

Pass-through da taxa de câmbio e índices de preços: uma análise para a economia brasileira (1999-2011)

Exchange rate pass-through and price indexes:
An analysis for the Brazilian economy (1999-2011)

Gabrielito Rauter Menezes¹

Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brasil
gabrielitorm@gmail.com

Rodrigo Nobre Fernandez²

Universidade Federal de Pelotas, Brasil
rodrigo@rodrigofernandez.com.br

Resumo. O presente trabalho investiga a relação entre as variações nos índices de preços e as variações na taxa de câmbio, analisando o efeito pass-through cambial. Para tanto, utilizaram-se variáveis no horizonte temporal de janeiro de 1999 a dezembro de 2011, com o objetivo de captar o início da mudança de regime cambial na economia brasileira, e, assim, estimou-se um Vetor Autorregressivo (VAR) inferindo o impulso resposta, decomposição da variância, assim como o teste de causalidade de Granger. Além disso, verificam-se as elasticidades de longo e curto prazo do efeito de repasse cambial através do modelo Autorregressivo com Lags Distribuídos (ARDL). Com base nos resultados encontrados, acredita-se que o pass-through cambial afeta de forma mais contundente os preços no atacado do que os preços domésticos, sendo que os primeiros possuem uma maior sensibilidade no curto e longo prazo em relação às variações cambiais.

Palavras-chave: *pass-through* cambial, índice de preços, Vetor Autorregressivo.

Abstract. This work investigates the relationship between changes in price indexes and changes in the exchange rate by analyzing the effect of the exchange rate pass-through. For this purpose, we used variables from January 1999 to December 2011, aiming to capture the beginning of the change of exchange rate regime in the Brazilian economy, and thus, we estimated a Vector Auto-Regression (VAR) inferring the impulse response, the decomposition of variance, and the Granger causality test. Furthermore, we examined the long and short-term elasticities of the effect of the exchange rate pass-through by means of the Auto-Regressive Model with Distributed Lags (ARDL). Based on these results, we believe that the exchange rate pass-through affects more strongly wholesale prices than domestic prices, while the former have a higher short and long-run sensitivity in relation to exchange rate changes.

Key words: exchange *pass-through*, price index, Vector Auto-Regression.

Classificação JEL: E31, C01, C5

² Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Av. João Pessoa, 52 sala 33B - 3º andar, 90040-000, Centro, Porto Alegre, RS, Brasil.

³ Universidade Federal de Pelotas. Departamento de Economia. Rua Gomes Carneiro, Campus Porto, sala H - 4º andar, 001, 96010-610, Caixa Postal 354, Pelotas, RS, Brasil.

1 Introdução

Com a abertura da economia brasileira no início dos anos 1990 e a implantação do plano Real em 1994, aliada a uma estratégia de estabilização com políticas de ajuste fiscal, desindexação de preços e âncora nominal que, na verdade, firmou-se como cambial, tornou-se possível o desafio de remover-se a memória inflacionária acumulada pelas políticas econômicas anteriores.

Dando continuidade às medidas em prol da redução da inflação e crescimento e desenvolvimento econômico, no período de 1999 a 2002 o segundo governo de Fernando Henrique Cardoso adotou uma tríplice mudança de regime. De acordo com Giambiagi e Villela (2004), este tripé consistia no regime de metas de inflação, austeridade fiscal e câmbio flutuante.

Neste sentido, o Banco Central brasileiro, a partir do ano de 1999, adotava um regime de funcionamento autônomo. Mesmo com a aplicação do regime cambial flutuante, o que permitia que a taxa de câmbio variasse de acordo com a oferta e demanda por dólares, a autoridade monetária informalmente ainda intervinha neste mercado, através do uso de bandas cambiais ou da flutuação suja, fazendo com que o preço da moeda brasileira se mantivesse em um determinado patamar desejado pela mesma.

Dessa forma, é importante observar o *pass-through* cambial, ou seja, a transmissão (repasso) da variação da taxa de câmbio para os índices de preços. Esse fato é dependente, principalmente, da elasticidade dos produtos que constituem esses índices. De modo geral, quanto maior for a sensibilidade, maior será o repasse, a variação do índice de preços dependerá da composição dele e da forma como o setor afetado reagiu à variação cambial.

Ademais, destaca-se que este efeito se manifesta essencialmente em dois canais. O primeiro é direto: alguns bens que compõem a cesta do índice de preços são importados ou substitutos próximos de importados. Um aumento na taxa de câmbio fará com que os importadores ajustem seus preços em moeda local para manterem seus *mark-ups* (margem de lucro) ajustados. Desta forma, os consumidores acabam pagando um montante mais alto de moeda pelo mesmo bem. O segundo canal preocupa-se com a cadeia de distribuição de bens e se divide em

três estágios: no primeiro estágio, um aumento na taxa de câmbio leva a preços mais elevados em moeda local. No segundo estágio, os importadores transferem este aumento para os produtores locais, que repassam este aumento em seus custos de produção. O terceiro estágio envolve os produtores locais com o objetivo de manter o *mark-up* repassando “as taxas” de ajuste para o consumidor (Winkelried, 2011).

Nesta perspectiva, acredita-se que, em virtude do grau de abertura comercial apresentada pela economia brasileira, o qual no período de 1999 a 2010 teve média de 9,2%³, este efeito vigorará na relação de preços à medida que ocorrerem os choques cambiais. No entanto, o grau de repasse não é instantâneo, porque a transmissão não é completa e varia significativamente.

