

# O *PASS-THROUGH* CAMBIAL PARA AS INFLAÇÕES REGIONAIS DO BRASIL NO REGIME DE METAS

## THE EXCHANGE RATE *PASS-THROUGH* TO REGIONAL INFLATIONS OF BRAZIL IN INFLATION TARGETING

**Douglas Marcos Ferreira**

Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Francisco Beltrão (PR), Brasil

Data de recebimento: 05-07-2013

Data de aceite: 06-04-2015

**Marcelo José Braga**

Universidade Federal de Viçosa, Viçosa (MG), Brasil

### RESUMO

Este trabalho teve por objetivo analisar o comportamento dos mecanismos de repasses cambiais para as inflações regionais ao longo do regime de metas para a inflação no Brasil. Para isso, utilizaram-se duas flexibilizações quanto aos modelos tradicionais para o coeficiente do *pass-through*. Primeiro, partiu-se de análises em níveis regionais para avaliar quais regiões foram as mais sensíveis às desvalorizações da moeda. Depois o índice geral de cada inflação regional foi desagregado em cada um dos grupos que o compõem para analisar o comportamento do mecanismo de *pass-through* sob uma ótica regional desagregada. A evidência empírica obtida sugere um comportamento assimétrico entre as regiões, e também entre os grupos que compõem os índices regionais.

**Palavras-chave:** Metas de inflação; repasse cambial; modelos autorregressivos vetoriais.

### ABSTRACT

This study aimed to analyze the behavior of exchange rate pass-through mechanisms for regional inflation over inflation targeting in Brazil. Two flexibilities regarding traditional pass-through coefficient models were used for this. First, we departed from analysis at regional levels to assess which areas were the most sensitive to currency devaluations. After, the general index of each regional inflation was broken in each of the groups that composes it to assess the behavior of pass-through mechanism under a regional disaggregated perspective. The obtained empirical evidence suggests an asymmetric behavior between regions and between the groups that compose the regional indexes.

**Keywords:** Inflation targeting; exchange rate pass-through; vector autoregressive models

#### Endereço dos autores:

**Douglas Marcos Ferreira**  
douglasmferreira@hotmail.com

**Marcelo José Braga**  
mjbraga@ufv.br

## 1. INTRODUÇÃO

O histórico inflacionário brasileiro despertou grande atenção a respeito da dinâmica inflacionária, principalmente nas décadas de 1980 e 1990, quando o país enfrentou diversos problemas relacionados ao aumento generalizado e contínuo nos preços. Somente com a adoção do Plano Real, em meados da década de 1990, que o país conseguiu reduzir e manter a inflação sob controle até então.

A partir de junho de 1999, o Brasil passa a adotar formalmente o regime de metas para a inflação, complementando a transição para o câmbio flutuante feita seis meses antes. Segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), o regime de metas para a inflação era o quadro mais adequado para alcançar a estabilização econômica no âmbito de um regime de câmbio flexível. Assim, o Banco Central do Brasil (BACEN) se comprometeu a atuar de forma a garantir que a taxa de inflação estivesse em linha com a meta preestabelecida pelo Conselho Monetário Nacional. O índice oficial de referência escolhido pela política econômica para essa variável foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)<sup>1</sup>.

Nesse contexto, cabe ressaltar a influência exercida pelo câmbio no processo inflacionário através do coeficiente de repasse da taxa de câmbio (*exchange rate pass-through*) e, conseqüentemente, na política econômica adotada pelas autoridades monetárias no combate à inflação, especialmente no processo decisório do BACEN. A transmissão dos movimentos do câmbio para os preços domésticos de um país é conhecida na literatura como *pass-through* cambial. Esse grau de repasse pode ser definido como o impacto nos preços domésticos, dada uma variação cambial, isto é, a elasticidade taxa de câmbio-preço. Segundo Maciel (2006),

diversos fatores afetam o grau desse repasse, mas em geral ele é maior quando a abertura da economia, o nível de aquecimento da demanda doméstica, a participação de insumos importados na produção do bem e o desvio da taxa de câmbio de sua taxa de equilíbrio forem maiores.

Ho e McCauley (2003) ressaltaram que as taxas de câmbio podem influenciar a inflação por meio dos preços dos bens finais, dos bens intermediários importados e do seu impacto sobre as expectativas de inflação. Ainda segundo esses autores, pelo fato de as economias emergentes estarem mais vulneráveis aos movimentos do câmbio, os graus de *pass-through* podem ser vistos como novos desafios para os *policy makers* em um contexto de regime de metas para a inflação. Nesse contexto, Carneiro, Monteiro e Wu (2004) expuseram a necessidade da autoridade monetária de quantificar o impacto dos movimentos correntes da taxa de câmbio nas taxas futuras do IPCA para conduzir adequadamente a política monetária e cumprir a meta de inflação estabelecida ou para adotar medidas que limitem a “volatilidade excessiva” no mercado cambial.

Conforme salientou Holanda (2001), para um país como o Brasil, de grandes extensões territoriais e disparidades regionais, um regime de metas de inflação na presença de um processo inflacionário regionalmente assimétrico pode gerar distorções econômicas indesejáveis. Quanto aos diferentes graus de *pass-through*, um comportamento regionalmente heterogêneo pode implicar diferentes padrões de bem-estar para a sociedade. Isso se deve ao fato de menor grau de *pass-through* tornar os preços menos voláteis a variações cambiais, fato que minimiza a perda de bem-estar para os indivíduos ao permitir às autoridades monetárias maior capacidade de combate à inflação, estabilizando os preços e aumentando o valor esperado do consumo dos agentes (BETTS; DEVEREUX, 2000).

