

TRANSMISSÃO DA VARIAÇÃO CAMBIAL PARA AS TAXAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: estimacão do *pass-through* através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros

Veridiana de Andrade Nogueira*
FGV-EESP

Rogério Mori
FGV-EESP

Emerson Fernandes Marçal
FGV-EESP e CCSA-Mackenzie

RESUMO

Este artigo estima a transmissão da variação cambial aos índices de preços brasileiros, utilizando a metodologia de vetores autorregressivos estruturais (SVAR) com vetores de correção de erros (VEC). O período estudado tem início na introdução do regime de metas para a inflação (junho de 1999) e se encerra em setembro de 2011. Os resultados reforçam a avaliação de que houve amadurecimento da política monetária nos últimos anos, concomitantemente a uma melhora do ambiente macroeconômico. Na comparação dos nossos resultados com estudos anteriores, encontramos significativa redução do *pass-through* da taxa de câmbio para os índices de inflação.

Palavras-chave: Inflação, Câmbio, *Pass-through*

JEL: E31, E37, F31, O54

ABSTRACT

This paper estimates the transmission of exchange rate changes to price indices in Brazil using the methodology of structural autoregressive vectors (SVAR) with vector error correction (VEC). The study period begins on the introduction of the inflation targeting (June 1999) and ends in September 2011. The results support the evaluation that monetary policy has matured in recent years, with a concomitant improvement in the macroeconomic environment. Comparing our results with previous studies, we found a significant reduction in the pass-through of the exchange rate for inflation.

Keywords: Inflation, Exchange rate, pass-through

JEL: E31, E37, F31, O54

1. INTRODUÇÃO

Estimar a magnitude do *pass-through* é tarefa relevante para uma economia aberta, cujos arranjos institucionais diversos tendem a gerar respostas diferentes aos choques internos e externos. A adoção do regime de metas para inflação é associada na literatura à aceitação da livre flutuação cambial. Na prática sabemos que a maioria dos países, principalmente os emergentes, realizam alguma forma de intervenção no mercado cambial, ao menos para minimizar a

* nogueira.veridiana@gmail.com

volatilidade da taxa de câmbio. A importância da taxa de câmbio na condução da política monetária em economias abertas é ainda reconhecida pela literatura sobre regime de metas para inflação ao incluir essa variável como instrumento secundário, mantendo como instrumento primário a taxa de juros nominal¹.

O objetivo do presente artigo é o de estimar o repasse cambial em diferentes níveis e agregações de preços através de uma metodologia pouco empregada na literatura: a utilização de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros.

Neste sentido, adotamos como base de estudo o artigo de Belaisch (2003), que quebra a transmissão de um choque cambial em quatro cadeias diferentes: (i) para o IGP, (ii) para o IPCA, e para as aberturas do IPCA (iii) livres e administrados e (iv) comercializáveis e não comercializáveis. Mas, diferentemente da autora, encontramos a necessidade de introduzir vetores de correção de erros, dado que verificamos cointegração entre as séries estudadas em cada um dos quatro modelos. O ponto inicial do nosso estudo foi praticamente o mesmo de Belaisch (2003) – escolhemos junho de 1999, enquanto a estimação da autora tem início em julho do mesmo ano - e o período final foi estendido até setembro de 2011.

Iniciamos, na seção 2, com uma breve revisão da literatura sobre política monetária e o papel da taxa de câmbio. Na seção 3, exploramos o ambiente macroeconômico dos últimos anos e o comportamento das variáveis estudadas. Na seção 4, apresentamos os dados utilizados. Na seção 5, descrevemos nossa estimação. Na seção 6, apresentamos os resultados. E concluímos na seção seguinte.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Após uma década marcada pela “crise da dívida” na América Latina e outra década recheada de crises internacionais, grande parte da literatura sobre economias emergentes da virada do século XX passou a abordar a questão cambial destes países. Diversas análises apontavam “aspectos naturais”, relacionados à sua necessidade de financiamento externo, que condicionavam os países emergentes a adotarem políticas macroeconômicas diferenciadas.

No artigo seminal “Exchange Rates and Financial Fragility”, de 1999, Eichengreen e Hausmann mostram que a impossibilidade de tomar empréstimos externos na própria moeda é fator significativo para explicar a instabilidade econômica e financeira dos países emergentes. O artigo define “original sin” como a situação na qual “a moeda de um país não pode ser usada para tomar empréstimos internacionais, nem para emissão de dívida de longo prazo,

¹ Importante destacar que a literatura de regime de metas para inflação não defende a intervenção no mercado cambial, via venda ou compra de divisas, mas a elevação ou redução da taxa nominal de juros para compensar os movimentos cambiais.

internamente”. O primeiro caso é conhecido como “pecado original internacional” e o segundo, “pecado original doméstico”².

Calvo & Reinhart (2000) cunham a expressão “fear of floating”, ao verificarem que, empiricamente³, a maior parte dos países emergentes resiste à livre flutuação cambial, mesmo adotando, oficialmente, regimes deste tipo. As razões encontradas para o temor à flutuação referem-se, principalmente, à falta de credibilidade das políticas destes países, tanto interna quanto externamente. Mas a tendência a impedir a flutuação cambial também está associada aos efeitos perversos para estas economias que fortes desvalorizações cambiais causaram, historicamente. Novamente, a questão do endividamento externo, em grande parte dolarizado, é o motivo pelo qual os efeitos positivos de uma desvalorização cambial – aumento das exportações líquidas – são mais do que compensados pelos efeitos negativos – restrições ao financiamento externo. Adicionalmente, os mais elevados níveis de *pass-through* do câmbio para a inflação nos países emergentes, comparados aos níveis observados em países desenvolvidos, são fatores relevantes para restringir a flutuação cambial.

Neste contexto, Taylor (2000) estende a análise de Svensson (2000) e Ball (1999) e defende a introdução da taxa de câmbio na regra monetária dos países emergentes sob regime de metas para a inflação. A ideia é utilizar a taxa de câmbio como mais um instrumento da política econômica, de forma a minimizar a volatilidade do produto. O racional por trás desta justificativa é o de que, ao deixar o câmbio flutuar livremente, o impacto nos preços de uma variação cambial é sentido de forma intensa e abrupta. Tendo como único instrumento a taxa nominal de juros, o Banco Central, sob um regime de metas para a inflação, pode ficar refém das variações cambiais na condução da política monetária⁴.

Entretanto, conforme mostrado por Muinhos (2001), a introdução da taxa de câmbio na regra monetária como instrumento nem sempre minimiza a volatilidade do PIB, podendo, inclusive, aumentá-la. Estudando o caso do Brasil⁵, o autor observa uma variabilidade maior do produto em reflexo a um choque externo, quando é utilizada a taxa de juros para minimizar a volatilidade cambial. A justificativa para o resultado contrário à intuição de Ball (2000) é a

² Em trabalho posterior, “The Pain of Original Sin”, de 2003, Eichengreen, Hausmann & Panizza discorrem sobre as origens e consequências do “original sin internacional”. A razão para a impossibilidade de emissão em moeda local apontada pelos autores é a própria estrutura do mercado internacional de crédito, altamente concentrado em um pequeno grupo de países e nas suas respectivas moedas.

³ Os autores estudam dados mensais de 39 países entre janeiro de 1970 e novembro de 1999, cobrindo 154 regimes cambiais diferentes.

⁴ Hüfner (2004) também constata que, apesar de a teoria recomendar o contrário, a realidade mostra que países que adotam regime de metas para a inflação também intervêm, de forma esterilizada, na taxa de câmbio. O estudo aborda o comportamento da política monetária e cambial de cinco dos primeiros países desenvolvidos a adotarem o regime de metas para a inflação: Nova Zelândia, Canadá, Austrália, Suécia e Reino Unido.

⁵ Muinhos (2001) quebra o estudo em duas diferentes amostras: de 1980:2 a 2000:4 e de 1995:1 a 2000:4.

estimada baixa sensibilidade do produto ao câmbio na economia brasileira e, diversamente, alta sensibilidade à taxa de juros.