Dentro deste escopo, este trabalho tem por objetivo investigar as variações nos índices de preços e na taxa de câmbio, analisando-se o efeito de *pass-through* cambial. Para atingir-se tal meta, utilizam-se séries de dados mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2011 da taxa de câmbio e mais três índices de preços, sendo estes o IPCA, o IGP-M e IPA-M com o intuito de verificar-se como se dá repasse das variações cambiais. Para isso, emprega-se a metodologia de Vetor Autorregressivo (VAR), bem como a função impulso-resposta, a decomposição da variância, o teste de causalidade de Granger e o modelo Autorregressivo de Lags Distribuídos (ARDL), sendo que esse último objetiva captar as elasticidades de curto e longo prazo.

Com este propósito, este estudo foi estruturado em cinco seções iniciando-se por esta introdução. Segue-se com o referencial teórico, onde se apresenta a teoria econômica, a qual aborda o *pass-through* cambial tendo como foco algumas discussões empíricas para a economia brasileira. Posteriormente, expõe-se a metodologia adotada, e, em sequência, debatem-se os resultados encontrados. Por fim, realizam-se as considerações finais.

2 Revisão de literatura

A expressão “*exchange rate pass-through*” é utilizada para referir-se aos efeitos nas variações da taxa de câmbio em relação às alterações nos preços dos bens para os consumidores, aos investimentos, aos volumes de comércio e aos preços das importações e exportações.

³ Utilizam-se os dados do Ipeadata no período de 1999-2010 para as seguintes variáveis macroeconômicas: Importações (IM), Exportações (X) e PIB (Y). A fórmula para o cálculo é a seguinte: Coeficiente de Abertura Média = $\left[\frac{\sum_{t=1999}^{2010} \frac{X+M}{Y}}{12} \right] \times 100$

Esta passagem ou repasse foi analisado por Goldjfan e Werlang (2000) utilizando a metodologia de dados em painel para 71 países com dados mensais de 1980 a 1998, empregando como variáveis para o modelo econômico: o ciclo de negócios, taxa de câmbio real, ambiente inflacionário e o grau de abertura econômica de cada país. A principal conclusão do trabalho é que a transmissão sobre os índices de preço ao produtor cresce com o tempo e o grau da transmissão é maior em economias emergentes.

Nesta mesma perspectiva, McCarthy (2000) investigou o impacto da variação cambial nos preços de bens importados e domésticos para países industrializados, através de um modelo VAR. A análise das funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância evidencia uma correlação positiva do efeito *pass-through* com o grau de abertura do país.

Em economias abertas com baixa inflação, o grau de repasse cambial é relativamente menor. Um modelo microeconômico de fixação de preços proposto por Taylor (2000) mostra que o menor efeito de repasse se dá pela menor persistência, isto é, num ambiente de estabilidade no nível de preços, há menor necessidade de reajustes de custos pelas firmas.

Utilizando argumentos alinhados com os de Taylor (2000), Gagnon e Ihrig (2004) relatam de modo particular, que o efeito *pass-through* tende a reduzir-se em países em que a política monetária se dedica fortemente à estabilização da inflação. Estas ações relacionadas ao combate inflacionário proveriam maior credibilidade à autoridade monetária, e, ademais, o efeito de repasse também seria atenuado pelo fato de que, em economias com um maior nível de abertura, muitos bens de consumo e serviços são produzidos localmente e representariam grande parte do consumo interno.

Sob outro prisma, Belaisch (2003) avalia que o efeito de repasse no Brasil caiu em relação aos países da América Latina. Na verdade, esse índice seria comparável aos países pertencentes ao G-7, embora os efeitos nos preços brasileiros apareçam mais rápido. O choque nos preços aos consumidores é bastante limitado, porém é rápido. O modelo sugerido pela autora mostra que, após um ano, o efeito sobre os preços é de 17%. Já o impacto sobre os preços no atacado é maior e ocorre mais rapidamente; a transmissão é realizada no mesmo bimestre e pode chegar a 100% em um ano. O índice geral de preços reage no mesmo ano sobre metade da variação da taxa de câmbio.

Dentro deste escopo, Vieira e Cardoso (2004) corroboram que a experiência dos países desenvolvidos na transição de regimes cambiais mais rígidos para mais flexíveis inclui alguns aspectos desfavoráveis, entre eles a inflação. Nesse sentido, além da última, Maciel (2007) considera vários fatores como responsáveis pelos repasses das oscilações cambiais nos índices de preços, sendo estes: o grau de abertura da economia, o quanto aquecida está a demanda interna, a participação de insumos importados na produção de bens internos e o desvio-padrão da taxa de câmbio em relação a seu nível de equilíbrio. Numa análise para a economia brasileira no período de 2000 a 2005, o mesmo autor constatou que os bens comercializáveis (*tradables*) sofreram um impacto mais imediato, em relação às variações do câmbio, e os bens não comercializáveis (*non-tradables*) possuíram um menor efeito de repasse.

Em relação aos *tradables* e *non-tradables*, um ponto importante enfatizado por Campa e Goldberg (2005) é a globalização da produção. Isto quer dizer que, se mais componentes importados são utilizados na produção e esses são precificados como outros importados na borda, então há uma maior probabilidade de que os custos locais sejam mais sensíveis às variações nas taxas de câmbio. O crescimento do uso dos insumos importados poderia aumentar a sensibilidade dos preços do consumidor em relação à taxa de câmbio.