Dada a dimensão continental do território brasileiro, bem como a adoção do regime de câmbio

<sup>1</sup> O IPCA é calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cuja abrangência geográfica são as regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e o Município de Goiânia.

flutuante em 1999, passa a ser importante investigar como o repasse cambial sobre a inflação se comporta regionalmente após o regime de metas. Esse repasse é, ou não, um fenômeno simétrico, do ponto de vista dos níveis de repasse observados nas diferentes regiões do país? Quais são os grupos<sup>2</sup> de preços, as regiões mais afetadas e a magnitude de tais variações?

Neste trabalho, objetivou-se esclarecer esses pontos com base nas taxas de inflação das regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, ao longo do regime de metas. Tais regiões abrangem extensa parte do território brasileiro e fornecem boa representação da diversidade geográfica e econômica. Devido à existência de grupos de preços que se comportam de forma similar entre si e de forma diferenciada dos demais no que diz respeito à sensibilidade à taxa de câmbio, o IPCA de cada região foi decomposto dentro de seus nove grupos para captar tais mudanças em um nível mais desagregado.

Espera-se que aqueles grupos com maior participação de itens comercializáveis e/ou importados, cujos bens de alguma maneira estejam atrelados ao dólar, sofram maior impacto das oscilações do câmbio. Como exemplo, podem-se citar os grupos de alimentação e bebidas e de artigos de residência, cujos repasses cambiais tendem a ser significativos, considerando o fato de muitos alimentos serem cotados internacionalmente no primeiro grupo e a presença de bens importados que compõem o segundo grupo.

A abordagem utilizada para modelar os graus de repasse cambial para a inflação se baseia na estimação de modelos Autorregressivos Vetoriais (VAR), que permitem captar a dinâmica das interações

entre a atividade econômica, a taxa de câmbio e os preços, como proposto por Belaisch (2003).

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta a revisão da literatura sobre o tema, a terceira mostra a metodologia e os dados utilizados. A quarta seção apresenta os resultados empíricos e discussões e a quinta conclui o artigo com as considerações finais.

## 2. O *PASS-THROUGH* CAMBIAL

A transmissão dos movimentos do câmbio para os preços domésticos de um país é conhecida na literatura como *pass-through* cambial. O grau de *pass-through* pode ser definido como o impacto nos preços domésticos, dada uma mudança cambial, isto é, a elasticidade da taxa de câmbio-preço.

De acordo com Menon (1996) e Goldfajn e Werlang (2000), o grau de repasse depende, num enfoque macroeconômico, do grau de abertura da economia, do hiato do produto, da persistência inflacionária e dos desalinhamentos da taxa de câmbio real. Em relação aos desalinhamentos do câmbio real, Goldfajn e Werlang (2000) argumentaram que esse fator é um dos que mais influenciam o *pass-through* em países da América, como o Brasil. Dessa forma, a sobrevalorização da taxa de câmbio real é importante determinante de futuras depreciações cambiais para que essa taxa se ajuste. Outro fator exposto pelos citados autores é que o ambiente inflacionário pode determinar a propensão das empresas em elevar os preços na presença de custos crescentes. Assim, a persistência inflacionária desempenha forte influência no repasse para os preços, de modo que, se existir correlação positiva entre inflação e persistência inflacionária, a inflação poderá estar correlacionada também com o *pass-through*. Por fim, o efeito da abertura comercial sobre o coeficiente de repasse se baseia no fato de que, em países com maior

<sup>2</sup> O IPCA é constituído por nove grupos: alimentação e bebidas; habitação; artigos de residência; vestuário; transportes; saúde e cuidados pessoais; despesas pessoais; educação; comunicação.

presença de importações e exportações, as depreciações cambiais exercem menores impactos nos preços internos.

Em relação às economias emergentes, Ho e McCauley (2003) destacaram que a maior exposição desses mercados aos movimentos da taxa de câmbio decorre do padrão de consumo nessas economias associado às rendas mais baixas. De acordo com Nogueira Junior (2007), diversos países emergentes após as crises cambiais na década de 1990 optaram por alterar o foco de suas políticas monetárias em direção à utilização de metas para a inflação. Segundo esse autor, tal escolha traz consigo importantes desafios para o banco central dessas economias em razão da falta de credibilidade institucional e das altas taxas de repasse cambial. Outro efeito para as economias emergentes, conforme relatado por Fraga, Goldfajn e Minella (2003), se refere ao fato de essas economias, por serem mais vulneráveis aos fluxos de capitais externos, tenderem a apresentar maior volatilidade da taxa de câmbio e, conseqüentemente, maior pressão inflacionária. Nesse contexto, Correa e Minella (2010) relacionaram a importância do *pass-through* para a economia brasileira ao fato de a taxa de câmbio desempenhar relevante papel na dinâmica inflacionária dessa economia.

Uma razão que se aponta para determinar o grau de repasse está relacionada à eficácia da política monetária. Diversos autores estudam a interação entre a taxa de câmbio e a política monetária. Betts e Devereux (2000) relacionaram o efeito do bem-estar da política monetária ao grau de *pass-through* da economia. Um baixo nível de repasse cambial, além de indicar maior capacidade de reduzir a inflação, pode minimizar as perdas de bem-estar da população.

Outra razão encontrada refere-se à previsibilidade da inflação e das variáveis macroeconômicas. Segundo Goldfajn e Werlang (2000), o grau de repasse cambial para os preços deve ser levado em consideração no processo de obter melhores

previsões da inflação e, conseqüentemente, aumentar o bem-estar da economia e amplificar o efeito da política monetária.

