

TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 462

Mecanismos não-lineares de repasse
cambial para o IPCA

Dionísio Dias Carneiro
André M. D. Monteiro
Thomas Yen Hon Wu



DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
www.econ.puc-rio.br

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

PUC-RIO

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº. 462

MECANISMOS NÃO-LINEARES DE REPASSE CAMBIAL PARA O IPCA

DIONÍSIO DIAS CARNEIRO

ANDRÉ MONTEIRO D'ALMEIDA MONTEIRO

THOMAS YEN HON WU

AGOSTO DE 2002

Mecanismos Não-lineares de Repasse Cambial para o IPCA¹

Dionísio Dias Carneiro², André M.D. Monteiro³ e Thomas Yen Hon Wu⁴

Resumo

Este artigo explora duas alterações nos modelos tradicionais para o 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 é que o repasse não é mensurado apenas pelo coeficiente estimado para o índice de inflação agregado, mas também usando-se grupos de preços dentro dos quais o mecanismo de repasse cambial pode ser mais homogêneo. A evidência empírica obtida no período entre o terceiro trimestre de 1994 e o último trimestre de 2001 sugere a existência de diferentes mecanismos não-lineares de repasse entre os diferentes grupos de preços.

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 depend on other variables that reflect economic conditions. The second change is to consider 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 quarter of 1994 and the last quarter 2001 suggests the existence of different non-linear pass-through mechanism among different price groups.

Palavras chave: Metas de Inflação, Curva de Philips, Coeficiente de Repasse, Mínimos Quadrados Não-Lineares.

JEL: E520

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. Thomas Wu agradece o suporte financeiro da Mellon Foundation através de sua bolsa para estudos internacionais em economia (Mellon Grant for International Studies in Economics).

² Professor associado do Departamento de Economia da PUC-Rio.

³ Doutor em Engenharia Elétrica na área de concentração de Método de Apoio à Decisão pela PUC-Rio.

⁴ Doutorado do Departamento de Economia da Princeton University.

Índice

1.	Introdução	4
2.	Modelos	6
3.	IPCA	8
	Tabela 1: Resultado dos modelos do IPCA	10
	Tabela 2: Coeficientes de <i>Passthrough</i>	11
	Tabela 3: Contribuição do Câmbio para o IPCA	12
4.	Decomposição do IPCA.....	12
	Tabela 4: Modelos Lineares para Grupos do IPCA	14
	Tabela 5: Matriz de Correlação	14
	Tabela 6: Modelos Lineares para Subgrupos dos Preços Livres do IPCA	15
	Tabela 7: Contribuições do Câmbio para o IPCA	16
	Tabela 8: Modelos Não-lineares para grupos do IPCA	17
	Tabela 9: Modelos Não-lineares para Subgrupos dos Preços Livres do IPCA	18
	Tabela 10: Contribuições do Câmbio para o IPCA	18
5.	Conclusão.....	19
	Referência Bibliográfica	21
	Apêndice 1: Mínimos Quadrados Não-Lineares (Non-linear Least Squares)	22

1. Introdução

Depois de três anos de vigência do regime de metas de inflação, a experiência brasileira ratificou o que a pesquisa aplicada chamava a atenção: a importância de se investigar os mecanismos de repasse cambial aos preços. Investigação esta 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 Amplo (IPCA), o índice de referência para o BCB.

A modelagem utilizada neste artigo toma como base a Curva de Phillips *Backward looking* descrita em BOGDANSKY, TOMBINE e WERLANG (2000), utilizada pelo BCB, onde 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 GOLDJFAJN e WERLANG (1999), 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 passthrough será função do câmbio real e do nível de atividade econômica. Quanto menor 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 maior for o seu nível, mais caro é 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 em especificações não-lineares para o coeficiente de repasse, sensível à taxa de desemprego e ao nível de 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. Pelo fato do IPCA possuir 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 passthroughs lineares e não-lineares.

2. Modelos

Inicialmente, a metodologia adotada neste artigo será apresentada, 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 *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 *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.

Modelo Linear

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

Modelo Não-linear:

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

onde: π_t é a taxa de inflação em t;

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

Δe_t é a desvalorização nominal em t;

r_t é a taxa de câmbio real em t.

Note que β 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 tradicional Mínimos Quadrados Ordinários, o estimador do vetor de parâmetros escolhidos minimiza a soma quadrática dos resíduos do modelo. A diferença está no fato do modelo linear possuir 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 otimização³.

