

# **Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA<sup>1</sup>**

## **Dionísio Dias Carneiro**

Diretor do Instituto de Estudos de Política Econômica, NUPe/CdG

Av. Aaulfo de Paiva, 1235 sala 103 Leblon

Cep: 22440-031 – Rio de Janeiro – RJ - Brasil

e-mail: dionisio@nupecdg.com

## **André M.D. Monteiro**

Doutor em Engenharia Elétrica na área de concentração de Método de Apoio à Decisão pela PUC-Rio

Rua Dias Ferreira, 190, 7º andar Leblon

Cep: 22431-050 – Rio de Janeiro – RJ - Brasil

e-mail: amonteiro@gaveainvest.com.br

## **Thomas Yen Hon Wu**

Doutorando do Departamento de Economia da Princeton University

Membro Associado do Instituto de Estudos de Política Econômica, NUPe/CdG

Department of Economics B09 Fisher Hall

Princeton, NJ 08544 USA

e-mail: tywu@princeton.edu

## **Resumo**

Este artigo explora duas alterações nos modelos tradicionais do coeficiente de repasse do câmbio para a inflação. A primeira é uma especificação não-linear, sendo função de variáveis que refletem o efeito de condições da economia. A segunda alteração prevê que o repasse não seja mensurado apenas pelo coeficiente estimado para o índice de inflação agregado, mas também usando grupos de preços dentro dos quais o mecanismo de repasse cambial pode ser mais homogêneo. As evidências empíricas obtidas no período entre o terceiro trimestre de 1994 e o último trimestre de 2001 sugerem a existência de diferentes mecanismos não-lineares de repasse entre os diferentes grupos de preços.

**Palavras-chave:** Metas de inflação, Curva de Philips, Coeficiente de repasse, Mínimos quadrados não-lineares.

## **Abstract**

This paper explores two changes in traditional models that measure the exchange rate pass-through in Brazil. The first change is a non-linear specification to the pass-through coefficient, making it dependent on other variables that reflect economic conditions. The second change consists in considering different components of the consumer price index, in search for transmission mechanisms of the exchange rate pass-through to prices. The empirical evidence obtained in the period between the third quarter of 1994 and the last quarter of 2001 suggests the existence of different non-linear pass-through mechanisms among different price groups.

**Keywords:** Inflation targets, Philips curve, Pass-through coefficient, Non-linear least squares.

---

1. Os autores agradecem a assistência de Ricardo de Almeida Muller, Renata T. Assis e Yann Grandjean na preparação deste trabalho. Os erros e omissões são unicamente de responsabilidade dos autores.

## 1. Introdução

Depois de três anos de vigência do regime de metas de inflação, a experiência brasileira ratificou o que a pesquisa aplicada apontava: a importância de se investigar os mecanismos de repasse da variação cambial aos preços. Trata-se de uma investigação que alimenta não só os modelos econométricos, mas todo o processo decisório do Banco Central do Brasil (BCB). A fim de conduzir adequadamente a política monetária para cumprir a meta de inflação estabelecida, ou para adotar medidas que limitem a “volatilidade excessiva” no mercado cambial, é fundamental quantificar o impacto dos movimentos correntes da taxa de câmbio nas taxas futuras do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), o índice de referência para o BCB.

A modelagem utilizada neste artigo toma como base a Curva de Phillips do tipo *backward looking* descrita em Bogdansky, Tombini e Werlang (2000), utilizada pelo BCB, na qual a taxa de inflação é explicada de forma linear por inflações passadas (a fim de capturar a inércia), pela desvalorização cambial corrente e por uma medida de nível de atividade. Trabalhos empíricos que analisam a questão do repasse, como McCarthy (1999), concentram-se em especificações lineares para o coeficiente. Poucos artigos, como Goldfajn e Werlang (2000) permitem uma especificação não-linear para o coeficiente de repasse. Todavia, a especificação não-linear utilizada por eles pode ser reescrita sem restrições em um formato linear, utilizando-se termos cruzados entre as variáveis explicativas. Além do mais, os artigos citados concentram-se no IPCA “cheio” para medir o grau de repasse. Este artigo investigará duas possíveis flexibilizações do modelo utilizado pelo BCB, inovando com relação aos artigos citados.