Segundo Taylor (2000), um ambiente de baixa inflação está associado a baixos níveis de *pass-through*. Portanto, economias com estabilidade de preços devem ter variações cambiais menos persistentes. Segundo esse autor, o grau de *pass-through* acarreta importantes implicações em termos de política monetária, em que um regime de manutenção da inflação baixa com credibilidade tende a diminuir o grau de repasse.

O estudo de Gagnon e Ihring (2004) desenvolveu um modelo teórico que buscou relacionar o grau de *pass-through* com a capacidade de resposta da política monetária para a inflação. Segundo esses autores, quando os agentes econômicos esperam que a autoridade monetária atue com maior comprometimento visando estabilizar a inflação, tais agentes se tornam menos propensos a alterar os preços diante de alterações cambiais.

Para o Brasil, alguns estudos, incluindo os de Goldfajn e Werlang (2000) e Carneiro, Monteiro e Wu (2004), analisaram a possibilidade de que o percentual de repasse da variação cambial para a inflação seja afetado pelo ciclo econômico. Segundo Goldfajn e Werlang (2000), o grau de repasse varia entre países de maneira que quanto mais estável o país, menor seu *pass-through*. Outra afirmação desses autores é a de que o *pass-through* varia com o horizonte temporal, chegando ao seu valor máximo em 12 meses, no caso do Brasil.

### 3. METODOLOGIA

A análise empírica do trabalho tem por base a econometria de séries temporais, em especial na utilização dos modelos de Vetores Autorregressivos. A utilização dessa abordagem se deu em função de o modelo permitir captar a dinâmica das interações entre atividade econômica, taxa de câmbio

e preços, bem como analisá-la ao longo dos períodos, por meio das Funções de Impulso-Resposta.

### 3.1 Análise do *pass-through* via modelo de Vetores Autorregressivos

O modelo VAR estimado neste trabalho para mensurar o grau de repasse cambial para os diferentes grupos de preços que compõem o IPCA pode ser apresentado da seguinte forma:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $y_t$  é um vetor coluna com as variáveis utilizadas no modelo, sendo elas: índice de preço ao consumidor, taxa de câmbio, índice de preço do petróleo e índice de produção física industrial<sup>3</sup>, todas na base logarítmica;  $A_1, A_2, \dots, A_p$  e  $B$  são matrizes de coeficientes do tipo  $k \times k$ ;  $m$  é um vetor de constantes de dimensão  $k \times 1$ ; e  $\varepsilon_t$  é um processo "ruído branco" vetorial.

A partir das matrizes dos coeficientes estimados pelo modelo VAR, tais estimações podem ser sumarizadas por certas funções. Para isso, nesta pesquisa recorreu-se às Funções de Impulso-Resposta para mostrar o impacto ao longo do tempo de choques na taxa de câmbio sobre a inflação. Dessa forma, os coeficientes acumulados do *pass-through* são derivados das funções de Impulso-Resposta, como:

$$PT_{t,t+j} = \frac{\sum_{j=1}^T \Delta P_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta E_{t,t+j}} \times 100 \quad (2)$$

Fonte: Belaish (2003)

em que  $\Delta P_{t,t+j}$  é a mudança acumulada no nível de preço  $j$  meses após o choque, e  $\Delta E_{t,t+j}$  é a depreciação acumulada da taxa de câmbio ao longo desse mesmo período.

<sup>3</sup> Mais informações a respeito da base de dados se encontram em 3.2.

Para identificar a presença de diferentes momentos na relação entre câmbio e inflação, como a instabilidade cambial do ano 2002 decorrente da crise política, é necessário testar, empiricamente, a presença de possíveis quebras estruturais nessa relação. Para isso, utilizou-se o teste de Cusum (BROWN; DURBIN; EVANS, 1975), o que permitiu, assim, verificar a data da ocorrência da quebra estrutural. O índice de preço do petróleo e o índice de produção física industrial foram utilizados como variáveis de controle como *proxy* para oferta e demanda, respectivamente.

### 3.2 Variáveis e fonte de dados

Na análise e nos testes empíricos deste trabalho foram considerados:

- iv) O IPCA geral e de cada grupo de preços que o compõe, calculado pelo IBGE nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo e Porto Alegre. O período de coleta ocorreu entre os dias 1 e 30 do mês de referência, e a população-objetivo abrangeu as famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que fosse a fonte de rendimentos, residentes nas áreas urbanas das regiões em foco.
- v) A taxa nominal de câmbio (R\$/US\$) referente ao mercado de venda, expressa pela série 3698 do BACEN.
- vi) O Índice de Preço do Petróleo, base janeiro/2002 = 100, obtido no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).
- vii) O Índice de Produção Física Industrial dos Estados de Minas Gerais, do Ceará, Rio de Janeiro, da Bahia, de São Paulo e do Rio Grande do Sul, base janeiro/2002 = 100, obtido no IBGE.

Para remover o padrão sazonal, todas as variáveis foram dessazonalizadas, utilizando-se o método *Census X12*.

Os dados são mensais, e a análise compreendeu o período dos meses de agosto de 1999 até novembro de 2010, período caracterizado pelo regime de metas para a inflação na economia brasileira e pelo regime de câmbio flutuante.

## 8. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Com o objetivo de estudar o comportamento do grau de repasse cambial sob o enfoque regional, recorreu-se, inicialmente, à análise gráfica das principais variáveis utilizadas neste estudo.