Na perspectiva da análise dos índices de preços, Guillén e Araújo (2006) utilizaram dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 referentes a índices de preço (IPCA, IGP-M, IPA-DI, IPI) e a taxa de câmbio mensal. Visto que as séries eram cointegradas, os pesquisadores utilizaram modelos de séries em diferença e dois vetores de cointegração e um vetor de ciclo para analisar as tendências de longo prazo entre as variáveis. Os resultados encontrados por eles se mostraram alinhados com outros trabalhos realizados para diferentes países, isto é, que as transmissões das variações cambiais não são completamente repassadas para índices de preços. Em suma, as reações do IGP-M e do IPA-DI são mais rápidas e intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA.

Com a temática alinhada a esses trabalhos, os resultados encontrados por Nogueira Júnior (2007) revelam que o efeito de repasse parece ser muito maior para os preços do produtor quando comparados ao do consumi-

dor. Além disso, o autor corrobora que, após a adoção do regime de metas de inflação para as economias avaliadas em seu trabalho, o efeito *pass-through* reduziu-se.

Dentro deste escopo, Al-Abri e Goodwin (2009) fazem uma avaliação do efeito *pass-through* para 16 países da OCDE⁴. Eles propuseram técnicas de estimação não linear para verificar o grau de repasse nos preços das importações de cinco setores (alimentos e produtos agrícolas, energia, bens industrializados e não industrializados e matérias-primas). Ao utilizarem esta técnica de estimação, os preços das importações respondem mais rapidamente aos choques na taxa de câmbio nominal.

No âmbito de países em desenvolvimento, Holland e Pillatti (2009) acreditam que há nações que possuem um elevado grau de repasse cambial e que também possuem um alto grau de absorção das variações cambiais pelos preços domésticos. Se este nível de repasse é alto, a taxa de juros pode ser usada para prevenir depreciações cambiais e pode então limitar o uso da política monetária. Dessa forma, quanto mais alta é a absorção dos movimentos cambiais pelos preços, maior será a pressão inflacionária e maior será o controle dos movimentos cambiais.

O efeito destes deslocamentos, nas taxas de câmbio, pode ser determinante para explicar o comportamento dos índices de preços. Nesta perspectiva, Devereux e Yetman (2010) desenvolvem um modelo teórico para uma pequena economia aberta, onde constatam que o repasse é determinado pelas características estruturais da economia, tais como a persistência de choques e o grau de rigidez dos preços.

Dessa forma, viu-se que o *pass-through* possui bastante relevância para os estudos de economias abertas sob o regime de câmbio flutuante. A seguir, apresenta-se a metodologia para a análise deste efeito na formação dos índices de preços no Brasil.

3 Metodologia e definições de variáveis

A investigação empírica dos efeitos que a taxa de câmbio exerce sobre os índices de preços domésticos se baseia na análise de séries de tempo, especificamente, na análise de fun-

ções de resposta a impulso e decomposição da variância, fornecidas por um Vetor Autorregressivo (VAR) padrão. Através dele, é possível expressar modelos econômicos complexos com diversas variáveis; este procedimento é uma extensão dos modelos univariados para um espaço multivariado.

De acordo com Enders (2010), o modelo VAR é útil para analisar as inter-relações entre múltiplas séries temporais, partindo do pressuposto de que todas as variáveis são determinadas dentro de um sistema de equações. Nessa perspectiva, este procedimento permite aperfeiçoar o nível da previsão de uma série temporal por considerar a possibilidade que as variáveis sejam mutuamente influenciadas uma pela outra.

Dessa maneira, quando se trabalha com séries temporais, é necessário realizar alguns testes, sendo o principal deles, o teste para a verificação da raiz unitária. Esse procedimento é utilizado para verificar a estacionariedade⁵ da série. Portanto, este conceito é de extrema importância, porque sua constatação permite que possam ser feitas inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados, com base na realização de um processo estocástico (Bueno, 2008).

Com esse intuito, utilizam-se, no presente estudo, os testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) (1979) e de *Phillips-Perron* (PP) (1988), sob a hipótese nula de que as variáveis são integradas de primeira ordem $I(1)$, isto é, apresentam raiz unitária.

Além dos já referidos testes de integração, é necessário apresentar-se o modelo econométrico VAR. Pode-se expressar este modelo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por uma matriz A ; assim, tem-se que:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

(i) A é uma matriz ($n \times n$) que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor X_t .

(ii) X_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ; B_0 é um vetor de constantes ($n \times 1$);

(iii) B_i é uma matriz ($n \times n$) de coeficientes, com $i = 0, \dots, p$;

⁴ Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

⁵ Série que se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável (Moretín, 2006).

(iv) ε_t , um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é, $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0; I_n)$.

A equação (1) expressa um modelo VAR estrutural, pois descreve a interação de variáveis endógenas de um modelo econômico teoricamente estruturado. Os choques ε_t são denominados choques estruturais porque afetam, individualmente, cada uma destas variáveis. Estes elementos são considerados independentes entre si, visto que suas inter-relações são captadas indiretamente pela matriz A . Assim, a independência dos choques ocorre sem perda de generalidade (Bueno, 2008).

De acordo com Enders (2010), as hipóteses assumidas para o modelo são: (i) as variáveis que compõem o vetor são estacionárias; (ii) os choques aleatórios são ruído branco com média zero e variância constante $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$; os choques são ruído branco não autocorrelacionados $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = 0$.