Eichengreen (2002) realça a questão da credibilidade nos países emergentes como central para explicar o comportamento do câmbio e seus impactos sobre a economia. A partir da associação até então aceita na literatura de que um dos pressupostos para a bem-sucedida adoção do regime de metas para a inflação seria a livre flutuação da taxa de câmbio, o autor estuda se países que supostamente apresentam aversão à volatilidade cambial poderiam adotar esse arranjo de política monetária. Apesar de aceitar que a sensibilidade do produto à taxa de câmbio é pequena no Brasil, Eichengreen (2002) acredita que a sensibilidade da inflação ao câmbio (*pass-through*) seja bastante relevante, apesar de cadente.

Segundo o autor, a velocidade e a magnitude do *pass-through* está diretamente associada à credibilidade da política monetária. À medida que os agentes percebem que choques transitórios não terão efeitos permanentes, pois a autoridade monetária agirá eficientemente para evitar isso, os agentes contêm o repasse cambial. Nesse sentido, o elevado nível de indexação em uma economia, que torna os choques mais persistentes, tende a ser revertido ao longo do processo de amadurecimento do regime de metas para a inflação, conforme a sociedade for referendando o ambiente de maior estabilidade macroeconômica. Desta forma, é natural que o repasse cambial se reduza ao longo do tempo, à proporção que o regime de metas para inflação ganha credibilidade.

Belaisch (2003) estima o *pass-through* cambial no Brasil para o período de junho de 1999 a dezembro de 2002, utilizando dados mensais de inflação, produção industrial, preços internacionais de petróleo e a própria taxa de câmbio doméstica. Seguindo a metodologia de McCarthy (1999), a autora estima o repasse de um choque da taxa de câmbio à inflação através de quatro cadeias de transmissão diferentes, que isolam, sucessivamente, choques de oferta, de demanda e choques externos para estudar os impactos nos preços. Talvez pela curta extensão das séries, a autora não encontra cointegração entre as séries, o que a leva a estimar cada modelo pela metodologia de vetores autorregressivos (VAR), com as séries previamente dessazonalizadas. Os resultados encontrados por Belaisch (2003) são comparados com estudos anteriores e confirmam a tese de redução do repasse cambial para inflação no Brasil ao longo das últimas décadas.

3. CONTEXTO HISTÓRICO

Após ter amargado uma aceleração inflacionária extraordinária desde a década de 1980⁶, o Brasil logrou dominar a inflação a partir de junho de 1994 com a implementação do Plano Real. O programa de estabilização monetária tinha como um dos pilares a âncora cambial, estabelecida inicialmente pela fixação da taxa de câmbio na paridade com o dólar dos Estados Unidos e depois pela manutenção de um regime de câmbio administrado. Desta forma, apesar das sucessivas crises financeiras ocorridas no cenário global, o Brasil manteve o câmbio controlado e a inflação bem-comportada durante quase cinco anos (figura 1).

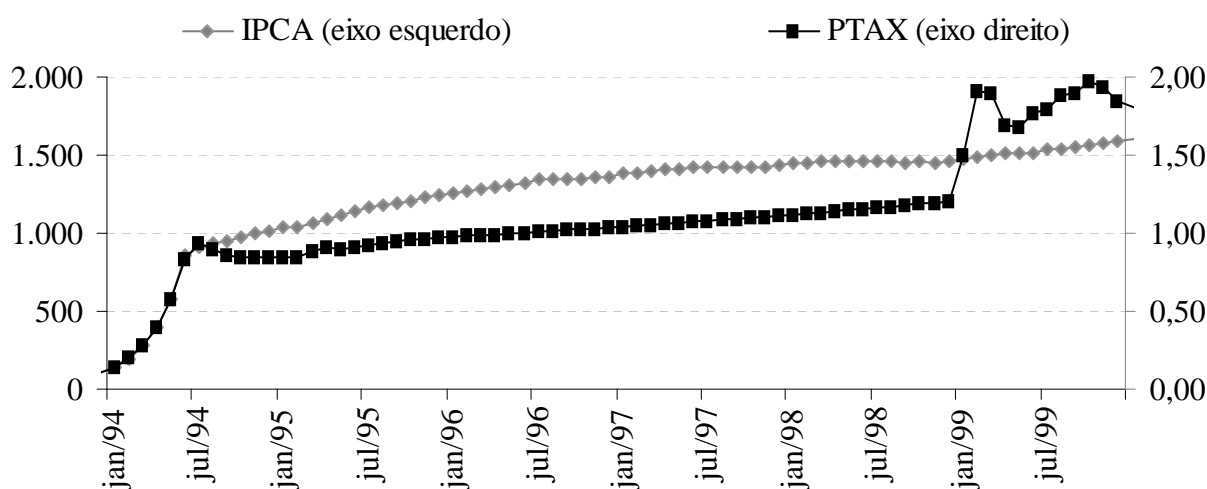


Figura 1: Gráfico 1, Índice de Preços ao Consumidor (dez/1993=100) e Taxa de câmbio (Ptax média mensal).
Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE. Elaborado pelos autores.

Em janeiro de 1999, entretanto, o governo brasileiro foi impelido por uma irrefreável crise cambial a adotar o regime de câmbio flutuante. Destituída a âncora cambial, a política macroeconômica foi conduzida a um novo arranjo institucional que permitisse a manutenção da estabilidade monetária. Esse processo culminou com o estabelecimento, em junho de 1999, do regime de metas para a inflação, que adotou como instrumento de política monetária a taxa nominal de juros.

A partir de então, o câmbio tem flutuado com elevada volatilidade, apesar das intervenções do Banco Central tanto vendendo quanto comprando divisas para minimizar os movimentos abruptos de curto prazo. De fato, após um período de grande instabilidade entre 1999 e 2003, que trouxe fortes depreciações cambiais e elevações inflacionárias, a partir de 2004, o real entrou em trajetória de apreciação, interrompida apenas pela eclosão da crise financeira internacional em 2008 (figura 2).

⁶ Nos doze meses encerrados em junho de 1994, o IPCA acumulou alta de 4.922%. De janeiro de 1980 até a implantação do Plano Real, a alta acumulada do IPCA foi de 10.500.000.000.000% (10,5 trilhões).

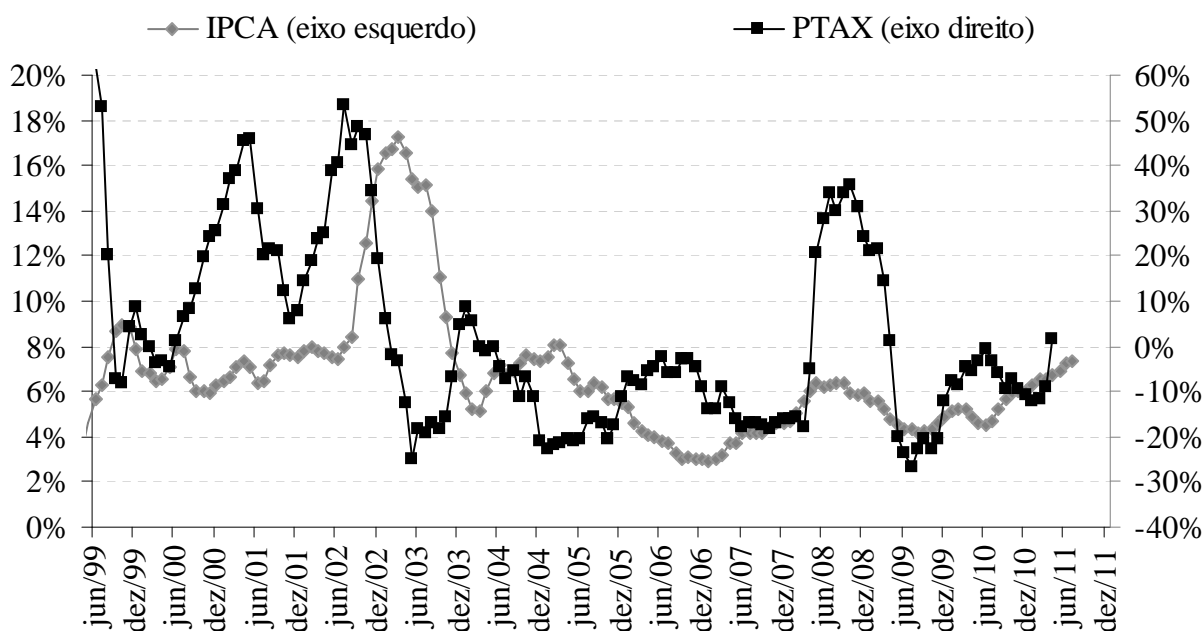


Figura 2: Gráfico 2, Variações acumuladas em doze meses do IPCA e do câmbio.

Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE. Elaborado pelos autores.

No contexto internacional, após as sucessivas crises econômicas ocorridas ao longo da década de 1990 e início dos anos 2000, a economia global ingressou a partir de 2003 em um longo ciclo de crescimento, impulsionado pelos países emergentes. O comércio mundial experimentou elevado crescimento, impulsionando os preços das *commodities* e a liquidez internacional. O cenário de taxas de juros excepcionalmente baixas nos países centrais aumentou o apetite a risco dos mercados financeiros, que valorizou os ativos de países emergentes. Em 2008, com a eclosão da crise financeira mundial, esse cenário mudou, com os países centrais, em particular EUA e Europa, entrando em trajetória de recessão e forte aversão ao risco.

Internamente, o Brasil foi beneficiado, de 2003 a 2008, pelo aumento da demanda mundial e pelos preços elevados das *commodities*, o que trouxe superávits vultosos na balança comercial. O balanço de pagamentos passou a ser fortemente superavitário, não só pelos saldos positivos em conta corrente, mas também pelo ingresso expressivo de capitais, permitindo forte acumulação de reservas internacionais. Neste contexto, o Brasil logrou ainda melhorar substancialmente o perfil de sua dívida, com alongamento do prazo médio e reversão da exposição cambial da dívida mobiliária interna⁷.

Paralelamente, o crescimento econômico interno elevado permitiu a obtenção de elevados superávits primários, o que, juntamente com a gradual redução da taxa básica de juros, levou a sucessivas quedas da relação dívida/PIB. Todo esse conjunto de fatores positivos levou a uma

⁷ De janeiro de 2003 a janeiro de 2008, a parcela da Dívida Pública Mobiliária Federal interna (DPMFi) indexada ao câmbio recuou de 36,37% (vendido em dólar) para -2,28% (comprado em dólar), incluindo-se as operações de Swap Cambial.

persistente redução na percepção de risco interna e externa, que foi então acompanhada de elevações nas classificações de *rating* da dívida soberana pelas principais agências internacionais. Em meados de 2008, o Brasil saiu da condição de ativo especulativo (*junk bonds*) para o grau de investimento.

O teste desse novo cenário macroeconômico foi vivido no último trimestre de 2008, quando o mundo foi assolado pela eclosão de uma dívida financeira de projeções vultuosas, até porque tinha como foco a principal economia mundial, os Estados Unidos. Neste contexto, apesar da forte disparada do dólar, o Banco Central não respondeu como no passado, elevando a taxa de juros, mas, pelo contrário, interrompeu o ciclo de aperto monetário então em curso. A freada do crescimento mundial foi sentida diretamente no Brasil através da redução da demanda global que, com a queda dos preços em dólares dos bens comercializáveis, trouxe impacto liquidamente deflacionário à economia brasileira.

A partir de 2009, apesar da menor colaboração externa ao crescimento, o Brasil vem sustentando elevados níveis de demanda doméstica, impulsionada pelo setor de serviços, o que vem mantendo elevada a taxa de inflação. Neste contexto, torna-se particularmente relevante analisarmos o papel de um choque externo sobre os preços internos.

4. ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Neste trabalho, foram utilizadas as séries mensais, em nível, sem ajustamento sazonal das seguintes variáveis transformadas em logaritmo natural:

- OILR: média dos preços médios mensais do barril de petróleo tipo Brent e WTI convertidos em reais pela cotação média do dólar no mês disponibilizados pela Bloomberg (figura 3);
- PIM: índice de produção física reportado pela Pesquisa Industrial Mensal (PIM) do IBGE (figura 3);
- PTAX: média mensal da cotação diária do dólar definida pela taxa Ptax (taxas médias praticadas no mercado interbancário, calculadas pelo Banco Central) (figura 3);
- IGP: Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), divulgado da FGV (figura 4);
- IPA: Índice de Preços por Atacado, componente do IGP-DI, divulgado da FGV (figura 4);
- IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo, divulgado pelo IBGE (figura 4);
- IPCAtra: núcleo do IPCA que leva em consideração apenas os preços de itens comercializáveis, calculado pelo Banco Central (figura 4);

- IPCAntr: núcleo do IPCA que leva em consideração apenas os preços de itens não-comercializáveis, calculado pelo Banco Central (figura 4);
- IPCAadm: núcleo do IPCA que leva em consideração apenas os preços de itens administrados, calculado pelo Banco Central (figura 4);
- IPCAliv: núcleo do IPCA que leva em consideração apenas os preços de itens livres (não-administrados), calculado pelo Banco Central (figura 4).

O IGP é composto pelo IPA – com peso de 60% -, pelo IPC (equivalente ao IPCA, porém calculado pela FGV) - com peso de 30% - e pelo INCC (Índice Nacional de Preços da Construção Civil) - este com peso de apenas 10%. O IPCA pode ser decomposto em preços livres (peso de cerca de 70%) e preços administrados (cerca de 30%). O núcleo de preços livres pode ser decomposto em bens comercializáveis e não-comercializáveis.

Apesar de alguma evidência empírica de quebra estrutural⁸ na relação entre inflação e câmbio ao longo das últimas décadas, optamos por utilizar os dados conjuntamente para todo o período de junho de 1999 (início do regime de metas para inflação) até setembro de 2011 (dado mais recente). As estatísticas descritivas das variáveis são apresentadas na tabela 1.

Tabela 1 - Análise descritiva das variáveis

	Log do nível					Variações acumuladas em doze meses				
	mínimo	máximo	média	variância	desvio-padrão	mínimo	máximo	média	variância	desvio-padrão
oilr	0,00	1,97	1,24	0,20	0,45	-35,3%	137,6%	23,2%	12,2%	35,0%
PIM	-0,11	0,42	0,18	0,02	0,13	-10,6%	11,8%	3,0%	0,2%	4,3%
PTAX	-0,12	0,77	0,21	0,05	0,22	-19,7%	56,4%	4,5%	3,7%	19,1%
IGP	0,00	1,06	0,64	0,09	0,30	0,2%	26,2%	9,3%	0,3%	5,8%
IPA	0,00	1,21	0,76	0,11	0,34	-2,2%	33,5%	11,1%	0,7%	8,1%
IPCA	0,00	0,79	0,44	0,05	0,23	2,5%	15,1%	6,5%	0,1%	2,6%
IPCAtra	0,00	0,72	0,40	0,04	0,21	0,9%	17,4%	6,1%	0,1%	3,5%
IPCAntr	0,00	0,72	0,34	0,05	0,22	0,7%	8,7%	5,5%	0,0%	2,0%
IPCAadm	0,00	1,00	0,64	0,08	0,28	1,9%	19,5%	9,0%	0,3%	5,1%
IPCAliv	0,00	0,73	0,37	0,05	0,21	2,0%	13,4%	5,8%	0,1%	2,4%

Fonte: Banco Central, IBGE, FGV, Bloomberg. Elaborado pelos autores.

⁸ Conforme discutido na seção anterior, os diferentes momentos da economia mundial e brasileira geraram diferentes trajetórias e relações entre câmbio e inflação. Souza & Alves (2011) estimam diferentes relações de *pass-through* para cada um dos dois períodos separadamente: (i) de 1999 a 2002 e (ii) de 2003 a 2009.