A Figura 1 ilustra a evolução mensal ao longo do período analisado da taxa de inflação do Brasil e da taxa de câmbio nominal referente à média mensal. A crise política no Brasil (2002), que resultou em minicrise cambial, teve como consequência uma forte pressão cambial ao promover uma desvalorização de grande magnitude da moeda brasileira, atingindo seu máximo em outubro desse mesmo ano – R\$3,95/1US\$. Soma-se a esse fato a crise internacional do *subprime* (2007), cujo movimento de saída de capitais das economias emergentes, como a brasileira, provocou desvalorização nominal do real em cerca de 45,5% entre setembro e outubro de 2008, segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

Os dois cenários contribuíram para uma pressão inflacionária em decorrência dos choques cambiais, impactando principalmente os grupos de preços cujos bens são mais sensíveis às variações cambiais.

A mensuração dos impactos de variações na taxa de câmbio sobre o índice de preços tem grande importância na formulação de políticas monetárias que visam assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda. Para calcular tais repasses para os grupos de preços e analisar o seu comportamento entre as diferentes regiões do país, procedeu-se

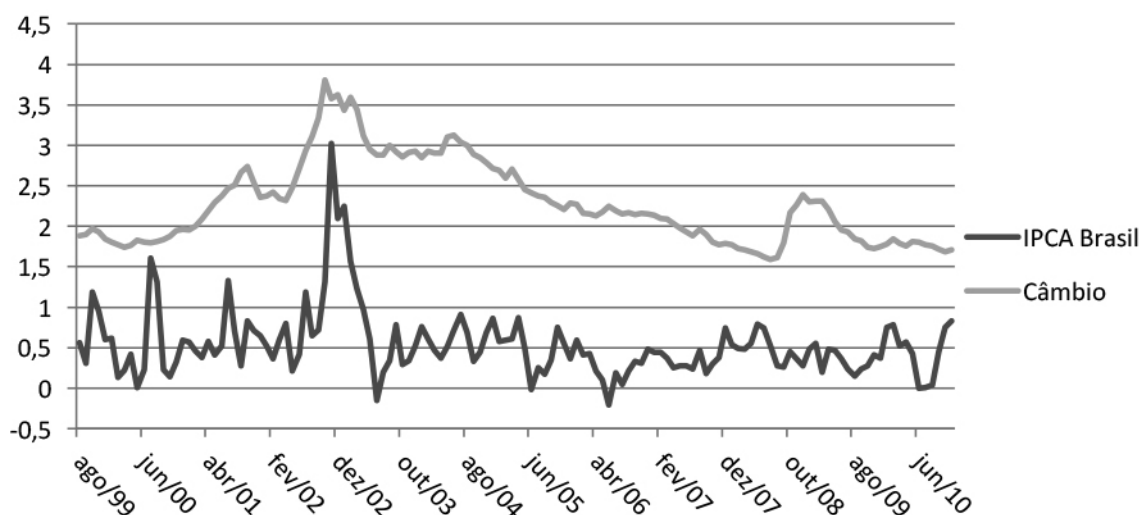
à estimação dos modelos VAR e à aplicação de suas respectivas funções de Impulso-Resposta.

Preliminarmente, em virtude do período de instabilidade cambial e pressões inflacionárias nos anos 2002 e 2007/2008, foi necessária a aplicação do teste de Cusum para identificar possíveis quebras estruturais nas séries. De maneira geral, foram identificadas possíveis quebras durante o ano 2002, e os meses de agosto, setembro e outubro foram os principais períodos de instabilidades nos modelos estimados. Pelo fato de a análise estar centrada no período do regime de metas para a inflação, apenas as amostras do período de 2002 em diante foram consideradas nas estimações dos modelos, evitando-se, assim, o pequeno número de observações no período entre agosto de 1999 e meados de 2002<sup>4</sup>.

Uma das suposições do modelo econométrico utilizado é de que as séries modeladas sejam estacionárias. Então, buscou-se testar a hipótese de não estacionariedade, por meio do teste Aumented Dickey-Fuller (ADF). Os resultados do teste indicaram que em todas as séries do IPCA a hipótese nula da presença de raiz unitária foi rejeitada, demonstrando que elas foram estacionárias para o período de análise, com um nível e significância de 5%. Em relação à taxa de câmbio e ao índice de preço do petróleo, o teste ADF não rejeitou a hipótese nula, ou seja, tais séries em nível não foram estacionárias no período considerado. Para as duas séries em primeira diferença verificou-se que foram estacionárias a 1% de significância. Por fim, quanto ao índice de produção física industrial, os resultados se mostraram diferentes entre as regiões. Para as séries referentes às regiões de Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro e Salvador, as estatísticas do teste permitiram concluir, a 5% de significância, que todas foram estacionárias. Já para as demais, as séries em primeira diferença se mostraram estacionárias a 1% de significância.

<sup>4</sup> As datas das quebras estruturais se referem às indicadas pelo teste de Cusum.





**Figura 1** – Taxa de câmbio comercial para compra (R\$/U\$) e Índice de Preços ao Consumidor Amplo (%) – agosto/1999 a novembro/2010

Fonte: IBGE e BACEN.

Uma vez que as funções de Impulso-Resposta se mostraram muito sensíveis à ordenação das variáveis no VAR, este trabalho utilizou o Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald, a fim de definir o ordenamento estatístico consistente das variáveis mais exógenas para as mais endógenas. Assim, foram estimados os modelos VAR para cada um dos nove grupos de preços que compõem o IPCA e para o índice geral, dentro de cada uma das regiões analisadas<sup>5</sup>.