Além destas hipóteses, de modo geral, o modelo VAR não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural, a menos que sejam impostas restrições adicionais. A solução pode ser um sistema recursivo, impondo-se alguns coeficientes iguais a zero, definidos por argumentos econômicos (Bueno, 2008). Por outro lado, Enders (2010) salienta que, através do instrumental de impulso-resposta, é possível visualizar a resposta de uma determinada variável a um choque específico nas inovações ou resíduos do modelo, enquanto os demais choques permanecem constantes. Ademais, é possível observar em quanto tempo o choque se dissipa para retornar à trajetória estável de longo prazo.

Outro modo de analisar os resultados do modelo de vetor autorregressivo é através da decomposição da variância. Esta técnica mostra que a porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do tempo de previsão. De tal modo, a mesma fornece informações relevantes relacionadas à importância de uma determinada variável nas alterações de outra variável do modelo (Bueno, 2008).

Posteriormente, necessita-se verificar a causalidade entre as variáveis macroeconômicas escolhidas neste trabalho. Para isto, adota-se o teste de causalidade de Granger (1969), o qual supõe que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis Y e X estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporárias destas variáveis.

O teste envolve a estimação das seguintes regressões:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (2)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (3)$$

Admite-se nele que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação. A equação (2) postula que Y_t se relaciona com seus próprios valores defasados e com os valores defasados de X_t ; o procedimento é inverso, porém análogo para a equação (3). Para que estas relações se confirmem, os coeficientes estimados sobre X_t defasado (i. e., os β_j) e sobre Y_t defasados (i.e., α_j) nas equações (2) e (3), de modo respectivo, devem ser, em conjunto, significativamente diferentes de zero. O procedimento usado para verificar se há causalidade no sentido de Granger é o Teste F convencional.

Adicionalmente, utiliza-se o modelo ARDL (Autorregressivo com Lags Distribuídos), tomando por base o argumento de Nogueira Jr (2007) de que, através da aplicação deste método, é possível avaliar o efeito do *pass-through* cambial para os índices de preço no curto e longo prazo. Explicitamente visa-se estimar as elasticidades que serão propiciadas pela aplicação deste modelo. O método de estimação é por *Ordinary Least Squares* (OLS), e sua representação generalizada se dá da seguinte forma:

$$p_t = c + \alpha_1 p_{t-1} + \beta_0 e_t + \beta_1 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde:

c : é uma constante;

p_t : é o índice de preços;

p_{t-1} : é o índice de preços no período $t-1$;

e_t : é a taxa de câmbio;

e_{t-1} : é a taxa de câmbio em $t-1$;

α_1, β_0 e β_1 : são os multiplicadores de impacto (coeficientes) dos índices de preços e da taxa de câmbio, respectivamente.

ε_t : são os resíduos.

Esta especificação é a mais simples do modelo ARDL⁶ e é denotada por ARDL (1,1), onde o primeiro parâmetro representa a ordem do polinômio autorregressivo da variável dependente e o segundo representa a ordem do polinômio no operador defasagem para a (única) variável independente. Desta forma, pode-se verificar o impacto que mudanças correntes nos valores do câmbio terão em valores correntes e futuros dos índices de preços. Assim, os multiplicadores de impacto (elasticidades) são dados por:

$$\frac{\partial p_t}{\partial e_t} = \beta_0$$

$$\frac{\partial p_{t+1}}{\partial e_t} = \beta_1 + \alpha_1 \beta_0$$

$$\frac{\partial p_{t+2}}{\partial e_t} = \alpha_1 \beta_1 + \alpha_1^2 \beta_0$$

O multiplicador de impacto de longo prazo é definido pela soma de todas as derivadas parciais assumindo que $|\alpha_1| < 1$ é dado por:

$$\frac{\sum_{i=1}^n \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i}$$

A fim de realizar as estimativas e testes econométricos propostos acima, optou-se por selecionar um conjunto de dados que abrange o período pós-desvalorização, formados por observações mensais da variação cambial de janeiro de 1999 a dezembro de 2011. O vetor de variáveis que foi utilizado é composto por:

- Taxa de Câmbio é a média do mês da taxa de câmbio livre (R\$/US\$), obtida na página do Banco Central do Brasil;
- IPCA, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (% a.m.) – IBGE;
- IGP-M, Índice Geral de Preços – Mercado (% a.m.) – FGV/Conj. Econômica.

Esse índice compreende o período entre os dias 20 do mês de referência e 21 do mês anterior. Registra o ritmo evolutivo de preços como medida síntese da inflação nacional. É composto pela média ponderada do Índice de Preços por Atacado (IPA) (60%), Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FGV) (30%) e Índice Nacional de Preços da Construção Civil (INCC) (10%);

- IPA-M, Índice de Preços por Atacado – Mercado (% a.m.) – FGV /Conj. Econ. Compreende o período entre os dias 20 do mês de referência e 21 do mês anterior. Registra o ritmo evolutivo de preços como medida síntese da inflação nacional.

4 Resultados empíricos

Realizaram-se os testes⁷ de *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) sob a hipótese nula de que as variáveis possuem raiz unitária. Desta forma, a variável câmbio necessitou de uma defasagem para tornar-se estacionária. As demais variáveis (IGP-M, IPA-M e IPCA) não apresentam raiz unitária, ou seja, são estacionárias em nível.

Após realizar-se o teste de estacionaridade, para a escolha da ordem de defasagem a ser utilizada na estimação do modelo VAR, considerou-se a indicação dos critérios estatísticos de seleção⁸, tais como: Critério de Informação de Akaike (AIC), Critério de Informação Schwarz (BIC), Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ) e Erro de Predição Final (FPE). Salienta-se que a defasagem do VAR é escolhida quando indicada por todos os testes ou pela maioria deles.