Diversas especificações não-lineares para o coeficiente de repasse β serão testadas para o IPCA (fechado) na seção 4. 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 5.

Os resultados apresentados nas seções seguintes referem-se apenas aos coeficientes do repasse cambial. Assim, para o modelo linear serão apresentados apenas os coeficientes α_4 's. Para o modelo não-linear, serão apresentados os coeficientes do vetor β . Com relação à estimação do coeficiente que mede o efeito-câmbio real no modelo não-linear, duas séries distintas serão testadas, ambas deflacionadas pelo próprio IPCA para inflação doméstica. A diferença entre elas está no deflator para a economia americana: uma utiliza o PPI, a outra o CPI. Será permitida ainda que a taxa de câmbio real entre na regressão de forma

³ Para uma descrição um pouco mais detalhada do estimador de Mínimos Quadrados Não Lineares, ver Apêndice.

contemporânea ou defasada. O critério de seleção de modelo 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 que a estimação trata com um problema de pequena amostra, em 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, independente 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 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.

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

Modelo 2.2: $\beta_1(1 + \beta_2u_{t-1}^s)$

Modelo 2.3: $\beta_1(1 + \beta_2r_t + \beta_3u_{t-1}^s)$

Modelo 2.4: $\beta_1(1 + \beta_2r_t)(1 + \beta_3u_{t-1}^s)$

Para os modelos não-lineares, os coeficientes β_1 , β_2 e β_3 medem, respectivamente, 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 que, nesses dois modelos, caso o coeficiente β_2 não seja significativo, não há vantagem entre esses modelos e o 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 β_2 não seja significativo, os modelos se reduzem ao 2.2. De forma análoga, se β_3 não for significativo, os modelos se reduzem ao 2.1. Se tanto β_2 quanto β_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%. Em relação aos modelos não-lineares, é natural que todos apresentem um ajuste (R^2) superior ao do modelo linear, na medida em que possuem um número maior de variáveis explicativas (o desemprego, ou a taxa de câmbio real, ou ambos). Porém, apenas os modelos 2.3 e 2.4 possuem um R^2 ajustado superior ao do modelo linear.⁴

⁴ Isso quer dizer que apenas nestes dois modelos o ganho no ajuste aos dados mais que compensa a inclusão de novas variáveis explicativas. Este ponto é de extrema importância em um modelo com apenas 28 observações.

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
α_4	0,06	0,0%	-	-	-	-	-	-	-	-
β_1	-	-	0,12	44,1%	0,31	26,7%	0,80	20,6%	3,06	1,7%
β_2	-	-	-0,22	51,9%	-0,09	0,0%	-0,17	2,1%	-0,11	0,0%
β_3	-	-	-	-	-	-	-0,07	0,0%	-0,38	0,0%
Deflador	-		CPI _{t-1}		CPI _{t-1}		CPI _{t-1}		CPI _{t-1}	
R ²	60,9%		60,1%		61,1%		62,7%		57,9%	
R ² ajust.	54,1%		55,1%		56,2%		56,2%		52,9%	
DPR	1,1%		1,1%		1,1%		1,1%		1,1%	
SQR	0,3%		0,3%		0,3%		0,3%		0,3%	

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

Com relação aos coeficientes dos modelos não-lineares, observa-se que todos os β_2 e β_3 estimados possuem o sinal negativo esperado (quanto maior o desemprego, ou menor a taxa de câmbio real, menor o grau de repasse), sendo significativos a menos de 2,5%, com exceção para o modelo 2.1. Porém, a não-significância do coeficiente β_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 β_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 (β_1 , β_2 e β_3) são significativos. Em comparação com o modelo linear, o seu desempenho é também bastante superior. Além de apresentar um R² (simples e

ajustado) superior, o desvio padrão da regressão (DPR) e a soma quadrática dos resíduos (SQR) é menor.⁵

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 os modelos linear e o 2.4 apresentarem coeficientes significativos, a Tabela 2 apresenta a média no ano dos coeficientes trimestrais 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).

Tabela 2: Coeficientes de *Passthrough*

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%

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

Multiplicando-se o coeficiente trimestral pela desvalorização nominal trimestre por trimestre, calcula-se a contribuição efetiva dos movimentos cambiais

⁵ Existe uma intuição importante nesse resultado. Voltando à questão de graus de liberdade introduzida na nota de rodapé anterior, note 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.

sobre o IPCA. Composto esses efeitos trimestrais para cada ano, constrói-se a Tabela 3.