A primeira flexibilização é buscar especificações não-lineares para o coeficiente de repasse cambial, de forma que ele seja função de variáveis macroeconômicas que influenciem o grau de repasse. Assim, o *pass-through* será função do câmbio real e do nível de atividade econômica. Quanto mais baixo o nível de atividade, menos aquecida está a demanda interna, e menor é o espaço para o reajuste de preços. Com relação à taxa de câmbio real, quanto mais alto for o seu nível, mais alto será o preço relativo dos produtos importados em comparação com seus concorrentes próximos nacionais, o que faz com que um reajuste adicional diminua ainda mais a competitividade desses produtos. Convém ressaltar que algumas especificações não-lineares utilizadas neste artigo não podem ser reescritas de forma linear sem a perda de graus de liberdade, tendo de ser estimadas por técnicas não-lineares. Os resultados econométricos obtidos revelam ganhos com o uso de especificações não-lineares para o coeficiente de repasse, sensível à taxa de desemprego e ao nível da taxa de câmbio real.

A segunda flexibilização investiga se o repasse cambial extraído do IPCA seria uma boa representação dos diferentes mecanismos de repasse dos diversos preços presentes na cesta deste índice. Como o IPCA envolve uma cesta de

produtos e serviços bastante ampla (são 512 preços agregados em 52 itens, que, por sua vez, agregam-se em 9 grupos), é natural suspeitar-se da existência de grupos de preços que se comportem de forma similar entre si, e de forma diferenciada dos demais no que diz respeito à sensibilidade à taxa de câmbio.

O artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção as especificações dos modelos e a metodologia de teste empregada serão apresentadas. Na terceira seção, apresentam-se os resultados obtidos através da estimação dos modelos propostos, assim como projeções dos coeficientes de repasse e estimativas da contribuição da desvalorização cambial para o IPCA. Na quarta seção, o IPCA é decomposto em diferentes grupos de preços disjuntos e são estimados os *pass-throughs* lineares e não-lineares. A quinta seção apresenta as conclusões do trabalho.

## 2. Modelos

Inicialmente, é apresentada a metodologia adotada neste artigo, uma vez que ela é comum a todas as seções. Em primeiro lugar, para o IPCA, e para cada um de seus grupos considerados, será estimada uma Curva de Phillips do tipo *backward looking* com coeficiente de repasse constante. Esta especificação, utilizada pelo BCB, é descrita pelo Modelo Linear. Em seguida, estima-se uma especificação da Curva de Phillips do tipo *backward looking* com um coeficiente de repasse não-linear, em função da taxa de câmbio real e da taxa de desemprego dessazonalizada. Esta especificação é descrita pelo Modelo Não-Linear. Ambos são expostos a seguir.

Modelo Linear:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 u_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelo Não-Linear:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 u_{t-1} + \beta(u_{t-1}^s, r_t) \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde:

$\pi_t$  é a taxa de inflação em t;

$u_t$  é a taxa de desemprego em t (o sobrescrito “s” indica ajuste sazonal);

$\Delta e_t$  é a desvalorização nominal em t;

$r_t$  é a taxa de câmbio real em t.

Note-se que  $\beta$  é um vetor de coeficientes que definem a funcionalidade do repasse segundo a taxa de desemprego e o nível de câmbio real. Algumas especificações para esta relação de dependência serão descritas e testadas na próxima seção.

A técnica utilizada para estimar os modelos não-lineares é conhecida como Mínimos Quadrados Não Lineares. Da mesma forma que o método tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários, o estimador do vetor de parâmetros escolhidos minimiza a soma dos quadrados dos resíduos do modelo. A diferença está no fato de que o modelo linear possui uma solução com formato bem definido, enquanto que o modelo não-linear, na ausência de uma forma fechada para a solução, recorre a métodos numéricos de otimização<sup>2</sup>.

