
Efeitos das políticas brasileiras de estabilização sobre os preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, 1994 – 2007¹

Marlon Bruno Salazar²

Dênis Antônio da Cunha³

Antônio Carvalho Campos⁴

Resumo: O objetivo deste trabalho é analisar os índices de preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis, considerando suas relações macroeconômicas com as políticas cambial e monetária implantadas no Brasil a partir de 1994. Buscou-se ainda explicar o crescimento mais acelerado dos preços dos não comercializáveis. Analiticamente, foi utilizado o modelo de autogressão vetorial. Os resultados indicaram que a política monetária exerceu maior impacto nos preços dos bens não comercializáveis e que a política cambial influenciou mais ativamente o preço dos comercializáveis. Constatou-se, também, que o crescimento mais elevado do preço dos não comercializáveis foi decorrente de forte componente inercial.

Palavras-chave: Bens comercializáveis e não comercializáveis; política monetária e cambial; VAR.

Effects of the Brazilian stabilization policies on tradables and non-tradables goods prices, 1994 - 2007

Abstract: *This work aims to analyze the tradables and non-tradables price index, considering their macroeconomics relations to the monetary and exchange rate policies adopted in Brazil after 1994. Also, it was explained the faster growth of non-tradables prices. The used framework was a Vector Autoregressive model (VAR). The results shows that monetary policy had a greater impact on non-tradables prices and the exchange rate policy has affected more the tradables ones. Besides, the greater growth of non-tradables price had a strong inertial component.*

Keywords: *Tradables and non-tradables goods; monetary policy and exchange; rate policy; VAR.*

JEL: E31, E52.

¹ Os autores agradecem aos pareceristas desta Revista pelas sugestões e comentários.

² Doutorando do programa de pós-graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo – SP. E-mail: msalazar@esalq.usp.br.

³ Doutorando do programa de pós-graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa – MG. E-mail: denis.cunha@ufv.br.

⁴ Ph.D. em Economia Agrícola pela Oklahoma State University (EUA). Prof. Titular do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa – MG. E-mail: accampos@ufv.br.

Introdução

O Plano Real foi criado com a finalidade de controlar as altas taxas de inflação vigentes no país desde o início da década de 1980. O plano teve duas fases distintas; a primeira, compreendida entre julho de 1994 e dezembro de 1998, caracterizou-se pela adoção do câmbio fixo; a segunda, a partir de julho 1999, teve como instrumento as metas de inflação (Gremaud 2005).

O controle do processo inflacionário resultou em elevação do nível de renda da população, o que gerou reflexos imediatos na economia, em relação ao aumento no consumo. Entretanto, num contexto de capacidade produtiva fixa no curto prazo, o excesso de demanda poderia gerar nova pressão inflacionária. Segundo Baer (1996), o mecanismo mais eficiente para solucionar esse problema foi a utilização das reservas cambiais no financiamento das importações de bens necessários ao atendimento da demanda, processo que ficou conhecido como âncora cambial.

Inicialmente, fixou-se o preço de venda de RS 1 em US\$ 1, enquanto o preço de compra era determinado pelas forças de mercado. A essa medida somou-se uma política monetária contracionista, que induziu ao influxo de capitais externos e, conseqüentemente, à apreciação cambial.

Além do controle da inflação, a âncora cambial representou um choque de eficiência na economia brasileira, uma vez que a concorrência com produtos estrangeiros tornou-se bastante acirrada.

No início de 1999, houve grande desvalorização do real frente ao dólar, causada principalmente por crises econômicas, como a que ocorreu no México, na Ásia e na Rússia. O temor era de que essa depreciação cambial pudesse reconduzir a economia brasileira a uma nova trajetória de inflação, devido à dependência do país para com inúmeros produtos e insumos importados.