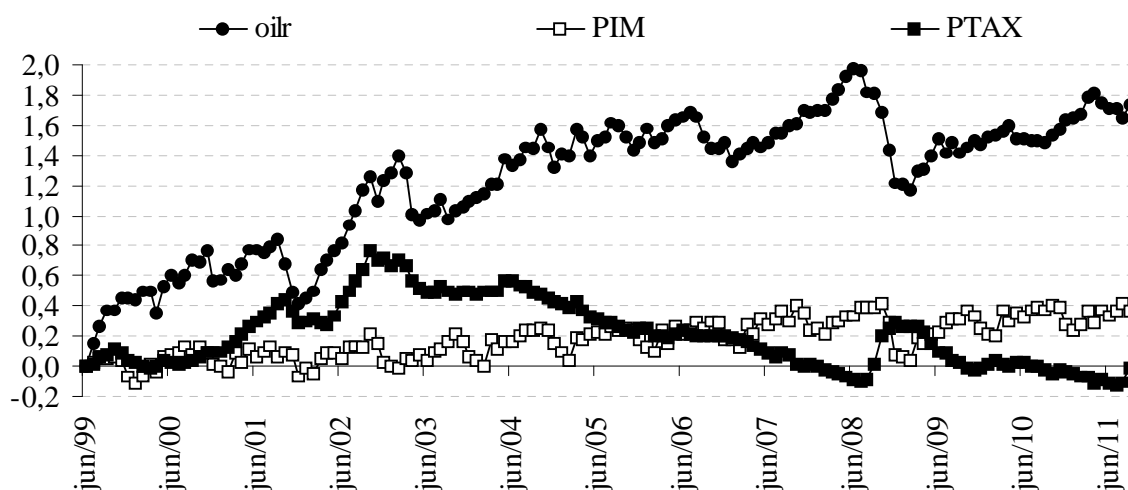


Figura 3: Gráfico 3, Logaritmo natural das variáveis transformadas para número índice com base jun/99=1.
Fonte: Banco Central, IBGE, FGV, Bloomberg. Elaborado pelos autores.

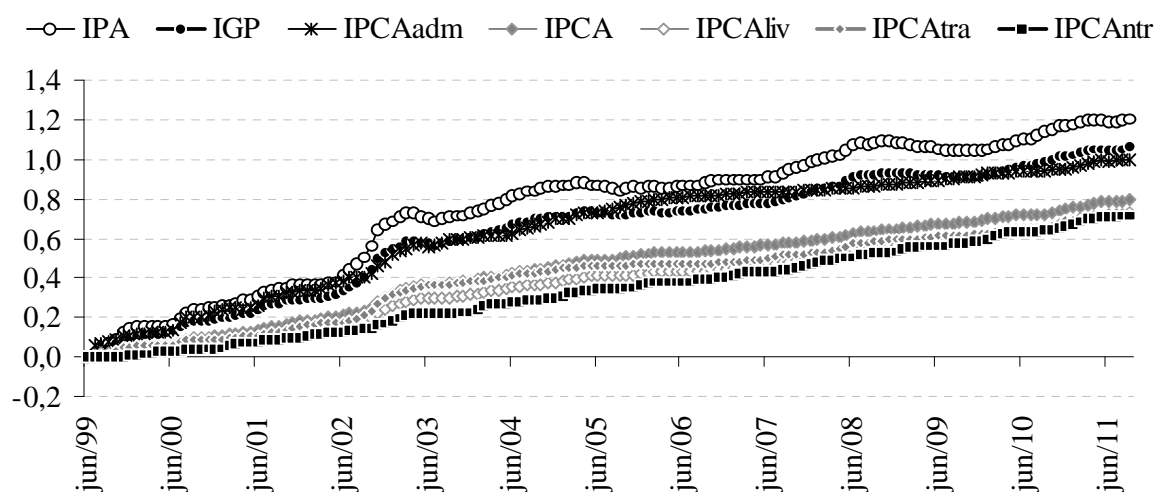


Figura 4: Gráfico 4, Logaritmo natural das variáveis transformadas para número índice com base jun/99=1.
Fonte: Banco Central, IBGE, FGV, Bloomberg. Elaborado pelos autores.

5. ESTIMAÇÕES

Seguindo a abordagem de Belaisch (2003), dividimos as variáveis em quatro grupos, de forma a separarmos as cadeias de transmissão da variação cambial às taxas de inflação.

No modelo 1, temos as variáveis OIL, PIM, PTAX e IGP. Já no modelo 2, as variáveis são OIL, PIM, PTAX, IPA e IPCA. O modelo 3 contempla OIL, PIM, PTAX, IPCAliv e IPCA adm. Por fim, o modelo 4 relaciona as variáveis OIL, PIM, PTAX, IPCAtra e IPCAntra.

McCarthy (1999) considera: (i) os preços do petróleo na moeda local como *proxy* para choques de “oferta”; (ii) os indicadores de produto interno⁹, desconsiderando os efeitos contemporâneos dos choques de oferta, como *proxy* para os choques de “demanda”; e (iii) a taxa

⁹ Para aumentar o número de observações da amostra, Belaisch (2003) e diversos outros autores utilizam a produção industrial como proxy para a demanda interna, mesmo procedimento adotado neste trabalho.

de câmbio nominal, excluindo-se os efeitos contemporâneos dos choques de oferta e de demanda, como *proxy* para um choque “externo”. A estimação é feita por meio de um modelo de vetores autorregressivos vetoriais (VAR), ordenado com base na teoria econômica da transmissão dos choques¹⁰.

Os testes ADF e KPSS apontaram a existência de uma raiz unitária em todas as séries em nível, o que nos levou a estimar a cointegração entre as séries, para os quatro conjuntos de variáveis. Os testes apontaram a existência de um vetor de cointegração para os modelos 1, 2 e 3 e dois vetores de cointegração para o modelo 4.

Diferentemente de outros trabalhos, incorporamos *dummies* de sazonalidade centradas¹¹ aos modelos para eliminarmos questões relativas à dessazonalização das séries.

A seleção das defasagens dos modelos foi feita com base nos seguintes cinco critérios de informação: (i) LR - teste da estatística razão de verossimilhança modificada sequencial; (ii) FPE - erro de previsão final; (iii) AIC - Akaike; (iv) SC - Schwarz; (v) HQ - Hannan-Quinn. Cada estatística aponta uma ordem de defasagem; escolhemos a ordem apontada pelo maior número de critérios. No caso do modelo 1, em que dois critérios apontaram para cinco defasagens enquanto outros dois apontaram duas defasagens, escolhemos a defasagem maior, para evitarmos perda desnecessária de informação (tabela 2).

TABELA 2
Escolha das ordens de defasagem para cada modelo.

	Critérios de informação					Ordem escolhida
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
Modelo 1	8	5	5	2	2	5
Modelo 2	5	2	2	2	2	2
Modelo 3	6	3	3	2	2	3
Modelo 4	2	2	2	2	2	2

Fonte: autores.

TABELA 3

Vetores de Cointegração	
Modelo 1	LOILR+LPIM*(-1.254)+LPTAX*(-0.430)+ LIGP*(-0.714996)+3.839357
Modelo 2	LOILR+LPIM*(-10.657)+LPTAX*(-0.924)+LIPA*(0.194)+LIPCA*(2.879)+(-5.228)
Modelo 3	LOILR+LPIM*(-5.05)+LPTAX*(-0.30)+IPCALIV*(0.000003)+IPCAADM*(-0.000001)+ (11.2)
Modelo 4	LOILR+ LPIM*(0) + LPTAX*(0.634) + LIPCATRA*(-3.913)+LIPCANTR*(3.242)+(-6.219) LOILR*(0)+LPIM*(1)+ LPTAX*(-0.065)+LIPCATRA*(1.102)+LIPCANTR*(-1.153)+(-4.154)

Fonte: autores.

¹⁰ Este procedimento evita um erro comum na literatura, conforme apontado por Cavalcanti (2010) de adotar como critério para a identificação do VAR os testes de causalidade de Granger.