Além disso, verificou-se a estabilidade do VAR⁹, e foram testados os efeitos de causalidade no sentido de Granger com duas defasagens. Como se observa na Tabela 1, não se pode rejeitar a hipótese de que os índices de inflação não Granger causa¹⁰ Câmbio, mas rejeita-se a hipótese de que Câmbio não Granger causa inflação. Portanto, podemos perceber que ocorre causalidade de Granger unidirecional do Câmbio para a inflação e não ao contrário, como era esperado.

⁶ Para mais detalhes, veja Greene (2003, cap. 19).

⁷ Ver Tabela 1 do Anexo.

⁸ Veja os resultados no Anexo nas Tabelas 2A e 3A.

⁹ O teste de estabilidade permite analisar se todas as raízes são, em módulo, menores que um, ou seja, se estão dentro do círculo unitário. Neste contexto, a Figura 1 do Anexo apresenta os resultados que corroboram a condição de estabilidade.

¹⁰ É equivalente a dizer que não causa no sentido de Granger.

Tabela 1. Teste de causalidade de Granger.**Table 1.** Granger causality test.

Hipótese nula	N	Estatística F	Probabilidade
IGP-M não Granger causa CÂMBIO	153	1.67969	0.1900
CÂMBIO não Granger causa IGP-M		12.2880	1.E-05
IPA-M não Granger causa CÂMBIO	153	1.51080	0.2241
CÂMBIO não Granger causa IPA-M		12.9654	6.E-06
IPCA não Granger causa CÂMBIO	153	1.14891	0.3198
CÂMBIO não Granger causa IPCA		13.1700	5.E-06

Com base nesses resultados, derivaram-se as funções de resposta ao impulso das principais variáveis de interesse. O objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VAR se comportam quando há um choque em uma variável endógena específica. A Tabela 2 representada abaixo mostra o comportamento das variáveis, dado um choque de inovação na taxa de câmbio livre (R\$/US\$).

Nessa perspectiva, para determinar as funções resposta ao impulso, deve-se especificar uma ordem plausível das variáveis; destaca-se que tal ordenação é importante na decomposição de *Cholesky*. Assim, foram adotadas as mesmas ordens propostas por Guillén e Araújo (2006); portanto, as funções dos modelos estimados seguem a seguinte classificação:

Modelo 1: Câmbio \rightarrow IGP-M \rightarrow IPCA

Modelo 2: Câmbio \rightarrow IPA-M \rightarrow IPCA

Na Tabela 2, a segunda e terceira colunas exibem os resultados da análise impulso-resposta para o modelo um. Constatou-se que a reação do IGP-M é mais rápida e forte a choques na taxa de câmbio do que a do IPCA. No primeiro período, 11,88% do choque é repassado para IGP-M, porém observou-se que o ponto máximo é dado no segundo período, onde cerca de 30% do choque é transmitido a este índice, e na sequência tem-se um movimento de queda. Ao avaliar-se o IPCA, há redução de 4% no primeiro período, que é sucedida por dois aumentos consecutivos de 8% no segundo período e 10% no terceiro;

posteriormente, nota-se um efeito de redução deste choque.

Ademais, analisam-se os resultados do modelo dois, os quais podem ser observados nas colunas cinco e seis da já referida tabela. Deste modo, verificou-se um comportamento similar ao modelo um, mas a variável da quinta coluna, o IPA-M, reage com maior intensidade aos choques na taxa de câmbio quando comparada ao IGP-M. Isto é, após o primeiro mês, 15,91% deste choque é repassado para o IPA-M, e tem-se que a maior intensidade, 43,4%, se dá no terceiro período. Similarmente com a análise realizada na terceira coluna para o modelo um, os resultados para o IPCA na sexta coluna são parecidos com os anteriores. Ou seja, há uma pequena redução no primeiro período, e o ápice é de 10,7% no terceiro, seguido por uma queda.

Estes resultados empíricos estão alinhados com outros trabalhos, bem como, Belaisch (2003), Maciel (2007) e Guillén e Araújo (2006), realizados para o Brasil e outros países, no sentido que a transmissão das mudanças cambiais não é inteiramente repassada para índices de preços. Desta forma, constatou-se que as reações do IGP-M e do IPA-M são mais intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA.

Posteriormente, realizou-se a análise da decomposição da variância¹¹ em que se utiliza a variância do erro de previsão para 24 meses sumarizados em intervalos entre seis períodos após o choque. Optou-se por este procedimento, uma vez que, nos períodos posteriores, a parcela de explicação de cada variável sobre as demais não sofre alterações significativas.

¹¹ Conforme o método de *Cholesky* de fatorização de matrizes. Ver Hamilton (1994). A decomposição de variância fornece informação sobre a importância relativa das inovações aleatórias sobre as variáveis do presente estudo.

Tabela 2. Função resposta ao impulso.**Table 2.** Impulse response function.