Diante da impossibilidade de continuar com a âncora cambial, o regime de metas de inflação foi escolhido como nova forma de conduzir a política monetária brasileira. No novo mecanismo de controle da inflação, o governo estabelece um patamar aceitável para a inflação e, a partir daí, ajusta a política monetária, cujo instrumento é a taxa de juros, com vistas em atingir a meta estabelecida.

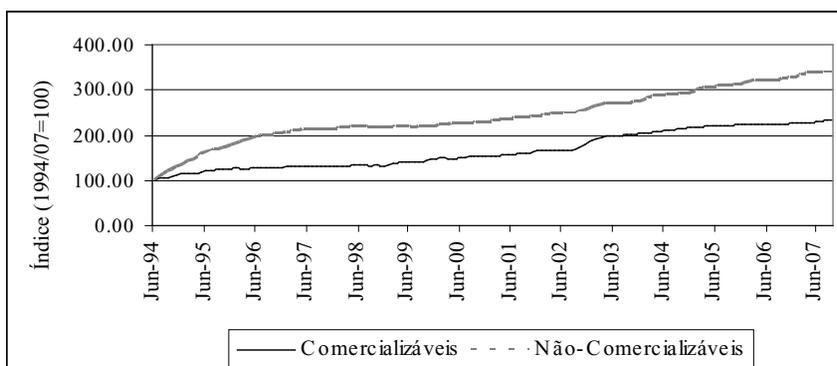
Esse mecanismo tem funcionado relativamente bem nos últimos anos. Não obstante, há muitas críticas às metas de inflação, e a principal refere-se à necessidade de manter as taxas de juros em níveis elevados, o que dificulta o crescimento da economia via aumento dos investimentos.

O fato de o governo controlar as principais variáveis macroeconômicas para manutenção dos preços em níveis relativamente baixos é comum nas duas formas de combate à inflação. No entanto, em cada uma dessas estratégias há efeitos distintos nos bens que compõem a cesta de consumo, ou seja, nos

comercializáveis e não comercializáveis.

Numa economia aberta, os bens comercializáveis são passíveis de importação e, ou, exportação, com destaque para as *commodities*, e seus preços são determinados pela taxa de câmbio, pelo preço internacional e pelas tarifas. Os não comercializáveis são os bens cuja produção só pode ser realizada internamente, não sendo possível sua venda (compra) para (de) outras regiões, como as atividades desempenhadas pelo setor de serviços; e a formação de seu preço é dada, principalmente, pela interação de oferta e demanda e por políticas governamentais (Krugman & Obstfeld 2005). A Figura 1 ilustra a evolução do índice de preços desses dois tipos de bens no Brasil, entre julho de 1994 e setembro de 2007.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO DOS ÍNDICES DE PREÇOS



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados do Banco Central do Brasil (2007).

O que se percebe na Figura 1 é que o foco de pressão inflacionária, nos últimos anos, deslocou-se para o grupo de bens e serviços não comercializáveis. Segundo Lameiras e Giambiagi (2006), as taxas de variação dessa classe parecem não seguir os demais preços livres da economia e não respondem, da mesma forma, aos efeitos da contração monetária. Essa dificuldade no recuo dos preços não comercializáveis, principalmente os relacionados com serviços, tem feito com que o processo de declínio das taxas de inflação se dê de modo mais lento do que o que se verificou no passado recente.

De acordo com Maia e Cribari-Neto (2006), os efeitos de planos de estabilização no Brasil têm sido amplamente discutidos em trabalhos empíricos e teóricos. Em relação à política econômica, é importante identificar os efeitos produzidos por tais planos sobre a dinâmica inflacionária brasileira. Há particular interesse no exame do comportamento da inflação no Brasil após o Plano Real, dadas as evidências de que o efeito produzido por esse plano na dinâmica inflacionária brasileira tem sido positivo.