¹¹ *Dummies* de sazonalidade centradas são aquelas que somam zero dentro de um ano. Isto é, no caso da *dummy* DJAN, ela assume valor “11/12” nos meses de janeiro de todos os anos e “-1/12” para os demais meses. A utilidade da *dummy* de sazonalidade centrada é o fato desta não afetar a tendência na estimação do VAR.

Estimamos os modelos VAR com as variáveis na primeira diferença, incorporando os vetores de cointegração estimados (tabela 3) como variáveis exógenas (tabela 4).

TABELA 4

	Defasagens no VAR	Vetores de Cointegração	Constante e Dummies Mensais
Modelo 1	4	1	Sim
Modelo 2	1	1	Sim
Modelo 3	2	1	Sim
Modelo 4	1	2	Sim

Fonte: autores.

Para que pudéssemos recuperar os choques estruturais, a partir da estimação dos choques na forma reduzida, utilizamos o método da "decomposição de Cholesky", que ortogonaliza os resíduos estimados através de uma estrutura recursiva. As restrições para a identificação do VAR estrutural consistem em impor que exista uma ordenação causal, de forma que os primeiros choques não sejam afetados contemporaneamente pelos seguintes, apesar de afetá-los. Isto equivale a impor que a matriz C seja triangular inferior¹². Com base nessas restrições, o modelo é exatamente identificado.

Segue que é crucial neste processo de estimação a ordenação das variáveis que, no nosso caso, foi escolhida com base nas diferentes cadeias de transmissão dos choques de oferta, demanda e externo elaboradas por McCarthy (1999) e Belaisch (2003). Como nosso objetivo é estudarmos exclusivamente o impacto de um choque externo (choque na taxa de câmbio nominal), isolando os choques de oferta e de demanda, esta ordenação nos permite excluir tanto os efeitos de um choque de preços de *commodities* (*proxy* preços de petróleo) quanto as oscilações de ciclo de atividade (*proxy* produção industrial)¹³. De fato, é bastante questionável a hipótese de que a produção industrial não é afetada contemporaneamente pela taxa de câmbio, mas a ordenação escolhida justifica-se ao menos em função ao objetivo deste trabalho, que é o de estimar o *pass-through* cambial.

Desta forma, a matriz de choque imposta para estimarmos as respostas das variáveis supõe um choque estrutural de uma unidade na variação cambial - D(LPTAX) e zero para as demais inovações. Isto é, impomos $u_1=u_2= u_4= u_5=0$ e $u_3=1$ (tabelas 5, 6, 7, 8 e 9).

TABELA 5

Resíduo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
e_1	D(LOILR)	D(LOILR)	D(LOILR)	D(LOILR)
e_2	D(LPIM)	D(LPIM)	D(LPIM)	D(LPIM)
e_3	D(LPTAX)	D(LPTAX)	D(LPTAX)	D(LPTAX)
e_4	D(LIGP)	D(LIPA)	D(LIPCALIV)	D(LIPCATRA)
e_5		D(LIPCA)	D(LIPCAADM)	D(LIPCANTR)

Fonte: autores.

¹² Matematicamente, isso equivale a dizer que sua inversa C^{-1} também será diagonal inferior.

¹³ Existem outras maneiras estatísticas de determinar a ordenação causal das variáveis, todas com vantagens e desvantagens em relação à ordenação teórica *ad hoc* adotada neste trabalho. Ver Cavalcanti (2010) para uma maior discussão sobre o assunto.

TABELA 6

Modelo1

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 & 0 \\ C(2) & C(3) & 0 & 0 \\ C(4) & C(5) & C(6) & 0 \\ C(7) & C(8) & C(9) & C(10) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \end{bmatrix}$$

Estimação do VAR estrutural – Modelo 1

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística Z	P-valor
C(2)	0.00689	0.02641	0.26102	0.794
C(4)	0.14409	0.03701	3.89295	0.000
C(5)	-0.042472	0.11555	-0.367558	0.713
C(7)	0.00580	0.00535	1.08436	0.278
C(8)	0.00087	0.01590	0.05471	0.956
C(9)	0.02661	0.01134	2.34572	0.019
C(1)	0.07663	0.00447	17.14643	0.000
C(3)	0.02454	0.00143	17.14643	0.000
C(6)	0.03438	0.00201	17.14643	0.000
C(10)	0.00473	0.00028	17.14643	0.000

Fonte: autores.

Matriz de impulso Shock1:

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 = C(6) \\ e_4 = C(6) * C(9) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,03438 \\ 0,00091478 \end{bmatrix}$$

TABELA 7

Modelo 2

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C(2) & C(3) & 0 & 0 & 0 \\ C(4) & C(5) & C(6) & 0 & 0 \\ C(7) & C(8) & C(9) & C(10) & 0 \\ C(11) & C(12) & C(13) & C(14) & C(15) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix}$$

Estimação do VAR estrutural – Modelo 2

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística Z	P-valor
C(2)	0.059964	0.026535	2.259795	0.0238
C(4)	0.122472	0.034305	3.570093	0.0004
C(5)	0.027866	0.104824	0.265836	0.7904
C(7)	0.006651	0.007183	0.925940	0.3545
C(8)	0.011636	0.021061	0.552467	0.5806
C(9)	0.045591	0.016568	2.751803	0.0059
C(11)	-0.006486	0.002297	-2.823736	0.0047
C(12)	-0.006291	0.006722	-0.935859	0.3493
C(13)	-0.011397	0.005417	-2.104043	0.0354
C(14)	0.223391	0.026298	8.494489	0.0000
C(1)	0.082276	0.004798	17.14643	0.0000
C(3)	0.026470	0.001544	17.14643	0.0000
C(6)	0.033641	0.001962	17.14643	0.0000
C(10)	0.006758	0.000394	17.14643	0.0000
C(15)	0.002155	0.000126	17.14643	0.0000

Fonte: autores.

Matriz de impulso Shock2:

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 = C(6) \\ e_4 = C(6) * C(9) \\ e_5 = C(13) * C(6) + c(14) * C(6) * C(9) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,033641 \\ 0,001533 \\ -0,0000407 \end{bmatrix}$$

TABELA 8:

Modelo 3

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C(2) & C(3) & 0 & 0 & 0 \\ C(4) & C(5) & C(6) & 0 & 0 \\ C(7) & C(8) & C(9) & C(10) & 0 \\ C(11) & C(12) & C(13) & C(14) & C(15) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix}$$

Estimação do VAR estrutural – Modelo 3

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística Z	P-valor
C(2)	0.052740	0.026712	1.974375	0.0483
C(4)	0.128786	0.036996	3.481037	0.0005
C(5)	-0.073591	0.112747	-0.65271	0.5139
C(7)	-0.004009	0.002683	-1.494444	0.1351
C(8)	0.001174	0.007869	0.149181	0.8814
C(9)	-0.002139	0.005748	-0.372121	0.7098
C(11)	0.004541	0.007993	0.568159	0.5699
C(12)	-0.012035	0.023272	-0.517135	0.6051
C(13)	-0.011771	0.017006	-0.692134	0.4889
C(14)	0.275237	0.243890	1.128531	0.2591
C(1)	0.079188	0.004618	17.14643	0.0000
C(3)	0.025647	0.001496	17.14643	0.0000
C(6)	0.035059	0.002045	17.14643	0.0000
C(10)	0.002443	0.000143	17.14643	0.0000
C(15)	0.007225	0.000421	17.14643	0.0000

Fonte: autores.