Câmbio - IGP-M - IPCA			Câmbio - IPA-M - IPCA		
Período (1)	IGP-M (2)	IPCA (3)	Período (4)	IPA-M (5)	IPCA (6)
1	0.118885	-0.04885	1	0.159179	-0.07197
2	0.298357	0.080884	2	0.390951	0.054414
3	0.287163	0.106759	3	0.433784	0.10711
4	0.226097	0.098287	4	0.268541	0.106054
5	0.150865	0.075212	5	0.250351	0.084172
6	0.087123	0.050849	6	0.205431	0.082884
7	0.041634	0.030472	7	0.163825	0.07329
8	0.01297	0.015621	8	0.085836	0.053105
9	-0.0027	0.00599	9	0.025387	0.033855
10	-0.00951	0.000486	10	-0.00684	0.018672
11	-0.011	-0.00214	11	-0.03214	0.006197
12	-0.00976	-0.00297	12	-0.05272	-0.00406
13	-0.00748	-0.00284	13	-0.06139	-0.01143
14	-0.00511	-0.00227	14	-0.06087	-0.01544
15	-0.00313	-0.00161	15	-0.05501	-0.0168
16	-0.00166	-0.00103	16	-0.04609	-0.01639
17	-0.00069	-0.00058	17	-0.03557	-0.01463
18	-0.00013	-0.00027	18	-0.02443	-0.01197
19	0.000155	-7.76E-05	19	-0.01402	-8.92E-03
20	0.000258	2.31E-05	20	-0.00529	-5.90E-03
21	0.00026	6.53E-05	21	0.001524	-3.18E-03
22	0.000215	7.32E-05	22	0.006377	-9.04E-04
23	0.000157	6.40E-05	23	0.009322	8.36E-04
24	0.000102	4.84E-05	24	0.010599	2.02E-03

Nota: O número entre parênteses, após os Períodos e os índices de preços, representa o número da coluna.

Apresentam-se as Tabelas 3 e 4, onde se verifica que o percentual da variância prevista do IGP-M, IPA-M e IPCA em relação às inovações da taxa de câmbio é considerável. Observa-se que os resultados da decomposição de variância corroboram resultados de resposta a impulso.

Dessa forma, a Tabela 3 apresenta a relação da decomposição da variância do modelo um.

Em suma, dá-se um choque em uma destas variáveis e acompanha-se seu efeito por 24 meses na variância da mesma e das outras que compõem o sistema. Nesta perspectiva, constatou-se que, ao efetuar-se um choque na variável Câmbio (1), a variância da mesma Câmbio (1.1) se mantém por 96,45% seguida por pequenas variações nos índices preços IGP-M (1.2) 2,28% e IPCA (1.3) 1,25%. Ao avaliar-se o IGP-M (2)

Tabela 3. Decomposição de Variância (Câmbio – IGP-M – IPCA).**Table 3.** Variance Decomposition (Exchange - IGP-M - IPCA).

Período	Câmbio (1)			IGP-M (2)			IPCA (3)		
	Câmbio (1.1)	IGP-M (1.2)	IPCA (1.3)	Câmbio (2.1)	IGP-M (2.2)	IPCA (2.3) _x	Câmbio (3.1)	IGP-M (3.2)	IPCA (3.3)
1	100.0000	0.0000	0.0000	5.9056	94.0944	0.0000	2.7671	37.3104	59.9225
6	96.4861	2.2654	1.2485	36.2063	58.8889	4.9048	22.3085	36.0252	41.6664
12	96.4548	2.2884	1.2569	36.0856	58.2574	5.6570	22.6935	35.5741	41.7323
18	96.4543	2.2885	1.2572	36.0919	58.2497	5.6584	22.7004	35.5722	41.7274
24	96.4543	2.2885	1.2572	36.0919	58.2497	5.6584	22.7003	35.5722	41.7275

Nota: Os números entre parênteses são apenas ilustrativos para se explicitar os efeitos dos choques.

o fenômeno se repete sendo que a maior parte de sua variância é devida ela mesma 58,24%, seguida pelo Câmbio (2.1) 36,1% e pelo IPCA (2.3) 5,65%. Finalmente, quando se considerou este efeito para o IPCA (3) o mesmo aconteceu, isto é, a maior variância ocorreu na própria variável IPCA (3.3) 41,72%, seguida pelo IGP-M (3.2) 35,57% e pelo Câmbio (3.3) 22,07%.

Ademais, a Tabela 4 apresenta a decomposição de variância do modelo dois; a forma adotada é equivalente à anterior. Assim, para um choque na variável Câmbio (4), constatou-se que há um grande efeito em sua variância Câmbio (4.1) de 88,42%, seguida pelo IPA-M (4.2) 4,99%, e pelo IPCA (4.3) 6,58%. Em relação ao IPA-M (5), o efeito do choque IPA-M (5.2) foi de 52,85%, acompanhado respectivamente pelo Câmbio (5.1) 37,91%, e pelo IPCA (5.3) 9,23%. O mesmo ocorre para o IPCA (6), onde sua variância decorrente dela mesma é de IPCA (6.3) 43,77%; em sequência, temos o Câmbio (6.1) 29,75%, e o IPA-M (6.2) 26,47%.

Ao se considerarem os resultados da Tabela 4, percebe-se que o percentual da variância prevista do IGP-M, IPA-M e IPCA, devido a inovações na taxa de câmbio, não é desprezi-

vel, isto é, há uma importância relativa da variância do câmbio para explicar a variância nos índices de inflação.

Adicionalmente, através do modelo ARDL (1,1), calculam-se as elasticidades do ajustamento das variações cambiais nos índices de preços estudados. As estimações estão de acordo com os argumentos de Taylor (2000) e Winkelried (2011), isto é, a elasticidade do índice de preços em relação ao repasse cambial afeta em maior magnitude o produtor do que o consumidor, principalmente pelo fato de que o primeiro necessita importar bens *tradables* para a produção. Observam-se estes resultados na Tabela 5.