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%

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

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 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 serão investigadas empregando 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%)⁶. 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 *passthrough* 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 obteve 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 1 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.

⁶ 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
a_4	0,06	0,0%	0,02	53,5%	0,05	0,0%
R^2	61,4%		21,7%		67,2%	
R^2 ajust.	54,4%		7,5%		61,2%	
DPR	1,13%		2,81%		1,01%	
SQR	0,28%		1,74%		0,23%	

Fonte 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%).⁷ 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.

Tabela 5: Matriz de Correlação

	Alimentação (-indust.)	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

Fonte de dados: IBGE

⁷ Pesos de março de 2002. Note que “alimentos industrializados” faz parte do grupo de “produtos industrializados”.

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^2 do grupo “serviços” deve-se à persistência temporal da série.

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
a_4	0.05	0.0%	0.07	2.0%	0.02	31.5%	0.06	45.8%
R^2	67.2%		31.5%		90.2%		34.2%	
R^2 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%	

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

As duas decomposições do IPCA em grupos e subgrupos disjuntos oferecem mais duas diferentes formas do cálculo da contribuição da variação cambial para o IPCA. Cada grupo ou subgrupo 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 é nula. Estes valores são em seguida ponderados pelo respectivo peso do grupo/subgrupo no índice. A Tabela 7 exhibe estes valores para os modelos lineares. A primeira coluna repete os valores da primeira coluna da Tabela 3.

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

Note 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 β_1) estatisticamente inferior ao do segundo. O efeito-câmbio real e o efeito-desemprego entre os grupos são bastante semelhantes aos do IPCA. Note 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.

Tabela 8: Modelos Não-lineares para grupos do IPCA

	IPCA		Preços Administrados		Preços Livres	
	coef.	p-valor	coef.	p-valor	coef.	p-valor
b ₁	3,06	1,7%	6,25	0,3%	2,69	0,4%
b ₂	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%
b ₃	-0,38	0,0%	-0,33	0,0%	-0,37	0,0%
Deflator	CPI _{t-1}		PPI _t		CPI _t	
R ²	58,1%		24,6%		66,9%	
R ² ajust.	52,9%		15,2%		62,7%	
DPR	1,17%		2,71%		1,05%	
SQR	0,33%		1,77%		0,27%	

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

Mais uma vez, o modelo não-linear captura relações que o modelo linear não foi capaz de fazer, 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. 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.

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
β_1	2,69	0,4%	2,30	2,7%	4,32	0,2%	1	
β_2	-0,11	0,0%	-0,11	0,0%	-0,12	0,0%	-0,11	0,0%
β_3	-0,37	0,0%	-0,38	0,0%	-0,42	0,0%	-	-
Deflator	CPI _t		CPI _t		CPI _t		-	
R ²	66,9%		30,8%		93,8%		24,1%	
R ² 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%	

Fonte de dados: IBGE e Gazeta Mercantil

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 cambial aos preços são próximas dentre 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 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 ^a	2 ^a
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 explorou 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 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 por 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% do linear contra 3,4% do não-linear) e subestimava-se em 2001 (1,9% contra 2,9%).⁸

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 *passthrough* 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

⁸ O repasse em 2001 foi estimado pelo BCB em quase 3 pontos percentuais, cerca de 39% da inflação anual de 7,7%. (Relatório de Inflação, dezembro de 2001)

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 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.

Referência Bibliográfica

BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Relatório de Inflação**, mar. 2001.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, **Relatório de Inflação**, dez. 2001.

GOLDFAJN, Ilan. O Mecanismo de Transmissão Relevante. **Carta Econômica Galanto**, Rio de Janeiro, abr. 2000.

GOLDFAJN, Ilan, WERLANG, Sérgio. The Passthrough from Depreciation to Inflation: a panel study. *Working Paper*, Banco Central do Brasil, n. 5, jul. 2000.

HAYASHI, Fumio. **Econometrics**. Princeton: Princeton University Press, 2000.

MCCARTHY, Jonathan. Passthrough of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *BIS Working Papers*, n. 79, nov. 1999.

Apêndice 1: Mínimos Quadrados Não-Lineares (Non-linear Least Squares)

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

Suponha que uma variável y_t seja determinada por uma função genérica de um conjunto de variáveis independentes x_t e de um componente estocástico ε_t .

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

O nosso objetivo é estimar o vetor de parâmetros β_0 . Quando o estimador β^* escolhido é aquele que minimiza a soma quadrática dos resíduos:

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

ou seja,

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

este estimador é conhecido como estimador de Mínimos Quadrados.