Diversas especificações não-lineares para o coeficiente de repasse  $\beta$  serão testadas para o IPCA (fechado) na seção 3. Após uma delas ser selecionada como a mais adequada, apenas esta será utilizada nos modelos de repasse para os grupos de preços que decompõem o IPCA na seção 4.

Os resultados apresentados nas seções seguintes referem-se apenas aos coeficientes do repasse cambial. Assim, para o modelo linear serão apresentados apenas os coeficientes  $\alpha_4$ . Para o modelo não-linear, serão apresentados os coeficientes do vetor  $\beta$ . Com relação à estimação do coeficiente que mede o efeito do câmbio real no modelo não-linear, duas séries distintas serão testadas, ambas deflacionadas pelo próprio IPCA como medida de inflação doméstica. A diferença entre elas está no deflator para a economia americana: uma utiliza o *Producer Price Index* (PPI), a outra o *Consumer Price Index* (CPI). Será permitido ainda que a taxa de câmbio real entre na regressão de forma contemporânea ou defasada. O critério de seleção de modelos utilizado foi o critério de informação de Schwarz (também conhecido como Bayesiano ou BIC).

A amostra tem frequência trimestral: vai do terceiro trimestre de 1994 até o quarto trimestre de 2001. Note-se que a estimação enfrenta um problema de amostra pequena, sendo que a parte inicial traz ainda consigo o *carry-over* da moeda anterior ao real.

Por fim, para a estimação do modelo linear, todas as variáveis foram incluídas na regressão, independentemente de seus coeficientes estimados terem sido significativos ou não. Porém, para a estimação do modelo não-linear selecionam-se as variáveis novamente de acordo com o critério de informação Bayesiano. A razão para essa distinção está na especificação multiplicativa escolhida para descrever o repasse não-linear. Manter um coeficiente não-significativo numa regressão dificulta a interpretação de um outro coeficiente significativo que esteja sendo multiplicado por ele.

### 3. IPCA

Além do modelo linear definido em (1), quatro diferentes especificações serão testadas para o coeficiente de repasse em (2) como função do câmbio real corrente e do desemprego defasado.

---

2. Para uma descrição um pouco mais detalhada do estimador de Mínimos Quadrados Não Lineares, ver Apêndice a este artigo.

Modelo 2.1:  $\beta_1(1 + \beta_2r_t)$

Modelo 2.2:  $\beta_1(1 + \beta_2u^{s_{t-1}})$

Modelo 2.3:  $\beta_1(1 + \beta_2r_t + \beta_3u^{s_{t-1}})$

Modelo 2.4:  $\beta_1(1 + \beta_2r_t)(1 + \beta_3u^{s_{t-1}})$

Para os modelos não-lineares, os coeficientes  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  medem o efeito-base, o efeito-desemprego e o efeito-câmbio real. Nos modelos 2.1 e 2.2, o grau de repasse varia, respectivamente, em função apenas do nível da taxa de câmbio real ou do nível de desemprego. Note-se que, nesses dois modelos, caso o coeficiente  $\beta_2$  não seja significativo, não há vantagem desses modelos em relação ao modelo linear. Nos modelos 2.3 e 2.4, o grau de repasse é simultaneamente descrito como função da taxa de câmbio real e da taxa de desemprego. Caso  $\beta_2$  não seja significativo, os modelos se reduzem ao modelo 2.2. De forma análoga, se  $\beta_3$  não for significativo, os modelos se reduzem à especificação 2.1. Se tanto  $\beta_2$  quanto  $\beta_3$  não forem significativos, não há vantagens em modelos não-lineares sobre o modelo linear tradicional.