Feitas as considerações anteriores, este estudo procurou analisar o comportamento dos índices de preços dessas duas categorias de produtos no contexto das medidas de políticas de combate à inflação adotadas no Brasil, entre julho de 1994 e setembro de 2007. Objetivou-se, também, obter uma explicação para o maior ritmo de crescimento do índice de preços dos bens não comercializáveis em relação aos comercializáveis.

A hipótese a ser testada é que a taxa de câmbio exerce maior efeito sobre o preço dos bens comercializáveis e que a política monetária tem influência mais significativa no preço dos não comercializáveis.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em outras cinco seções. Na segunda, é apresentada uma breve revisão sobre política monetária; na terceira, aspectos teóricos sobre as relações entre o nível de preços e os bens comercializáveis e não comercializáveis; na quarta, o modelo analítico e os dados utilizados; na quinta, os resultados obtidos; e, na última, as principais conclusões.

1. Política monetária: uma breve revisão

A política monetária pode ser conduzida de três modos diferentes: metas monetárias, âncora cambial e metas de inflação. Com relação à primeira, os experimentos com metas restritivas nas economias desenvolvidas, entre os anos de 1970 a 1980, em geral fracassaram. A instabilidade nas relações entre os agregados monetários e variáveis, como taxa de juros, renda nominal e inflação, revelou-se acentuada. Além disso, evidenciou-se que, se por um lado os bancos centrais podem controlar razoavelmente os agregados monetários mais restritos (M1), por outro, é muito menor a capacidade destes

de influenciar os agregados mais amplos (M2 e M3, por exemplo) (Canuto & Holland 2002).

Com a diminuição da influência das metas monetárias sobre a inflação, buscaram-se alternativas de políticas anti-inflacionárias. A âncora cambial surgiu como opção no curto prazo, porém a teoria econômica sugere que esse tipo de mecanismo implique uma série de problemas de médio e longo prazo, como maior dificuldade dos países de se ajustarem diante de problemas externos; maior necessidade de praticar taxas de juros elevadas na defesa da política cambial; e vulnerabilidade a ataques especulativos (Giambiagi & Carvalho 2001).

No caso de regime de câmbio fixo, eventuais desequilíbrios do balanço de pagamentos são ajustados pela variação nas reservas internacionais, o que coloca limites à sua administração, basicamente pelo próprio volume de reservas e pelo acesso ao crédito externo.

Como consequência, nos últimos anos, um número significativo de países passou a adotar a estratégia de metas para a inflação, com o objetivo de desinflacionar a economia e, ou, assegurar a estabilidade dos preços⁵. O Brasil adotou o regime de metas de inflação em julho de 1999, com vistas em eliminar a pressão inflacionária decorrente da forte desvalorização cambial ocorrida no início daquele ano e assegurar o compromisso com a estabilidade de preços (Mendonça 2005).

O regime de metas de inflação proporciona maior grau de liberdade aos formuladores de políticas, quanto às duas instabilidades enfrentadas pelas metas monetárias rígidas. Com relação aos agregados monetários, cujas relações com a inflação e com outras variáveis macroeconômicas mudam constantemente e em direções nem sempre previsíveis, há maior adaptabilidade dos instrumentos de política ao objetivo esperado, qual seja, inflação sob controle. Outra vantagem é a não sujeição aos problemas e aos choques na velocidade de circulação monetária e financeira.

Contudo, o regime de metas de inflação não está livre de problemas. Como advertiram Canuto e Holland (2002), os gestores de política monetária deparam-se com a possibilidade de amplos erros de previsão sobre a inflação esperada; outro problema importante é a longa defasagem para o efeito da política monetária sobre a taxa de inflação; por fim, o foco único e exclusivo na estabilidade da inflação pode implicar excesso de volatilidade nas flutuações do produto.

⁵ Países que adotaram o sistema de metas de inflação: Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Reino Unido, Suécia, África do Sul, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Hungria, Israel, México, Peru, Polônia, República Checa e Tailândia.