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

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

o estimador β^* do vetor de parâmetros β_0 se reduz ao estimador β_{MQO} de Mínimos Quadrados Ordinário:

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

Quando a função $f(\cdot)$ é **não-linear** nos parâmetros, o estimador de parâmetros β_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 β , o estimador β^* de Mínimos Quadrados Não-Lineares também pode ser definido por:

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

A derivação das propriedades assintóticas desse estimador parte do Teorema do Valor Médio. Expandindo a condição de primeira ordem (A5) ao redor do verdadeiro vetor de parâmetros β_0 obtemos:

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

onde β' está entre β^* e β_0 e $S^2_{\beta\beta}(\beta')$ é a matriz de segunda derivadas da função $S(\beta)$ com respeito aos parâmetros β avaliada em β' . Utilizando a condição de primeira ordem, podemos reescrever a equação (A6) em um formato mais intuitivo:

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

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

Textos para discussão

A lista completa dos textos para discussão do Departamento de Economia da PUC-Rio, bem como os arquivos eletrônicos dos artigos mais recentes (publicados a partir de 1997) pode ser obtida no nosso site no endereço [HTTP://www.econ.puc-rio.br](http://www.econ.puc-rio.br)

0443- CAMARGO, J.M.; FERREIRA, F.H.G. O Benefício Social Único: uma proposta de reforma da política social no Brasil. março 2001, 49p.

0444 - SALGADO, M.J.; GARCIA, M.G.P.; MEDEIROS, M.C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the Central Bank's reaction function. set. 2001, 17p.

0445 - MEDEIROS, M.C.; TERASVIRTA, T. Statistical methods for modelling neural networks. set. 2001, 24p.

0446 - MEDEIROS, M.C.; PEDREIRA, C. E. What are the effects of forecasting linear time series with neural networks. set. 2001, 13p.

0447 - MELLO, M.F. Privatização do setor de saneamento no Brasil: quatro experiências e muitas lições. set. 2001, 23p.

0448 - LOYO, E. Imaginary money against sticky relative prices. out. 2001, 22p.

0449 - ARAUJO, A.; MOREIRA, H. Non-monotone insurance contracts and their empirical consequences. Dez 2001, 32p

0450 - CARNEIRO, D.D.; DUARTE, P.G. Inércia de juros e regras de Taylor: Explorando as funções de resposta a impulso em um modelo de equilíbrio geral com parâmetros estilizados para o Brasil. dez. 2001, 23p.

0451 - MALDONADO, W.L. ; MOREIRA, H. A contactive method for computing the stationary solution of th Euler equation . dez. 2001, 14 p.

0452 - BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.H.G.; LEITE, P.G. Beyond Oaxaca-Blinder: accounting for differences in household income distributions across countries. março 2002, 54p.

0453 - SOUZA, L.; VEIGA, A.; MEDEIROS, M.C. Evaluating the performance of GARCH models using White's Reality Check. abril 2002, 24p.

0454 - ABREU, M. de P. Keynes e As Conseqüências Econômicas da Paz. abril 2002, 20p.

0455 - ALBERNAZ, A.; FERREIRA, F.H.G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade na educação fundamental brasileira. maio 2002, 30p.

0456 - FERREIRA, F.H.G.; LEITE, P.G. Educational expansion and income distribution. A Micro-Simulation for Ceará. maio 2002, 29p.

0457 - ABREU, M. de P. Política comercial brasileira: limites e oportunidades. maio 2002, 22p.

0458 - GONZAGA, G.; MENEZES FILHO, N.A.; CAMARGO, J.M. Os efeitos da redução da jornada de trabalho de 48 para 44 horas semanais em 1988. maio 2002, 28p.

0459 - CARNEIRO, D.D.; WU, T. Câmbio, juros e o movimento de reservas: Faz sentido o uso de um "quebra-molas"? jan. 2002, 17p.

0460 - TORRES-MARTÍNEZ, J.P. Fixed point theorems via Nash Equilibria. jul. 2002, 5p.

0461 - MEDEIROS, M.C.; TERÄSVIRTA, T.; RECH, G. Building neural networks models for time series: a statistical approach. agosto 2002, 48p.

Departamento de Economia PUC-Rio
Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro
Rua Marques de São Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ
Tel.(21) 31141078 Fax (21) 31141084
www.econ.puc-rio.br
flavia@econ.puc-rio.br