Assim, notou-se que a sensibilidade do IPCA é menor no curto prazo quando comparada aos outros índices. Isto se dá porque o efeito de repasse cambial apresenta uma maior rigidez para os bens inclusos neste índice, e também o *timing* do ajustamento de preços feitos pelas firmas não é instantâneo para os consumidores. Em contrapartida, o IGP-M e IPA-M se mostram bem mais sensíveis às oscilações cambiais, o que corrobora os argumentos de Taylor (2000), Campa e Goldberg (2005),

Tabela 4. Decomposição de variância (Câmbio – IPA-M – IPCA).**Table 4.** Variance Decomposition (Exchange - IPA-M - IPCA).

Período	Câmbio (4)			IPA-M (5)			IPCA (6)		
	Câmbio (4.1)	IPA-M (4.2)	IPCA (4.3)	Câmbio (5.1)	IPA-M (5.2)	IPCA (5.3)	Câmbio (6.1)	IPA-M (6.2)	IPCA (6.3)
1	100.0000	0.0000	0.0000	5.5208	94.4792	0.0000	6.1513	25.0788	68.7699
6	89.9842	4.5667	5.4492	38.1600	57.9295	3.9105	26.7522	28.9473	44.3005
12	88.6263	4.9884	6.3853	37.4894	53.4046	9.1060	29.4110	26.6207	43.9683
18	88.4447	4.9888	6.5665	37.9357	52.9265	9.1378	29.7375	26.5152	43.7473
24	88.4211	4.9976	6.5813	37.9104	52.8594	9.2302	29.7520	26.4736	43.7743

Nota: Os números entre parênteses são apenas ilustrativos para se explicitar os efeitos dos choques.

Tabela 5. Elasticidades de curto e longo prazo.**Table 5.** Elasticities of short and long term.

Variáveis	Curto prazo	Longo prazo
IGP-M	1,43	10,5
IPA-M	2,33	14,5
IPCA	0,43	2,35

Nogueira Jr (2007) e Winkelried (2011) de que os efeitos sobre o produtor são mais elevados, já que as firmas necessitam reajustar seus preços por causa da sua demanda de *tradables* para produção.

5 Considerações finais

O presente trabalho teve como objetivo entender o efeito do *pass-through* cambial para a formação do índice de preços para a economia brasileira no período de 1999 a 2011. O grau de transmissão é uma importante variável para os formuladores de políticas públicas, pois podem implicar políticas anti-inflacionárias menos custosas para o país.

O instrumental econométrico utilizado baseia-se no modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) para cada conjunto de dados, funções de resposta ao impulso, decomposição de variância e um modelo ARDL (Autorregressivo com Lags Distribuídos).

Os resultados estão alinhados com outros trabalhos empíricos, no sentido de que a transmissão das mudanças cambiais não é inteiramente repassada para índices de preços. Constatou-se que as reações do IGP-M e do IPA-M são mais intensas a choques da taxa de câmbio que o IPCA. Ao se considerarem os resultados da decomposição de variância, percebe-se que o percentual da variância prevista do IGP-M, IPA-M e IPCA, devido a inovações na taxa de câmbio, não é desprezível, isto é, há uma importância relativa da variância do câmbio para explicar a variância nos índices de inflação.

Além disso, verificou-se que a sensibilidade dos índices de preços atinge em maior magnitude as firmas, já que essas necessitam reajustar seus preços por causa da sua demanda de *tradables* para produção. Este reajuste não é instantâneo e não atinge imediatamente o consumidor. Outro ponto relevante a ser observado é que, ao adotar o regime de metas, a credibilidade adquirida pela autoridade monetária brasileira no controle da inflação faz com que o efeito *pass-through* se apresente em menor escala.

Finalmente, para uma nova agenda de pesquisa é interessante identificar como o grau de transmissão afeta outros índices de preços, ou seja, ampliar este debate do efeito *pass-through* visando promover uma melhor orientação aos *policymakers*.

Referências

- AL-ABRI, A.S.; GOODWIN, B.K. 2009. Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration. *International Review of Economics & Finance*, **18**:142-161.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2007.09.005>
- BELAISCH, A. 2003. Exchange Rate Pass-Through in Brazil. [s.l.] International Monetary Fund. Disponível em: <http://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/03-141.html>. Acesso em: 10/03/2012.
- BUENO, R. 2008. *Econometria de séries temporais*. São Paulo, Ed. Cengage Learning, 299 p.
- CAMPA, J.; GOLDBERG, L. 2005. Exchange rate pass-through into imports prices. *The Review of Economics and Statistics*, **87**:679-690.
<http://dx.doi.org/10.1162/003465305775098189>
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. 1979. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, **74**:427-31.
- DEVEREUX, M.B.; YETMAN, J. 2010. Price adjustment and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, **29**:181-200.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.12.009>
- ENDERS, W. 2010. *Applied econometric time series*. New York, John Wiley and Sons, 517 p.
- GAGNON, J.; IHRIG, J. 2004. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics*, **9**:315-338.
<http://dx.doi.org/10.1002/ijfe.253>
- GOLDJFAN, I.; WERLANG, S.R.C. 2000. *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study*. Brasília, Banco Central do Brasil, 44 p. (Working Paper, nº 5).
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.A. 2005. *Economia brasileira contemporânea*. Rio de Janeiro, Campus, 425 p.
- GRANGER, C.W.J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, **37**:424-438.
<http://dx.doi.org/10.2307/1912791>
- GREENE, W.H. 2003. *Econometric analysis*. 5ª ed., New York University, Stern School of Business, 1026 p.