A Tabela 1 apresenta os resultados relativos ao coeficiente de repasse para cada um dos cinco modelos propostos. Inicialmente, observa-se que no modelo linear, o coeficiente de repasse é significativo a bem menos de 1%. Note que os modelos 2.1, 2.2 e 2.3 possuem um  $R^2$  ajustado superior ao do modelo linear.<sup>3</sup>

Com relação aos coeficientes dos modelos não-lineares, observa-se que todos os  $\beta_2$  e  $\beta_3$  estimados possuem o sinal negativo esperado (quanto maior o desemprego, ou menor a taxa de câmbio real, menor o grau de repasse), sendo

**Tabela 1.- Resultado dos modelos do IPCA**

	Modelo 1		Modelo 2.1		Modelo 2.2		Modelo 2.3		Modelo 2.4	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
$\alpha_4$	0,06	0,0%	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_1$	-	-	0,12	44,1%	0,31	26,7%	0,80	20,6%	3,06	1,7%
$\beta_2$	-	-	-0,22	51,9%	-0,09	0,0%	-0,17	2,1%	-0,11	0,0%
$\beta_3$	-	-	-	-	-	-	-0,07	0,0%	-0,38	0,0%
Deflator	-		CPI <sub>t-1</sub>		CPI <sub>t-1</sub>		CPI <sub>t-1</sub>		CPI <sub>t-1</sub>	
$R^2$	60,7%		60,0%		61,1%		62,8%		58,1%	
$R^2$ ajust.	53,6%		54,7%		56,1%		56,1%		52,9%	
DPR	1,14%		1,12%		1,11%		1,11%		1,17%	
SQR	0,29%		0,29%		0,28%		0,27%		0,33%	

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

3. Isso quer dizer que nestes três modelos o ganho no ajuste aos dados mais do que compensa a inclusão de novas variáveis explicativas. Este ponto é de extrema importância em um modelo com apenas 28 observações.

significativos a menos de 2,5%, com exceção para o modelo 2.1. Porém, a não-significância do coeficiente  $\beta_1$  nos modelos 2.1, 2.2 e 2.3 e a forma multiplicativa escolhida fazem com que estes modelos sejam descartados (se o coeficiente  $\beta_1$  não é significativo, um coeficiente multiplicado por ele também não deve ser considerado).

O modelo 2.4 é, então, o único modelo não-linear em que todos os coeficientes ( $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$ ) são significativos. Seu desempenho dentro da amostra é um pouco inferior ao do modelo linear. Esta especificação, contudo, será mantida por duas razões que serão exploradas a frente: ela é capaz de explicar de forma mais consistente os movimentos do repasse cambial no passado recente; e seus desempenhos sobre os subgrupos de preços do IPCA são superiores aos do linear.<sup>4</sup>

Combinando os coeficientes da Tabela 1 com os dados utilizados nas regressões, constrói-se a série trimestral do coeficiente de repasse para cada modelo. Apesar de apenas o modelo linear e o modelo 2.4 apresentarem coeficientes significativos, a Tabela 2 apresenta a média dos coeficientes trimestrais em cada ano para todos os modelos, pois ela ilustra os problemas envolvidos com essas especificações. O modelo 2.1, que leva em conta apenas o efeito do nível da taxa de câmbio real sobre o coeficiente de repasse, subestima o coeficiente de repasse em 2001. O modelo 2.2, que leva em conta apenas o efeito da taxa de desemprego, superestima o coeficiente de repasse médio em 2001. Com relação ao ano de 2001, apenas os modelos 2.3 e 2.4 foram capazes de equilibrar os efeitos conjuntos da taxa de desemprego mais baixa e do nível de taxa de câmbio real mais elevada (justamente por considerar as duas variáveis simultaneamente na regressão).

Multiplicando-se o coeficiente trimestral pela desvalorização nominal trimestre a trimestre, calcula-se a contribuição efetiva dos movimentos cambiais sobre o IPCA. Composto-se esses efeitos trimestrais para cada ano, constrói-se a Tabela 3.

A comparação entre os dois melhores modelos (modelo linear versus modelo não-linear 2.4) revela que quando a não-linearidade do coeficiente de repasse

**Tabela 2.- Coeficientes de pass-through**

Ano	Modelo 1	Modelo 2.1	Modelo 2.2	Modelo 2.3	Modelo 2.4
1999	6,3%	7,3%	6,8%	7,2%	5,6%
2000	6,3%	6,9%	7,1%	8,4%	6,0%
2001	6,3%	6,0%	11,0%	9,7%	7,7%

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

4. Existe uma intuição importante nesse resultado. Voltando à questão de graus de liberdade introduzida na nota de rodapé anterior, note-se que o modelo 2.4 é o único que efetivamente impõe restrições de não-linearidade, isto é, ele “economiza” um grau de liberdade em comparação com o seu formato linear mais próximo.