Na Tabela 1 são apresentados os coeficientes de repasse cambial estimados para o índice geral do IPCA em cada região.

Regionalmente, no primeiro semestre o maior repasse cambial concentrou-se no Rio de Janeiro, (3,67%) e o menor em Recife (1,08%). A Região Sudeste, área com a maior população do país e mais desenvolvida economicamente, exibiu comportamento assimétrico, uma vez que Belo Horizonte e São Paulo apresentaram grau de repasse intermediário quando comparados às demais regiões.

<sup>5</sup> Para a definição do número de defasagens a ser considerado, buscou-se atender aos critérios de Akaike, verificando, também, a ausência de autocorrelação nos resíduos através do teste LM.

Ao longo de 12 meses o repasse cambial para o IPCA nacional foi baixo, fato que pode ser explicado pelo período de relativa estabilidade macroeconômica, além do crescimento do Produto Interno Bruto e da estabilidade de preços. Além disso, a região de São Paulo – que tem o maior peso na ponderação do índice nacional – e a de Recife foram importantes para manter a inflação nacional em patamares estáveis ao longo do regime de metas para a inflação. Somam-se a isso os ganhos de bem-estar obtidos em cada uma dessas áreas pela população em decorrência do menor grau de repasse cambial para os preços. Além disso, os maiores repasses foram verificados entre seis e nove meses, em todas as regiões em estudo.

Com o objetivo de verificar quais foram os grupos mais sensíveis aos choques cambiais nesse período em cada uma das regiões, recorreu-se às estimações dos modelos de repasse cambial para cada grupo que compõe o IPCA das regiões de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. A matriz de correlação dos grupos do IPCA nacional apresentada na Tabela A.1 (anexa) ilustra as diferenças de comportamento entre os grupos de preços, o que faz crer que há diferentes mecanismos de repasse cambial para

**Tabela 1** – Coeficiente de *pass-through* (%) para o IPCA geral – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	0,77	0,84	2,13	0,44	1,57	-0,54	1,45
6	0,71	1,58	3,01	1,08	3,67	1,42	1,63
9	0,64	1,70	2,84	1,14	3,77	1,62	1,42
12	0,62	1,71	2,69	1,14	3,22	1,46	1,34

Fonte: Resultados da pesquisa.

cada uma dessas cestas de bens. Em nenhum dos grupos analisados foi identificada forte correlação entre os valores de um grupo e dos demais. Entre as regiões de estudo, pôde ser identificado o mesmo comportamento divergente entre os grupos.

Cada grupo recebe ponderação referente à participação relativa dos grupos na cesta considerada em cada índice regional. A ponderação do índice nacional<sup>6</sup> pode ser visualizada na Figura 2.

O grupo de alimentação e bebidas, composto principalmente por itens comercializáveis na alimentação tanto no domicílio quanto fora dele, recebeu o maior peso na cesta do IPCA nacional, em média 22,32%, no período analisado. Espera-se que aqueles grupos com maior participação de itens comercializáveis e/ou importados, cujos bens de alguma maneira estejam atrelados ao dólar, sofram maior impacto das oscilações do câmbio.

A seguir são apresentados os resultados dos grupos nos quais foram observados os maiores repasses cambiais para os preços<sup>7</sup>. A Tabela 2 ilustra o valor do grau de *pass-through* para o grupo de alimentação e bebidas.

Quanto ao grupo de alimentação e bebidas, a grande participação de itens comercializáveis somada ao fato de os preços de diversos alimentos serem cotados internacionalmente fez esse grupo

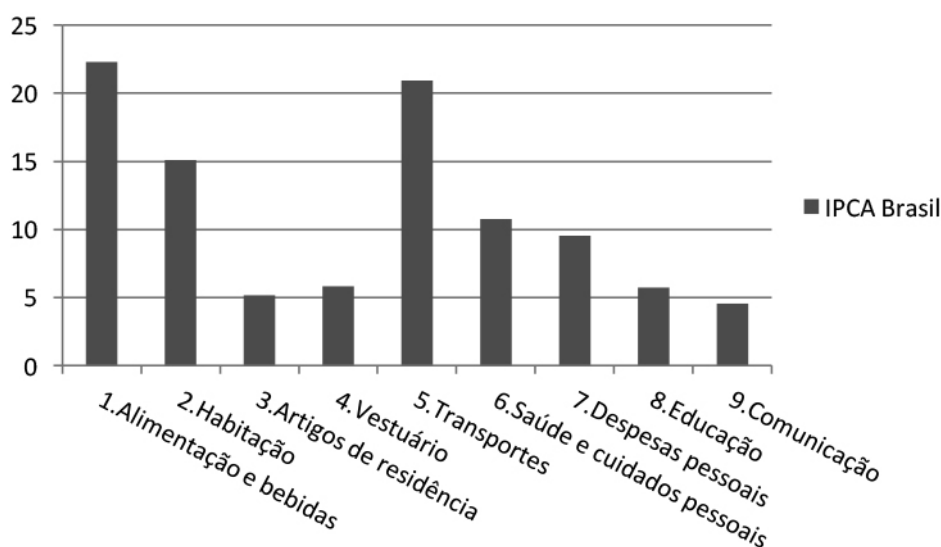
ser mais sensível às variações no câmbio. As regiões que se mostraram mais sensíveis a tais mudanças foram Belo Horizonte (12,78%) e Salvador (6,25%). O menor repasse ocorreu para a região de São Paulo, e os maiores efeitos aconteceram nos seis primeiros meses. Em relação às regiões de Porto Alegre e Rio de Janeiro, os maiores repasses também ocorreram no primeiro semestre, sendo registrados efeitos negativos nos meses seguintes, o que leva a crer que os impactos se dissiparam rapidamente nessas regiões em relação às demais. Para o Brasil em geral, os repasses para esse grupo foram superiores em relação ao índice geral do IPCA mostrado anteriormente, refletindo, assim, a maior sensibilidade desse grupo diante das variações cambiais.