Matriz de impulso Shock3:

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 = C(6) \\ e_4 = C(6)*C(9) \\ e_5 = C(13)*C(6) + c(14)*C(6)*C(9) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,035059 \\ -0,000074991201 \\ -0,000433319842189637 \end{bmatrix}$$

TABELA 9:

Modelo 4

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C(2) & C(3) & 0 & 0 & 0 \\ C(4) & C(5) & C(6) & 0 & 0 \\ C(7) & C(8) & C(9) & C(10) & 0 \\ C(11) & C(12) & C(13) & C(14) & C(15) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \\ u_4 \\ u_5 \end{bmatrix}$$

Estimação do VAR estrutural – Modelo 4

	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística Z	P-valor
C(2)	0.043317	0.030570	1.416974	0.1565
C(4)	0.128523	0.037762	3.403497	0.0007
C(5)	-0.117639	0.101194	-1.162515	0.2450
C(7)	0.000318	0.004019	0.079105	0.9369
C(8)	0.005618	0.010416	0.539353	0.5896
C(9)	-0.000388	0.008451	-0.045885	0.9634
C(11)	-0.000323	0.002668	-0.12091	0.9038
C(12)	-0.004521	0.006921	-0.653293	0.5136
C(13)	0.002721	0.005609	0.485008	0.6277
C(14)	0.130328	0.054749	2.380475	0.0173
C(1)	0.076019	0.004433	17.14643	0.0000
C(3)	0.028176	0.001643	17.14643	0.0000
C(6)	0.034569	0.002016	17.14643	0.0000
C(10)	0.003542	0.000207	17.14643	0.0000
C(15)	0.002351	0.000137	17.14643	0.0000

Fonte: autores.

Matriz de impulso Shock4:

$$\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 = C(6) \\ e_4 = C(6)*C(9) \\ e_5 = C(13)*C(6) + c(14)*C(6)*C(9) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0,034569 \\ -0,000013412772 \\ 0,000092314189250784 \end{bmatrix}$$

Como percebemos nas tabelas 8 e 9 acima, os modelos 3 e 4 são relativamente menos robustos, na medida em que os coeficientes da matriz C, que usamos para recuperar os erros estruturais, são estatisticamente não-significativos (p-valores muito altos). Em particular, C(9) e C(13), que representam exatamente o choque externo sobre as respectivas aberturas do IPCA.

Em todo caso, com base nesses modelos, estimamos cada resposta às matrizes de impulso construídas e calculamos os coeficientes de *pass-through* com base nas respostas acumuladas nas variáveis câmbio e nos índices de preços.

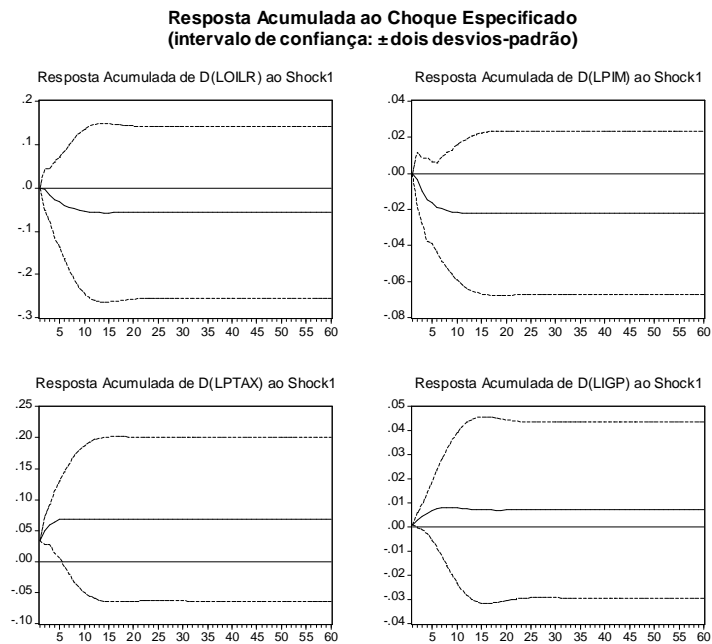


Figura 5 Gráficos 5, 6, 7 e 8 - Respostas Acumuladas ao Choque Especificado Modelo 1

**Resposta Acumulada ao Choque Especificado
(intervalo de confiança: \pm dois desvios-padrão)**

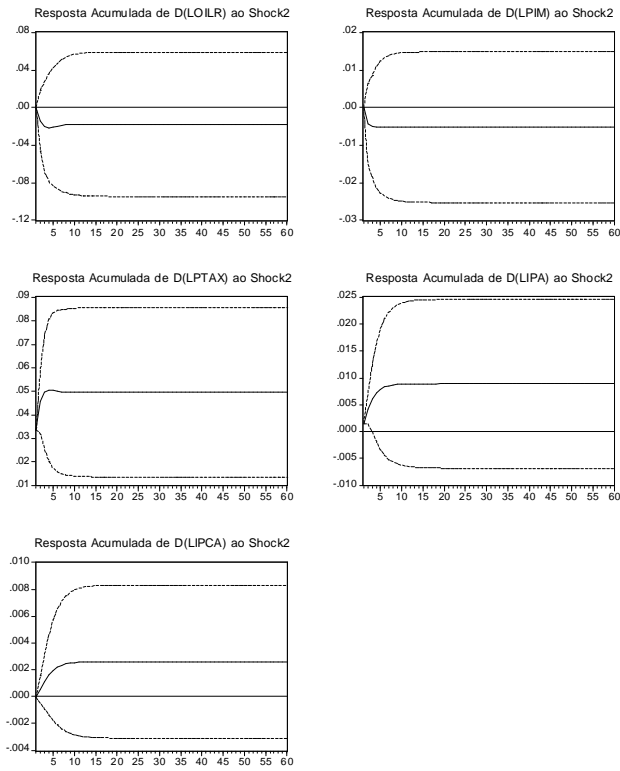


Figura 6: Gráficos 9, 10, 11, 12 e 13 - Respostas Acumuladas ao Choque Especificado Modelo 2

**Resposta Acumulada ao Choque Especificado
(intervalo de confiança: \pm dois desvios-padrão)**

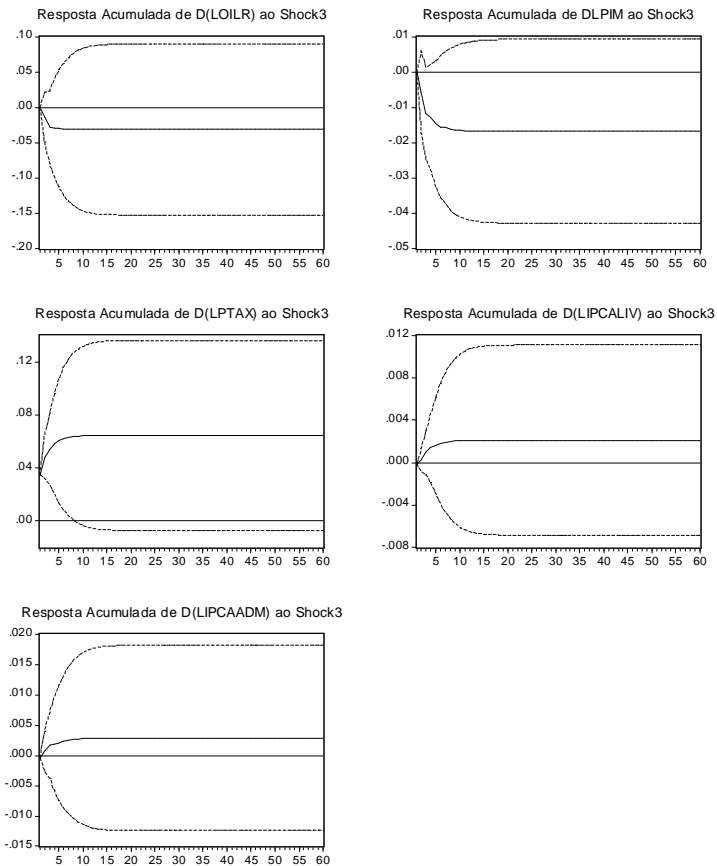


Figura 7: Gráficos 14, 15, 16, 17 e 18 - Respostas Acumuladas ao Choque Especificado Modelo 3

