 90, n. 2, p. 105-109, May 2000.

MISHKIN, F. S. **International experiences with different monetary policy regimes.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working paper; n. 6.965).

MISHKIN, F. S.; SAVASTANO, M. A. Monetary policy strategies for Latin America. **Journal of Development Economics**, v. 66, n. 2, p. 415-444, 2001.

MORANDÉ, F.; NOTON, C. **La conquista de la inflación en Chile.** In: ANNUAL MEETING OF THE LATIN AMERICA AND CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, 10, Paris, 2005.

PERROTINI, I. **Inflation targeting, exchange rate pass-through and slow growth in Mexico.** Porto Alegre: UFRGS; Programa de Pós-Graduação em Economia, 2007. (Texto para discussão).

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17-29, Jan 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biomètrika**, London, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SILVA, Cleomar Gomes da. **Credibilidade de política monetária e regra de Taylor sob endividamento público**: uma análise do caso brasileiro. Dissertação (Mestrado)-Universidade Federal de Uberlândia; IE, Uberlândia, 2004.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan 1980.

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, 2000.

VARGAS, H. **Exchange rate policy and inflation targeting in Colombia**. Washington: Inter American Development Bank, 2005. (Working paper; n. 539).

WILLIAMSON, J. **Exchange rate regimes for emerging markets**: reviving the intermediate option. Washington: Institute for International Economics, 2000.