O grupo de transportes, que tem bens com alta correlação com o câmbio, nos casos de gasolina, óleo diesel e álcool, apresentou repasse significativo em três regiões analisadas, além do índice nacional, como pode ser visto na Tabela A.2 (anexa). Como os preços do óleo diesel e do álcool estão associados à cotação internacional do petróleo, ambientes de incerteza nesse mercado tendem a gerar pressões cambiais, que são repassadas aos preços desses itens. Mesmo com a política de preços da Petrobrás, que define o preço da gasolina no mercado nacional, cerca de 20% desse produto é composto por álcool, fato que pressiona ainda mais o grau de repasse para esse grupo. As regiões de Salvador, Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram repasses positivos, sendo os maiores efeitos concentrados no primeiro semestre.

<sup>6</sup> Os pesos de cada grupo variam mensalmente, e os valores apresentados se referem à média ao longo do período analisado.

<sup>7</sup> As tabelas contendo os coeficientes estimados dos demais grupos se encontram nos Anexos.





**Figura 2** – Ponderação média dos grupos do IPCA do Brasil (%) – agosto/1999 a novembro/2010

Fonte: IBGE.

**Tabela 2** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de alimentação e bebidas – Brasil e regiões

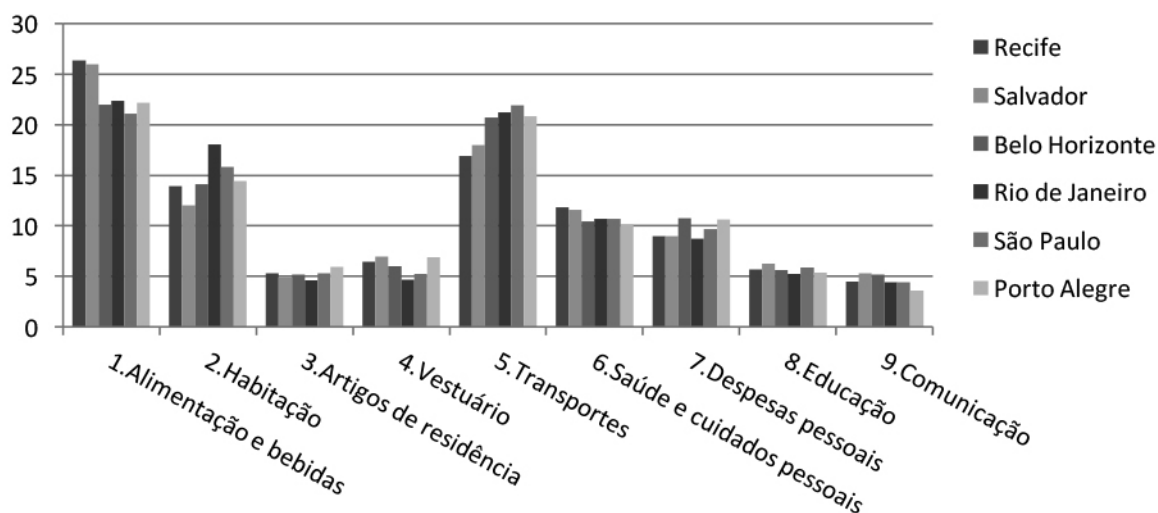
Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	1,85	7,22	2,76	1,74	2,43	3,81	0,68
6	2,65	11,20	2,60	5,40	3,20	5,79	0,33
9	2,84	12,43	-0,56	5,73	0,29	6,20	0,09
12	2,89	12,78	-3,04	5,56	-0,83	6,25	0,03

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dois aspectos devem ser considerados a respeito dos grupos analisados anteriormente, para melhor compreender a dinâmica do repasse entre as regiões. Primeiro, o peso do grupo de alimentação e bebidas é, em média, maior na cesta das famílias das regiões mais pobres, uma vez que compromete parcela significativa da renda para a compra desses produtos. Segundo, o grupo de transportes tem peso maior nas regiões mais ricas, uma vez que nessas regiões há maior prioridade por itens de valor unitário mais elevado. A Figura 3 ilustra a distribuição dos pesos nas regiões estudadas.

Como se pode observar, os grupos com maiores pesos nos índices regionais foram de alimentação e bebidas e o de transportes, seguindo o comportamento do índice nacional. Para o primeiro, os

maiores pesos foram atribuídos às cidades de Recife e Salvador, ambas localizadas na Região Nordeste do país. Já para o segundo grupo, os maiores pesos se concentraram nas áreas metropolitanas do Sudeste, principalmente São Paulo e Rio de Janeiro, região economicamente mais desenvolvida e diversificada do país. Esses fatores, juntamente com os graus do repasse cambial encontrados, comprovaram que em cenário de forte instabilidade cambial pode haver aumento no repasse para o índice de preços nacional, pois os repasses encontrados para esses dois grupos, que juntos corresponderam a cerca de 44% da cesta nacional, foram de magnitudes elevadas, principalmente em Belo Horizonte e Salvador, para o grupo de alimentação e bebidas, e São Paulo e Rio de Janeiro, em relação ao grupo de transportes.



**Figura 3** – Ponderação média dos grupos do IPCA das regiões (%) – agosto/1999 a novembro/2010

Fonte: IBGE.