**Tabela 3.- Contribuição do câmbio para o IPCA**

Ano	Modelo 1	Modelo 2.4
1999	3,6%	3,4%
2000	0,1%	0,7%
2001	1,9%	3,2%

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

é ignorada, a contribuição da desvalorização em 1999 é superestimada (3,6% contra 3,4%), e essa contribuição em 2001 é subestimada (1,9% contra 3,2%).

Na seção seguinte, as decomposições do IPCA são investigadas empregando-se os modelos linear e não-linear apenas em sua especificação 2.4.

#### 4. Decomposição do IPCA

Diversos podem ser os critérios de decomposição do IPCA em grupos de preços disjuntos. Sob o ponto de vista do mecanismo de repasse cambial, a melhor informação indubitavelmente é aquela de natureza microeconômica: representatividade de importados na estrutura de custos da empresa; nível de abertura comercial e competição setorial; grau de substituição dos produtos e serviços; etc. A partir destas informações e de sua modelagem seria possível agrupar os preços segundo os mecanismos de repasse. Como o levantamento é custoso, faz-se, em geral, uma composição entre informações microeconômicas conhecidas *a priori* e relações estatísticas extraídas da evolução dos preços. Um grau de subjetivismo, contudo, é inevitável. Decidiu-se utilizar neste artigo uma decomposição bastante usual e largamente empregada pelo BCB: preços administrados por contrato e monitorados (29,9% do IPCA), e preços “livres” (70,1%)<sup>5</sup>. O primeiro grupo, que, por economia, será chamado apenas de preços administrados, é composto por preços que são direta ou indiretamente controlados pelo governo.

A Tabela 4 traz o resumo dos modelos lineares estimados. O *pass-through* para o grupo de preços administrados, quando medido por um coeficiente linear, não é significativo. Apesar da variação cambial ser importante na composição dos preços de algumas tarifas, a estimação não produziu um coeficiente significativo de repasse para os preços administrados, segundo a especificação proposta neste modelo. Por outro lado, o coeficiente dos preços livres é significativo, embora não seja possível afirmar que é inferior àquele do IPCA utilizando um erro-padrão. Acreditando-se no modelo linear proposto, este ponto é importante, pois sugere que apenas os preços livres (grupo de preços mais afetados por condições de demanda, e, portanto, mais sensíveis aos instrumentos de política monetária) são sensíveis à variação cambial contemporânea.

5. Pesos do IPCA referentes ao mês de março de 2002.

**Tabela 4.- Modelos lineares para grupos do IPCA**

	IPCA		Preços Administrados		Preços Livres	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
$\alpha_4$	0,06	0,0%	0,02	53,5%	0,05	0,0%
R <sup>2</sup>	61,4%		21,7%		67,2%	
R <sup>2</sup> ajust.	54,4%		7,5%		61,2%	
DPR	1,13%		2,81%		1,01%	
SQR	0,28%		1,74%		0,23%	

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

Avançando em um segundo nível de decomposição, dividem-se os componentes dos preços livres em três subgrupos: “produtos industrializados” (38,3%), “serviços” (24,5%) e “alimentos exceto alimentos industrializados” (7,4%).<sup>6</sup> A matriz de correlação na Tabela 5 deixa nítidas as diferenças de comportamentos destes três grupos de preços, o que faz supor diferentes mecanismos de repasse cambial.

A especificação linear resumida na Tabela 6 permite uma conclusão relevante. A comparação entre as magnitudes e significâncias estatísticas dos quatro coeficientes exibidos sugere que o repasse cambial sobre os preços livres concentra-se nos “produtos industrializados”. O alto R<sup>2</sup> do grupo “serviços” deve-se à persistência temporal da série.