2. Bens comercializáveis e não comercializáveis e nível de preços

Segundo a Lei do Preço Único, mercados concorrenciais, ligados por comércio e arbitragem, livres de custos de transação e barreiras oficiais às trocas, deverão ter um preço comum e único para produtos homogêneos⁶ (Krugman & Obstfeld 2005). Os bens comercializáveis, portanto, deveriam ter aproximadamente o mesmo preço em distintas regiões, o que indica que, se a maioria dos bens pertencesse a essa categoria, os níveis de preços entre as nações seriam os mesmos (desde que não existissem restrições quantitativas e não quantitativas, ou seja, barreiras ao comércio exterior).

Considerando que os preços dos bens comercializáveis tendem a igualar-se no mercado internacional, uma elevação no preço relativo dos bens não comercializáveis causaria uma sobrevalorização cambial em termos da paridade de poder de compra (*PPC*). Esse é o que ficou conhecido, na literatura, como efeito Balassa-Samuelson, como referência aos trabalhos de Balassa (1964) e Samuelson (1964). Em outras palavras, de acordo com Vasconcelos (2004), um aumento da produtividade no setor de bens comercializáveis em relação ao de não comercializáveis faria com que o preço relativo desses últimos aumentasse, já que ambos competiriam por fatores de produção domésticos. Por conseguinte, a moeda do país com maior produtividade ficaria sobrevalorizada em termos da *PPC*.

Para compreender o efeito Balassa-Samuelson e desenvolver o modelo *TNT* (*tradables-notradables*), é preciso comparar os níveis de preços de dois países em uma moeda comum. Seja P o nível de preços domésticos e P^* , o do país estrangeiro. O nível de preços da economia estrangeira, em termos domésticos, é EP^* (E refere-se à taxa de câmbio, isto é, unidades de moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira).

Os níveis de preços P e EP^* são médias ponderadas dos preços dos bens comercializáveis (P_T) e não comercializáveis (P_N). Considerando α como o peso no índice de preços do bem comercializável e $(1 - \alpha)$ como o peso do bem não comercializável, tem-se:

$$P = \alpha P_T + (1 - \alpha) P_N, \dots, \dots, \quad (1)$$

$$EP^* = \alpha (EP_T^*) + (1 - \alpha) (EP_N^*). \quad (2)$$

Supondo que a *PPC* seja válida somente para os bens comercializáveis, tal qual pressupõe o modelo de diferenças de produtividade de Balassa-Samuelson,

$$P_T = EP_T^*. \quad (3)$$

⁶ Os preços são considerados iguais quando estabelecidos na mesma moeda.

Como os preços dos bens comercializáveis são iguais nos dois países, P seria maior que EP^* se, e somente se, P_N fosse maior que EP_N^* . A diferença de preço, nos dois países, só dependeria da diferença do preço dos bens não comercializáveis.

O nível salarial da economia está relacionado com o preço dos produtos comercializáveis. Tem-se que $P_T = \frac{w}{a_T}$ ou $w = P_T a_T$. Essa igualdade determina o nível salarial, em relação ao preço dos bens comercializáveis e seu coeficiente de produtividade (a_T).

O custo dos bens não comercializáveis é dado pelo custo da mão de obra usada para produzir uma unidade, N . Como cada unidade de N requer $\frac{1}{a_N}$ unidades

de mão de obra, o custo de mão de obra é $\left(\frac{w}{a_N}\right)$. Portanto, o preço do produ-

to não comercializável é dado por $P_N = \frac{w}{a_N}$. Como $w = P_T a_T$ e $P_N = \frac{w}{a_N}$,

podem-se combinar as duas expressões para obter:

$$P_N = P_T \left(\frac{a_T}{a_N} \right). \quad (4)$$

No país estrangeiro, a expressão é dada por:

$$EP_N^* = P_T^* \left(\frac{a_T^*}{a_N^*} \right). \quad (5)$$

O preço dos bens não comercializáveis seria alto quando a mão de obra fosse muito produtiva no setor de comercializáveis, isto é, quanto a_T fosse grande. O motivo é que, se o trabalho fosse muito produtivo, o salário seria alto; quando a produtividade da mão de obra em comercializáveis fosse alta, o salário seria alto em bens comercializáveis.