O grupo de artigos de residência foi significativo em todas as regiões (Tabela 3). Isso pode ser explicado pelos produtos eletroeletrônicos que compõem grande parte dos bens desse grupo, que por serem em sua maioria importados ou de fabricação dependente de itens importados sofrem mais com as oscilações da moeda.

Observou-se que as regiões de Belo Horizonte, Salvador, Recife e Rio de Janeiro obtiveram os maiores repasses acumulados em 12 meses, 11,24%, 9,82%, 7,79% e 7,61%, respectivamente, sendo tais repasses superiores aos encontrados na média brasileira (1,663%). O menor grau de *pass-through* para esse grupo aconteceu em São Paulo (0,67%).

O grupo de saúde e cuidados pessoais, composto em sua maioria por itens cujos preços são administrados pelo governo federal, não se mostrou completamente insensível à taxa de câmbio, como pode ser visto na Tabela A.3 (Anexo). Esse grupo apresentou coeficiente de *pass-through* positivo em todas as regiões analisadas, porém com baixo valor. Tal fato pode ser explicado pela presença de produtos importados que compõem o subgrupo de cuidados pessoais, fazendo com que o grupo todo sofra repasse cambial.

Outro resultado contrário ao esperado foi observado no grupo de vestuário, composto em sua

maioria por itens, em tese, comercializáveis. Como pode ser visto na Tabela A.4 (anexa), o grau de repasse cambial foi positivo apenas para as regiões de Recife e Rio de Janeiro; as demais regiões e o Brasil como um todo se mostraram insensíveis às variações do câmbio. Tal resultado pode ter sido devido às peculiaridades regionais de custos, em que devem ser consideradas a escala de produção e as preferências locais, como ressaltado pelo BACEN (2008).

Para os grupos de educação e de comunicação, que têm menores pesos na composição dos índices, os graus de *pass-through* não se mostraram significativos na maioria das regiões, como pode ser visto nas Tabelas A.5 e A.6 (anexas), respectivamente. No primeiro grupo, a explicação está em sua composição, por volta de 86% de itens monitorados, o que torna esse grupo menos elástico a variações da taxa cambial.

Além dos insumos do grupo de habitação, Tabela A.7 (anexa), composto quase que exclusivamente por produtos não comercializáveis (90%), o grupo apresentou repasse negativo, mostrando-se não significativo para a maioria das regiões e para o Brasil, e as regiões onde o repasse foi positivo (Salvador, Porto Alegre e Belo Horizonte) apresentaram baixos coeficientes.

**Tabela 3** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de artigos de residência – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	0,731	0,780	2,757	7,063	4,421	2,770	0,972
6	1,453	5,592	4,834	7,730	4,943	5,864	0,739
9	1,606	10,27	5,073	7,788	6,231	8,202	0,68
12	1,638	11,24	4,404	7,793	7,610	9,824	0,671

Fonte: Resultados da pesquisa.

## 9. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho centrou suas análises em duas flexibilizações para medir o grau de repasse cambial para os preços. A primeira delas foi analisar os repasses em níveis regionais, a fim de avaliar quais regiões foram mais sensíveis às desvalorizações da moeda. A segunda, permitir a desagregação do índice geral de preços dessas regiões em seus grupos que o compõem.

Para o índice de preços geral, o *pass-through* estimado foi significativo em todas as regiões, sendo seu valor intermediário. A magnitude dos coeficientes estimados indicou comportamento heterogêneo entre as regiões. Rio de Janeiro no Sudeste e Recife no Nordeste do país situaram-se nos dois extremos, tendo a primeira cidade obtido o maior repasse para os preços. Esse comportamento regionalmente heterogêneo implica diferentes padrões de bem-estar para a sociedade. Isso se deve ao fato de um menor grau de *pass-through* tornar os preços menos voláteis a variações cambiais, fato esse que minimiza a perda de bem-estar para os indivíduos ao permitir às autoridades monetárias maior capacidade de combate à inflação, estabilizando os preços e aumentando o valor esperado de consumo dos agentes.

Sob a ótica de maior desagregação do IPCA regional em cada um de seus nove grupos que o compõem, observou-se que os maiores repasses se

concentraram naqueles grupos cuja influência do câmbio se mostrou mais forte – caso dos artigos de residência e de alimentação e bebidas, sendo os coeficientes para o primeiro deles os mais expressivos entre todos aqueles analisados.

Grupos como o de transportes e o de alimentação e bebidas, que detêm os maiores pesos na ponderação do IPCA, apresentaram coeficiente de *pass-through* significativo nas regiões e valores elevados em Recife e Salvador para o primeiro grupo e em Salvador e Rio de Janeiro para o segundo. Quanto ao grupo de artigos de residência, os maiores repasses foram decorrentes da maior influência da taxa de câmbio sobre ele, sendo o Sudeste – com exceção de São Paulo – e o Nordeste as regiões mais afetadas por esses repasses. O grupo de saúde e cuidados pessoais, composto principalmente por itens cujos preços são monitorados pelo governo, teve seu repasse significativo em todas as regiões, porém seu valor foi menor quando comparado com o dos demais. Esse fato pode ser explicado pela participação de produtos importados que compõem o subgrupo cuidados pessoais.

Em suma, os mecanismos de transmissão para os preços das variações cambiais apresentaram comportamento específico em cada região, o que revelou assimetria entre elas, dado os valores divergentes entre as regiões para a maioria dos grupos em que o *pass-through* foi significativo.

## REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim Regional do Banco Central do Brasil*, v. 2, n. 1, p. 1-77, 2008.
- BELAISCH, A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. IMF, Working Papers, n. 141, 2003.
- BETTS, C.; DEVEREUX, M.B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, p. 215-244, 2000.
- BOGDANSKY, J.; TOMBINI, A.; WERLANG, S. Implementing inflations targeting in Brazil. *Working Paper Series – Banco Central do Brasil*, n. 1, 2000.
- BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 37, n. 2, p. 149- 163, 1975.
- CARNEIRO, D. D; MONTEIRO, A. M. D; WU, T. Y. H. Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA. *Revista de Economia e Administração*, v. 3, n. 1, p. 01-14, 2004.
- CORREA, A. S.; MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, p. 231-243, 2010.
- FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation targeting in emerging market economies. *Working Paper Series – Banco Central do Brasil*, n. 76, 2003.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, v. 9, n. 4, p. 315-338, 2004.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia – PUC-Rio, 2000, 44p. (Texto para discussão, n. 423).
- HO, C.; MCCAULEY, R. N. Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies. *Bank For International Settlements Working Papers*, n. 130, 2003.
- HOLANDA, M. C. Distribuição regional de inflação e o regime de metas de inflação no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. especial, p. 458-466, 2001.
- MACIEL, L. F. P. *Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro*. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.
- MENON, J. Exchange rate pass-through. *Journal of Economic Surveys*, v. 9, n. 2, p. 197-231, 1996.
- NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. Inflation targeting and exchange rate pass-through. *Economia Aplicada*, v. 11, p. 189-208, 2007.
- TAYLOR, J. Low Inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, v. 44, n. 7, p. 1389-1408, 2000.

## 10. ANEXOS

Tabela A.1 – Matriz de correlação dos grupos do IPCA do Brasil

	grupo 1	grupo 2	grupo 3	grupo 4	grupo 5	grupo 6	grupo 7	grupo 8	grupo 9
grupo 1	1								
grupo 2	0,1835	1							
grupo 3	0,5198	0,2724	1						
grupo 4	0,1369	0,2268	0,1615	1					
grupo 5	0,389	0,2169	0,4266	0,0437	1				
grupo 6	0,3137	0,281	0,3078	0,1412	0,154	1			
grupo 7	0,17	0,0773	0,1591	0,1566	0,0607	0,1514	1		
grupo 8	-0,0233	-0,0965	0,0908	-0,4803	0,0518	0,0587	-0,0877	1	
grupo 9	-0,0302	0,2896	0,0397	0,0299	0,1513	-0,0195	-0,0062	0,0246	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.2 – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de transportes – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	3,2771	-2,0087	1,875211	-2,032	3,1796	-1,2953	3,664
6	1,0473	-2,0823	0,416382	-1,954	3,8003	3,848195	3,338
9	0,4626	-2,3474	-3,27125	-1,986	3,3621	2,504999	2,145
12	0,4136	-2,3857	-7,04859	-1,997	2,5481	1,622306	2,008

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.3 – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de saúde e cuidados pessoais – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	0,0743	0,1894	1,558788	1,0995	2,9027	1,302093	-1,104
6	0,3607	0,2139	1,576629	1,209	4,4274	1,598178	1,003
9	0,3864	0,2113	1,511355	1,216	7,1846	1,64417	1,469
12	0,3884	0,2112	1,481168	1,2166	9,759	1,648768	1,454

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.4 – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de vestuário – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	-0,0178	-1,3249	-2,48997	1,8319	2,4177	0,031365	-0,446
6	-0,0258	-0,5904	-2,684	2,0291	2,875	-0,29427	-0,246
9	-0,0259	-0,5748	-3,14764	2,0524	2,9702	-0,27912	0,064
12	-0,0259	-0,5737	-3,44156	2,0557	2,9849	-0,2666	0,151

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.5** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de educação – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	0,3161	2,0256	-0,23509	0,6568	0,3841	-0,7412	0,128
6	0,2575	3,2195	0,060755	0,5314	0,6646	-0,48197	0,111
9	0,257	3,2637	0,306161	0,513	0,8525	-0,35498	0,11
12	0,2569	3,2617	0,408408	0,51	0,8878	-0,32351	0,109

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.6** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de comunicação – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	2,0345	0,2132	-0,93929	-1,587	-0,871	0,553642	1,81
6	0,2729	-1,3329	-3,35264	-2,266	-2,243	-1,35719	0,142
9	-0,1685	-1,7754	-4,04365	-2,329	-1,618	0,29281	-0,487
12	-0,2682	-1,846	-4,09641	-2,34	-1,083	0,986271	-0,653

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.7** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de habitação – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	-1,6158	0,0667	0,62264	-6,106	-1,563	0,017759	0,089
6	-1,0469	1,1139	1,385824	-5,688	-1,532	0,778599	-4E-04
9	-0,988	1,1966	0,997034	-5,708	-1,696	0,92291	-0,174
12	-0,9841	1,2251	0,466432	-5,718	-1,858	0,93989	-0,183

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela A.8** – Resultados do coeficiente de *pass-through* para o grupo de despesas pessoais – Brasil e regiões

Mês	Regiões						
	Brasil	Belo Horizonte	Porto Alegre	Recife	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo
3	0,5816	-0,5078	0,88675	2,8487	-1,243	3,183615	1,152
6	0,5591	-0,0814	1,263326	2,9326	1,16	1,231061	0,961
9	0,5394	-0,0405	1,510468	2,8964	3,1985	1,382347	0,671
12	0,5374	-0,0379	1,62576	2,8869	4,7605	1,719711	0,62

Fonte: Resultados da pesquisa.