As duas decomposições do IPCA em grupos e subgrupos disjuntos oferecem mais duas diferentes alternativas para o cálculo da contribuição da variação cambial ao IPCA. Cada um dos grupos ou subgrupos tem sua própria contribuição do câmbio calculada através do coeficiente de sua respectiva Curva de Phillips estimada segundo a especificação linear. Naturalmente, se o coeficiente de repasse (Tabelas 4 e 6) não for estatisticamente diferente de zero, sua contribuição será

**Tabela 5.- Matriz de Correlação**

	Produtos Industrializados		Serviços
Alimentação (-indust.)	1,00	0,24	0,05
Produtos Industrializados	0,24	1,00	0,61
Serviços	0,05	0,61	1,00

Fontes de dados: IBGE.

6. Pesos de março de 2002. Note-se que a categoria “alimentos industrializados” faz parte do grupo de “produtos industrializados”.



nula. Estes valores são em seguida ponderados pelo respectivo peso do grupo/subgrupo no índice. A Tabela 7 exibe estes valores para os modelos lineares. A primeira coluna repete os valores da primeira coluna da Tabela 3.

Note-se que as contribuições são significativamente diferentes. A contribuição computada através do IPCA (fechado) foi superior àquelas dos dois níveis de decomposição da cesta do índice nos três anos. Este resultado era esperado, pois a magnitude dos coeficientes significativos não compensa os coeficientes não-significativos nas médias ponderadas.

Os resultados da especificação não-linear para o primeiro nível de decomposição do IPCA estão resumidos na Tabela 8. Observa-se que variações na taxa de câmbio do trimestre afetam tanto os preços livres quanto os preços administrados. O primeiro grupo possui, inclusive, efeito-base (coeficiente  $\beta_1$ ) estatisticamente inferior ao do segundo. O efeito-câmbio real e o efeito-desemprego entre os grupos são bastante semelhantes aos anteriores. Note-se ainda que a série de câmbio real mais apropriada para se medir o efeito-câmbio para os preços administrados é a deflacionada pelo PPI; enquanto que, para os preços livres é a deflacionada pelo CPI.

Mais uma vez, o modelo não-linear captura relações que o modelo linear não foi capaz de capturar, conforme o resumo na Tabela 9. Para os três grupos que compõem os preços livres, o modelo não-linear foi validado, ou seja, existe evidência estatística de que o mecanismo de repasse do câmbio para os preços nestes subgrupos é não-linear e é função do câmbio real e do nível de atividade.

**Tabela 6.- Modelos lineares para subgrupos dos preços livres do IPCA**

	Preços Livres		Produtos Industrializados		Serviços		Alimentação (-indust.)	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
$\alpha_4$	0,05	0,0%	0,07	2,0%	0,02	31,5%	0,06	45,8%
R <sup>2</sup>	67,2%		31,5%		90,2%		34,2%	
R <sup>2</sup> ajust.	61,2%		19,0%		88,4%		22,2%	
DPR	1,01%		1,33%		1,04%		3,87%	
SQR	0,23%		0,39%		0,24%		3,30%	

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

**Tabela 7.- Contribuições do câmbio para o IPCA**

Ano	IPCA	Decomposição	
		1ª	2ª
1999	3,6%	2,5%	1,5%
2000	0,1%	0,0%	0,0%
2001	1,9%	1,1%	0,8%

Fonte: IBGE.

**Tabela 8.- Modelos não-lineares para grupos do IPCA**

	IPCA		Preços Administrados		Preços Livres	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
$\beta_1$	3,06	1,7%	6,25	0,3%	2,69	0,4%
$\beta_2$	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%
$\beta_3$	-0,38	0,0%	-0,33	0,0%	-0,37	0,0%
Deflator	CPI <sub>t-1</sub>		PPI <sub>t</sub>		CPI <sub>t</sub>	
R <sup>2</sup>	58,1%		24,6%		66,9%	
R <sup>2</sup> ajust.	52,9%		15,2%		62,7%	
DPR	1,17%		2,71%		1,05%	
SQR	0,33%		1,77%		0,27%	