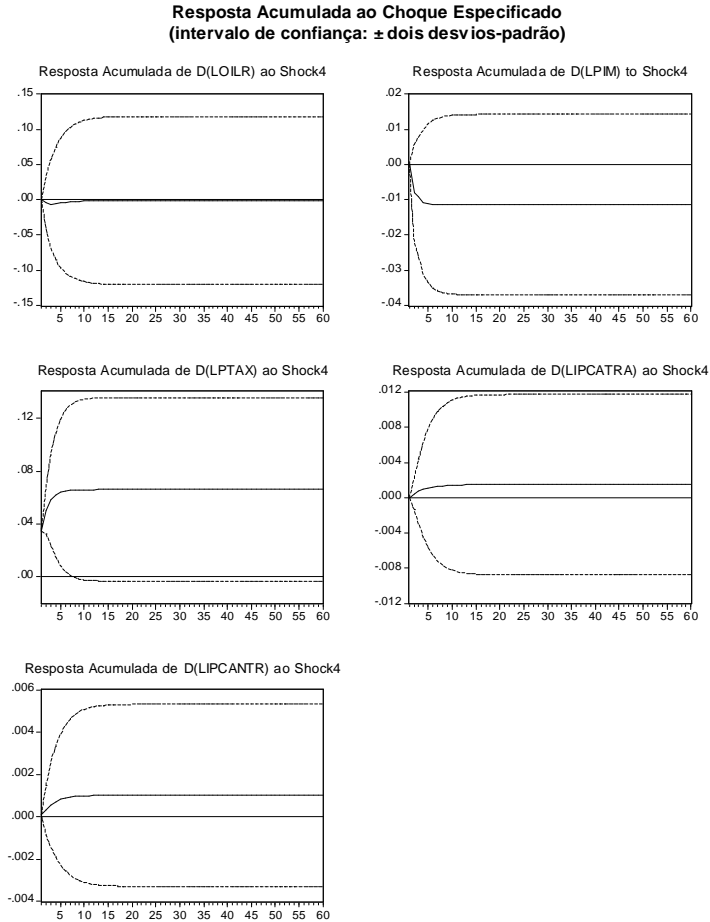


Figura 8: Gráficos 19, 20, 21, 22 e 23 - Respostas Acumuladas ao Choque Especificado Modelo 4

6. RESULTADOS

Com base nas estimações de impulso-resposta, calculamos os coeficientes de *pass-through* através das razões das variações acumuladas até cada período T , tal como mostra a fórmula abaixo:

$$(\text{pass-through})_T = \frac{\sum_{i=1}^T \Delta P_{t,t+i}}{\sum_{i=1}^T \Delta E_{t,t+i}}$$

Onde, $\Delta P_{t,t+i}$ representa a variação do índice de preços de t a $t+i$ e $\Delta E_{t,t+i}$ representa a variação da taxa nominal de câmbio no mesmo período.

Conforme esperado, os resultados apontaram para um coeficiente de repasse cambial mais elevado para os preços no atacado do que para os preços ao consumidor. O IPA é o índice que tem o maior *pass-through* ao longo do tempo, atingindo 9,2% um mês após o choque externo, chegando a 14,4% em três meses e com efeito máximo de 18% no longo prazo. O IPCA

cheio sofre repasse de 1,2% da variação cambial após um mês e tem *pass-through* de longo prazo estimado em 5,2% no período¹⁴. O IGP, por ser composto tanto por preços ao atacado quanto ao consumidor, fica a meio caminho, com *pass-through* de longo prazo estimado em 10,4%.

Na abertura dos núcleos, conforme esperado, os preços administrados, até por terem dentre seus componentes itens como energia elétrica que dependem diretamente da variação cambial, têm *pass-through* estimado maior, de 4,5% contra 3,3% dos preços livres. Curiosamente, o núcleo de preços comercializáveis tem *pass-through* estimado inferior ao do IPCA cheio (2,3%)¹⁵, enquanto, conforme esperado, o *pass-through* estimado para o núcleo de preços de bens não-comercializáveis (1,5%) é ainda menor.

Com relação ao prazo de transmissão do choque externo, com exceção do IGP, todos os índices de inflação sentem o efeito máximo da variação cambial até nove meses depois. O IGP é o único, segundo nossas estimações, que apresenta uma espécie de *overshooting*, isto é, após o repasse cambial acumulado atingir um pico de oito meses após o choque (11,9%), a resposta contemporânea no índice passa a ser negativa para se extinguir no 17º mês após o choque externo, de forma que o repasse acumulado final seja de 10,4%.

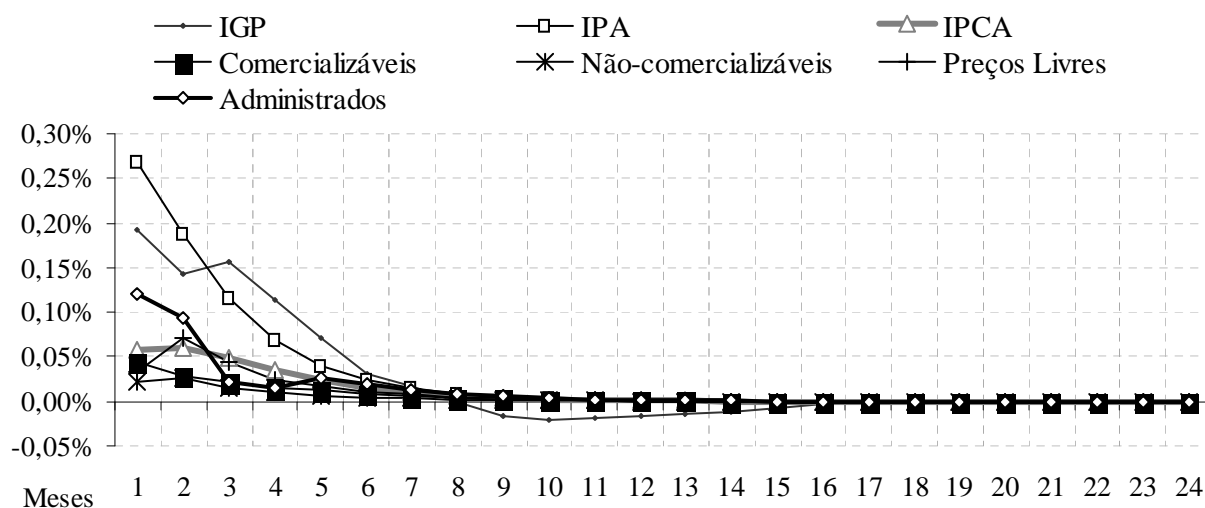


Figura 9: Gráfico 24, Resposta a um choque na taxa de câmbio nas diferentes medidas de inflação. Fonte: autores.

¹⁴ Souza & Alves (2010) estimam o *pass-through* para o IPCA de 13,57% no período de 1999:1 a 2002:12 e de 1,78% para o período de 2003:1 a 2009:12.

¹⁵ Duas justificativas possíveis para o fato são a persistente fraqueza dos preços de bens industrializáveis e o comportamento assimétrico das *commodities* em relação à taxa de câmbio brasileira no período estudado.

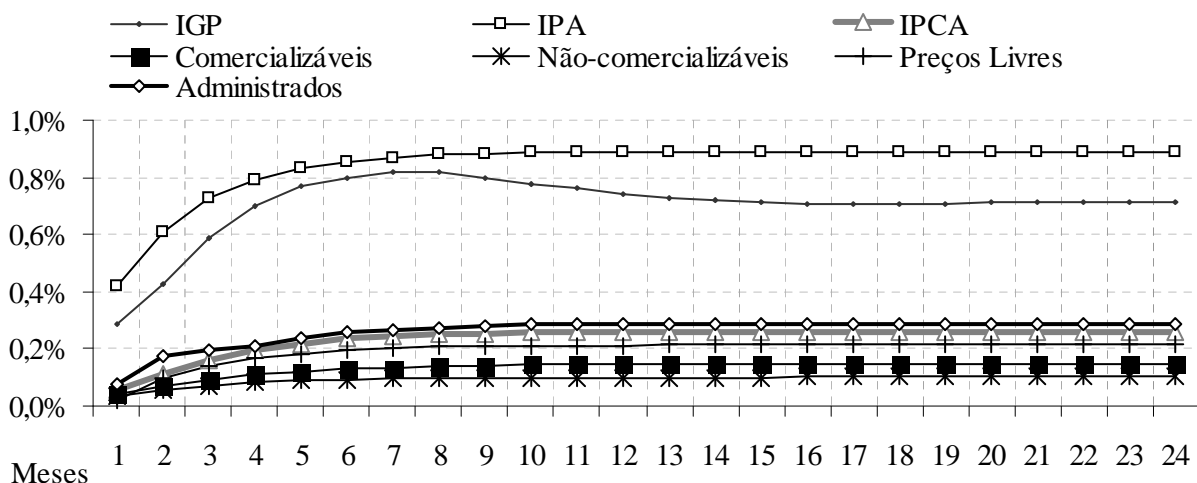


Figura 10: Gráfico 25, Resposta acumulada no período a um choque na taxa de câmbio nas diferentes medidas de inflação. Fonte: autores.