Um salário alto, por sua vez, também implicaria altos custos com mão de obra na produção de bens não comercializáveis. Portanto, um valor alto de a_T significaria alto preço de P_N . Ao mesmo tempo, o preço dos não comercializáveis seria baixo se a mão de obra fosse altamente produtiva no setor de não comercializáveis, isto é, quando a_N fosse alto.

Por essa razão, P_N dependeria da produtividade relativa da mão de obra nos dois setores

$\left(\frac{a_T}{a_N}\right)$. A alta produtividade de comercializáveis representaria altos salários em bens comercializáveis, mas alta produtividade em não comercializáveis representaria baixo uso de mão de obra por unidade de produção de não comercializáveis.

É possível, assim, comparar os preços dos não comercializáveis nos dois países. Com base nas equações (4) e (5), conclui-se que a economia doméstica operaria com custos

mais elevados do que a estrangeira, quando $\frac{a_T}{a_N} > \frac{a_T^*}{a_N^*}$. Um país seria “mais caro” que

outro se a produtividade relativa de seu setor de comercializáveis $\left(\frac{a_T}{a_N}\right)$ fosse maior que a do país estrangeiro.

Em suma, se a *PPC* fosse válida para os bens comercializáveis, o aumento nos preços internacionais implicaria em crescimento idêntico no preço doméstico dos bens comercializáveis; portanto, o diferencial de produtividade entre comercializáveis e não comercializáveis determinaria os seus preços relativos (Vasconcelos 2004).

3. Metodologia: Modelo de autorregressão Vetorial (VAR)

O modelo VAR permite analisar as inter-relações estatísticas dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas e seus choques. Neste trabalho, essas inter-relações se dão entre choques de política monetária e cambial, e seus efeitos recaem sobre o nível de preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis.

Na utilização do modelo VAR deve-se, inicialmente, analisar a estacionariedade das séries. Sims (1980) admitiu a utilização, em conjunto, de variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR. O autor argumentou que o VAR é uma metodologia que se propõe analisar as inter-relações das variáveis e a forma correta de captá-las é por meio de um modelo cujas variáveis estão em nível, independentemente de serem estacionárias ou não⁷.

Segundo Enders (1995), um processo estocástico seria fracamente estacionário se a sua média e variância fossem constantes ao longo do tempo [$E(Y_t) = \mu$ e

$\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$, respectivamente] e se o valor da co-variância, entre dois períodos, dependesse somente da defasagem entre eles, e não do tempo efetivo em que esta fosse computada

$$[\text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]] = \gamma_k].$$

O teste para estacionariedade mais utilizado é o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que consiste em estimar a Equação (6) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO): $\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$, (6)

em que Y_t se refere a cada uma das séries consideradas; α e β são termos

⁷No entanto, como atestou Bueno (2008), esse é ainda um ponto controverso da literatura de séries temporais, e a maioria dos autores trabalha com variáveis estacionárias, em nível ou diferenciadas.

determinísticos constante e tendência, respectivamente⁸; e δ indica a presença de uma raiz unitária na série Y_t . As hipóteses a serem testadas constituem-se na hipótese nula $H_0: \delta = 0$ contra a hipótese alternativa $H_a: \delta < 0$. Se a hipótese nula fosse rejeitada, a série seria estacionária, dita integrada de ordem zero [I(0)].