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

**Tabela 9.- Modelos não-lineares para subgrupos dos preços livres do IPCA**

	Preços Livres		Produtos Industrializados		Serviços		Alimentação (-indust.)	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
$\beta_1$	2,69	0,4%	2,30	2,7%	4,32	0,2%	1,00	
$\beta_2$	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%	-0,12	0,0%	-0,11	0,0%
$\beta_3$	-0,37	0,0%	-0,38	0,0%	-0,42	0,0%	-	-
Deflator	CPI <sub>t</sub>		CPI <sub>t</sub>		CPI <sub>t</sub>		-	
R <sup>2</sup>	66,9%		30,8%		93,8%		24,1%	
R <sup>2</sup> ajust.	62,7%		22,2%		92,7%		21,0%	
DPR	1,1%		1,3%		0,8%		3,9%	
SQR	0,3%		0,4%		0,2%		3,8%	

Fontes de dados: IBGE e Gazeta Mercantil.

Para o subgrupo “alimentação exceto industrializados”, contudo, o efeito-base foi igualado à unidade antes da estimação dos demais coeficientes para o subgrupo. Dada a incerteza de estimação, podemos dizer que o efeito-base do grupo “serviços” é superior aos dos demais subgrupos. Contudo, o efeito-câmbio real e o efeito-desemprego não são estatisticamente diferentes entre os preços livres e seus subgrupos.

A Tabela 10 apresenta as contribuições da variação cambial computadas para os dois níveis de decomposição do IPCA segundo os modelos não-lineares. As diferenças entre as três formas de cálculo da contribuição da variação cambial aos preços são próximas entre os anos, exceto em 2001. Neste ano, o segundo nível de decomposição do IPCA registrou uma contribuição superior àquela do IPCA em 0,8 ponto percentual. Note-se que esta diferença não é desprezível, uma vez que representa 25% da contribuição.

**Tabela 10.- Contribuições do câmbio para o IPCA**

Ano	IPCA	Decomposição	
		1 <sup>a</sup>	2 <sup>a</sup>
1999	3,4%	3,6%	3,4%
2000	0,7%	0,8%	0,9%
2001	3,2%	3,3%	4,0%

Fonte: IBGE.

## 5. Conclusão

Este artigo explora dois caminhos diferentes para a flexibilização da modelagem do repasse cambial: a não-linearidade do coeficiente de repasse em função de condições macroeconômicas e a decomposição do IPCA em grupos de preços de produtos e serviços mais homogêneos no que diz respeito ao mecanismo de repasse.

Os coeficientes de repasse não-lineares foram modelados e estimados como funções da taxa de desemprego e do nível da taxa de câmbio real. Os resultados econométricos revelaram ganhos em determinadas especificações, tanto em termos de aumento no ajuste da regressão aos dados, como na redução da soma dos quadrados dos resíduos (a parcela do repasse não explicada pelo modelo proposto). Utilizando o coeficiente de repasse não-linear do melhor modelo encontrado, a contribuição da desvalorização cambial para o IPCA pôde ser calculada para cada trimestre. O resultado revelou que, quando a não-linearidade do coeficiente de repasse era ignorada no modelo linear, superestimava-se a contribuição da desvalorização em 1999 (3,6% no modelo linear contra 3,4% no modelo não-linear) e subestimava-se em 2001 (1,9% contra 2,9%).<sup>7</sup>

A decomposição do IPCA em grupos de preços disjuntos também se revelou uma estratégia promissora. O modelo linear foi capaz de identificar diferentes mecanismos de repasse cambial: enquanto os preços livres tiveram *pass-through* significativo, este coeficiente para os preços administrados foi nulo. Um subgrupo de preços livres que se mostrou bastante relevante foi o composto pelos “produtos industrializados”. A especificação não-linear, por sua vez, foi capaz de identificar repasses significativos para os preços administrados e livres, e para os subgrupos deste último. A análise comparativa dos diversos coeficientes estimados, entretanto, ficou comprometida devido às largas incertezas de estimação, provavelmente ativadas pelo pequeno tamanho da amostra.