- GUILLÉN, O.T.C.; ARAÚJO, C.H.V. 2006. O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise VECM para o Brasil. In: REUNIÓN DE LA RED DE INVESTIGADORES DE BANCOS CENTRALES, 11, Buenos Aires, 2006. *Anais...* México, D.F., CEMLA, p. 1-18.
- HAMILTON, J. 1994. *Time series analysis*. Princeton, Princeton University Press, 799 p.
- HOLLAND, M.; PILLATTI, C. 2009. Regimes cambiais e intervenções no mercado de câmbio: uma abordagem a partir da experiência brasileira. *Revista Produção Online*, IX:361-382.
- MACIEL, L.F.P. 2007. *Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro*. Rio de Janeiro, RJ. Dissertação de Mestrado em Economia. Fundação Getúlio Vargas, 44 p.
- McCARTHY, J. 2000. *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*. New York, Federal Reserve Bank of New York, 53 p. (Staff Reports, 111).
- MORETTIN, P.A. 2006. *Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras*. São Paulo, Blucher, 319 p.
- NOGUEIRA JÚNIOR, R.P. 2007. Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Revista de Economia Aplicada*, 11:189-208.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. 1988. Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75:335-346.
<http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- TAYLOR, J. 2000. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44:1389-1408.
[http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)
- VIEIRA, F.V.; CARDOSO, C.A. 2004. Transição de regimes cambiais no Brasil: uma análise de Modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e causalidade. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 9, Fortaleza, 2004. *Anais...* Fortaleza, p. 1-24. [CD-ROM].
- WINKELRIED, D. 2011. *Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru*. Lima, Banco Central de Reserva del Perú, 16 p. (Working Papers).

Submetido: 20/07/2012
Aceito: 29/04/2013

Anexos

Tabela 1A. Testes de Raiz Unitária – (ADF) e (PP).

Table 1A. Unit Root Tests - (ADF) and (PP).

Variáveis	Defasagens	n	ADF	Valor Crítico		PP	Valor Crítico	
				1%	5%		1%	5%
Câmbio	1	154	-9.706655	-3.473096	-2.880211	-9.932636	-3.473096	-2.880211
IGP-M	0	155	-4.708634	-3.472813	-2.880088	-4.984989	-3.472813	-2.880088
IPA-M	0	155	-4.880726	-3.472813	-2.880088	-4.880726	-3.472813	-2.880088
IPCA	0	155	-5.842088	-3.472813	-2.880088	-5.855770	-3.472813	-2.880088

Tabela 2A. Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR (Câmbio – IGP-M – IPCA).

Table 2A. Selecting the lag order of the VAR model (Exchange – PGI-M – IPCA).

	FPE	AIC	BIC	HQ	Defasagem utilizada
Lag	2	2	1	2	2

Nota: Cada teste foi realizado considerando o nível de significância de 5%.

Tabela 3A. Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR (Câmbio – IPA-M – IPCA).

Table 3A. Selecting the lag order of the VAR model (Exchange – IPA-M – IPCA).

	FPE	AIC	BIC	HQ	Defasagem utilizada
Lag	4	4	1	1	4

Nota: Cada teste foi realizado considerando o nível de significância de 5%.

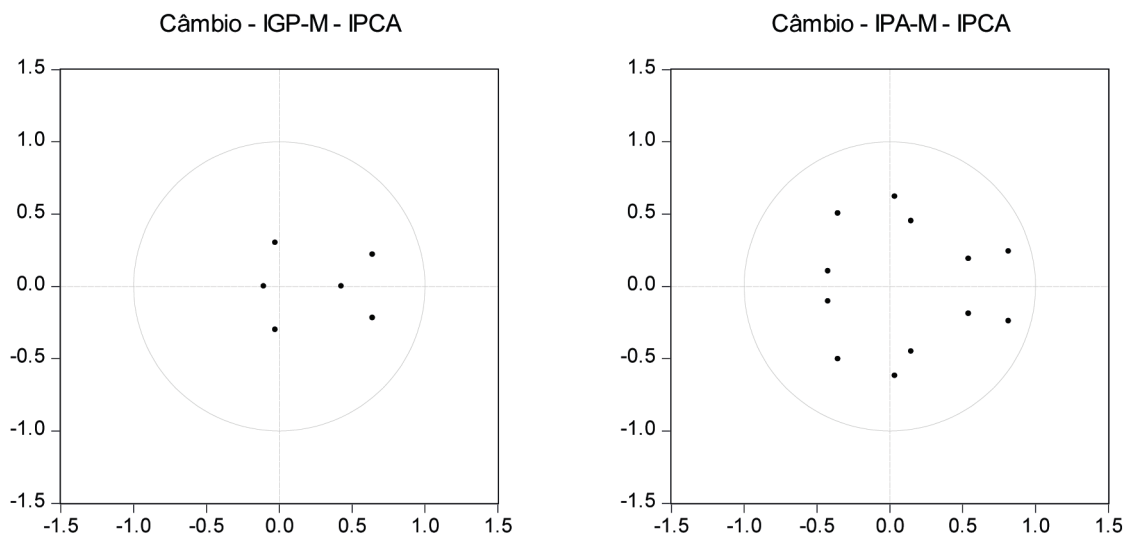


Figura 1. Teste de estabilidade do VAR.

Figure 1. Stability test of the VAR.