TABELA 10

Estimativas de *Pass-through*

Meses após o choque externo	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	IGP	IPA	IPCA	Preços Livres	Administrados	Comercializáveis	Não-comercializáveis	
1	5,7%	9,2%	1,2%	0,5%	1,6%	0,8%	0,6%	
2	7,2%	12,2%	2,3%	1,8%	3,2%	1,2%	1,0%	
3	9,2%	14,4%	3,2%	2,4%	3,3%	1,5%	1,2%	
6	11,6%	17,2%	4,7%	3,1%	4,0%	2,0%	1,4%	
9	11,7%	17,8%	5,1%	3,3%	4,4%	2,2%	1,5%	
12	10,9%	17,9%	5,2%	3,3%	4,5%	2,2%	1,5%	
24	10,4%	18,0%	5,2%	3,3%	4,5%	2,2%	1,5%	
60	10,4%	18,0%	5,2%	3,3%	4,5%	2,3%	1,5%	

Fonte: autores.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme esperado, os resultados mostram que houve significativa redução do nível *pass-through* nos últimos anos, paralelamente a uma maior velocidade do repasse. Na comparação das nossas estimativas com as realizadas por Belaisch (2003), vemos nas tabelas 10 e 11 que o repasse da variação cambial no IPCA, que atingia 23% no longo prazo, agora recuou para 5%. No caso do IPA, esse recuo é ainda mais significativo, passando de 165% para 18%.

Interessante observar também que houve redução na velocidade de repasse. Em termos relativos, os repasses observados nos primeiros meses são maiores, proporcionalmente, aos encontrados por Belaisch (2003). No caso do estudo da autora, mesmo após 16 meses, o impacto

máximo do choque externo ainda não era completamente absorvido pelos índices de preços IPA, IGP e IPCA.

Os resultados corroboram a teoria de que o *pass-through* depende diretamente da credibilidade da política econômica e de um ambiente de maior estabilidade macroeconômica. Mesmo a questão da maior velocidade do repasse cambial, que poderia indicar uma maior insegurança por parte dos agentes, pode ser explicada como uma maior eficiência na formação de preços na economia.

TABELA 11

Comparação das estimativas de *Pass-through*.

Meses	IGP		IPA		IPCA		Preços Livres	
	Modelo 1 Belaisch	Modelo 2 Belaisch	Modelo 2 Belaisch	Modelo 2 Belaisch	Modelo 2 Belaisch	Modelo 2 Belaisch	Modelo 3 Belaisch	Modelo 3 Belaisch
1	6%	8%	9%	12%	1%	2%	1%	3%
3	9%	27%	14%	34%	3%	6%	2%	7%
12	11%	53%	18%	120%	5%	17%	3%	15%
16	10%	60%	18%	139%	5%	20%	3%	15%
60	10%	71%	18%	165%	5%	23%	3%	15%

Meses	Administrados		Comercializáveis		Não-comercializáveis	
	Modelo 3 Belaisch	Modelo 4 Belaisch	Modelo 4 Belaisch	Modelo 4 Belaisch	Modelo 4 Belaisch	Modelo 4 Belaisch
1	2%	1%	1%	5%	1%	0%
3	3%	3%	2%	12%	1%	4%
12	4%	5%	2%	15%	2%	12%
16	4%	5%	2%	15%	2%	12%
60	4%	5%	2%	15%	2%	13%

Fonte: autores.

BIBLIOGRAFIA

- BALL, L. "Policy Rules for Open Economies". In: TAYLOR, J. B. editor, *Monetary Policy Rules*, 127-144. The University of Chicago Press. 1999.
- BALL, L. "Policy Rules and External Shocks," *NBER Working Papers* 7910, National Bureau of Economic Research. 2000.
- BELAISCH, A. "Exchange rate pass-through in Brazil". *IMF*, Working Papers, no 141, 2003.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing Inflation Targeting in Brazil. *Banco Central do Brasil*, Working Papers Series, no 1, Julho. 2000.
- BONOMO, M.; MARTINS, B. S.; MELLO, J. M. P. "Composição da Dívida Pública e Transmissão Monetária no Brasil", outubro. 2008.
- CALVO, G.; REINHART, C. "Fear of Floating", *NBER Working Papers* 7993, National Bureau of Economic Research, Inc. Novembro, 2000.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. "Identificação de Modelos VAR e Causalidade de Granger: Uma Nota De Advertência". *Economia Aplicada*, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CECCHETTI, S. G.; EHRMANN, M. "Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymaker's preferences and outcomes". *NBER Working Paper* 7426. 1999.
- DORNBUSH, R. Exchange rate and prices. *The American Economic Review*., v. 77, n. 1, p. 93-106, Março, 1987
- DORNBUSH, R. Expectations and exchange rate dynamics, *The Journal of Political Economy*, v. 84, n.6, p.1161-76, Dezembro, 1976.

EICHENGREEN, B. Can emerging markets float? Should they inflation target?, *Banco Central do Brasil*, Working Paper Series, n. 36. Fevereiro de 2002.

EICHENGREEN, B.; HAUSSMANN, R. "Exchange Rates And Financial Fragility", NBER Working Paper no. 7418. Novembro de 1999.

EICHENGREEN, B.; HAUSSMANN, R.; PANIZZA, H. "The Pain of Original Sin", mimeo. Agosto 2003.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series* (2ª edição). New York, NY: John Wiley & Sons, Inc, 2004.

FONSECA, M. G. S. *O Repasse Cambial no Brasil: uma análise para dados desagregados no período de flutuação do real*. Dissertação de Mestrado defendida na EPGE-FGV. Rio de Janeiro. 2006.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. "Inflation targeting in emerging markets economies", *Banco Central do Brasil*, Trabalhos para Discussão, nº 76, junho de 2003.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study", *Banco Central do Brasil*, Trabalhos para Discussão, nº 5. Setembro de 2000.

GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 6ª edição. New Jersey: Prentice Hall. 2008.

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

HOLLAND, M. "Exchange Rate Volatility and the Fear of Floating in Brazil," *Economia*, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, vol. 7(2), pages 279-292. 2006.

HÜFNER, F. "Foreign Exchange Intervention as a Monetary Policy Instrument : Evidence for Inflation Targeting Countries", *ZEW Economic Studies* 23. Springer. 2004.

JUSELIUS, K. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press. New York. 2006.

MCCARTHY, J. "Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," *BIS Working Paper*, nº 79. Basel: Bank for International Settlements. Novembro de 1999.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K.; "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility", *Banco Central do Brasil*, Trabalhos para Discussão, nº 77, Junho 2003.

MUINHOS, M. K. "Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brasil", *Banco Central do Brasil* Trabalhos para Discussão, nº 26. Agosto de 2001.

ROCHA, M.; CURADO, M. Metas de inflação e volatilidade cambial: uma análise da experiência internacional com PAINEL-GARCH. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, vol. 15, nº 2. Agosto de 2011.

SOUZA, R. G.; ALVES, A. F. *Relação entre Câmbio e Preços no Brasil: Aspectos Teóricos e Evidências Empíricas*, Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. 2011.

SVENSSON, L. E. O. "Open-Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics* 50, 155-183. 2000.

TAYLOR, J. "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, nº 39, 1993.

TAYLOR, J. "Using monetary rules in emerging markets", Stanford University, mimeo, dez. 2000.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria - uma abordagem moderna*. São Paulo: Thomson Learning, 2007.