Obteve-se evidência estatística, no pequeno período amostral, da existência de diferentes mecanismos não-lineares de repasse da variação cambial entre os

7. O repasse em 2001 foi estimado pelo BCB em quase 3 pontos percentuais, cerca de 39% da inflação anual de 7,7%. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, dez. 2001).

diferentes grupos de produtos e serviços que compõem a cesta do IPCA. Estas evidências empíricas sugerem que a relação entre inflação e câmbio não pode ser trabalhada apenas pela especificação linear para o IPCA.

## **6. Referências bibliográficas**

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. [S.l.: s.n.], dez. 2001.

BOGDANSKY, Joel; TOMBINI, Alexander; WERLANG, Sérgio. **Implementing inflation targeting in Brazil**. [S.l.], 2000.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sérgio. The passthrough from depreciation to inflation: a panel study. *Working Paper*, Banco Central do Brasil, n. 5, jul. 2000.

MCCARTHY, Jonathan. **Passthrough of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies**. Nov. 1999. (BIS Working Papers, n. 79).

## Apêndice: Mínimos Quadrados Não-Lineares

A técnica utilizada neste artigo para estimar os coeficientes é conhecida como Mínimos Quadrados Não-Lineares. Este apêndice discute brevemente a intuição por trás deste método.

Suponha-se que uma variável  $y_t$  seja determinada por uma função genérica de um conjunto de variáveis independentes  $x_t$  e de um componente estocástico  $\varepsilon_t$ .

$$y_t = f(x_t, \beta_0) + \beta_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (A1)$$

Nosso objetivo é estimar o vetor de parâmetros  $\beta_0$ . Quando o estimador  $\beta^*$  escolhido é aquele que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos:

$$S(\beta) = \sum_t [y_t - f(x_t, \beta)]^2 \quad (A2)$$

ou seja,

$$\beta^* = \operatorname{argmin}_{\beta} S(\beta) \quad (A2)$$

Este estimador é conhecido como estimador de Mínimos Quadrados.

Quando a função  $f(\cdot)$  é **linear** nos parâmetros:

$$f(x_t, \beta_0) = x_t' \beta_0 \quad (A3)$$

o estimador  $\beta^*$  do vetor de parâmetros  $\beta_0$  se reduz ao estimador  $\beta_{MQO}$  de Mínimos Quadrados Ordinários:

$$\beta^* = \beta_{MQO} \quad (A4)$$

Quando a função  $f(\cdot)$  é **não-linear** nos parâmetros, o estimador de parâmetros  $\beta_0$  é conhecido como estimador de Mínimos Quadrados Não-Lineares. Neste caso, sendo  $S_{\beta}(\beta)$  a matriz de primeiras derivadas da função  $S(\beta)$  com respeito aos parâmetros  $\beta$ , o estimador  $\beta^*$  de Mínimos Quadrados Não-Lineares também pode ser definido por:

$$S_{\beta}(\beta^*) = 0 \quad (A5)$$

A derivação das propriedades assintóticas desse estimador parte do Teorema do Valor Médio. Expandindo a condição de primeira ordem (A5) em torno do verdadeiro vetor de parâmetros  $\beta_0$  obtemos:

$$S_{\beta}(\beta^*) = S_{\beta}(\beta_0) + S^2_{\beta\beta}(\beta^*) (\beta^* - \beta_0) \quad (A6)$$

onde  $\beta'$  está entre  $\beta^*$  e  $\beta_0$ , e  $S^2_{\beta\beta}(\beta')$  é a matriz de segundas derivadas da função  $S(\beta)$  com respeito aos parâmetros  $\beta$  avaliada em  $\beta'$ . Utilizando a condição de primeira ordem, podemos reescrever a equação (A6) em um formato mais intuitivo:

$$(\beta^* - \beta_0) = - [S^2_{\beta\beta}(\beta')]^{-1} S_{\beta}(\beta_0) \quad (A7)$$

As propriedades assintóticas do estimador  $\beta^*$ , necessárias para se realizar testes de hipóteses, são derivadas então da equação (A7).