No modelo VAR, todas as variáveis são consideradas endógenas e determinadas, de modo dinâmico, pelos seus valores defasados. Tem-se uma equação para cada variável, em função de seus valores passados e dos valores defasados das outras variáveis. Em notação matricial, um VAR com k variáveis e n defasagens poderia ser assim representado:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_n Y_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

em que Y_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis endógenas; $Y_{t-j}, j = 1, 2, \dots, n$, vetores ($k \times 1$) de variáveis defasadas; α_t , vetor ($k \times 1$) de interceptos; $\theta_j, j=1, 2, \dots, n$, matrizes ($k \times k$) de coeficientes a serem estimados; e ε_t , vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios⁹.

3.1. Fonte de dados

Na análise empírica consideraram-se as seguintes variáveis: *BNC* = logaritmo neperiano do preço dos bens não comercializáveis; *BC* = logaritmo neperiano do preço dos bens comercializáveis; *M1* = logaritmo neperiano do agregado monetário M1; *CÂMBIO* = logaritmo neperiano da taxa de câmbio. Os dados de preços estão na forma de números-índices e têm como base junho de 1994 = 100. Cada série compreende o período de 1994 a setembro de 2007, totalizando 159 observações.

Os índices de preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis e o estoque de moeda (M1) foram obtidos no Banco Central do Brasil; e a taxa de câmbio, do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA).

4. Resultados

O primeiro passo na realização deste trabalho foi a verificação da estacionariedade das séries em análise. A especificação do teste ADF seguiu o procedimento descrito em Enders (1995). Para todas as séries foi incluído um intercepto, já que a tendência não foi estatisticamente significativa ($\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda \sum_{i=1}^n \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$). As defasagens foram escolhidas por meio do critério de Schwartz (Tabela 1).

⁸O modelo pode ser alternativamente estimado, incluindo apenas o termo intercepto ou mesmo sem nenhum termo determinístico.

⁹ Uma descrição detalhada de um modelo VAR pode ser obtida em Enders (1995), p. 294-304.

Tabela 1 – Teste de Dickey-Fuller aumentado para as séries logaritmizadas dos bens comercializáveis, não comercializáveis, taxa de câmbio e M1, no período de julho de 1994 a outubro de 2007

Variáveis	Defasagens	Estatística t	Valores críticos (τ_{μ})		
			1%	5%	10%
BC	1	-6,6655	-3.4719	-2.8798	-2.5766
BNC	0	-5,5182	-3.4719	-2.8798	-2.5766
CÂMBIO	1	-8,4943	-3.4719	-2.8798	-2.5766
M1	12	-2,9773	-3.4719	-2.8798	-2.5766

Nota: τ_{μ} refere-se ao valor crítico do modelo com intercepto e sem tendência (Dickey & Fuller 1981).

Fonte: Dados da pesquisa.

Por meio da Tabela 1 constata-se que todas as séries foram estacionárias em nível; as variáveis BC, BNC e CÂMBIO foram estacionárias a 1% de significância e M1, a 5%.

Após constatar a estacionariedade das séries, partiu-se para a determinação do número de defasagens a serem incluídas no modelo; a correta determinação das defasagens é importante para que não se perca um número excessivo de graus de liberdade. O critério de Akaike (AIC) indicou a inclusão de oito defasagens, enquanto o de Schwartz (SC) e o de Hannam-Quin (HQ), apenas uma. No entanto, o critério de SC é visto, na literatura de séries temporais, como o mais parcimonioso e, segundo Enders (1995), deve ser utilizado em casos de diferenças nos resultados obtidos. Dessa forma, neste trabalho optou-se pela inclusão de apenas uma defasagem¹⁰.

Na especificação do modelo, além das variáveis citadas anteriormente, foi incluída uma variável *dummy* (*D*) que teve o valor 0 até maio de 1999 e 1, no período posterior, para captar o advento do regime de metas, que pode ser considerado uma mudança de regime na política monetária¹¹. A Tabela T2 apresenta a estimação de um modelo VAR.

¹⁰ A Tabela A1, do Anexo, contém o resultado dos critérios de escolha das defasagens.

¹¹ Como a maior parte da amostra utilizada neste estudo compreende o período do regime de metas de inflação, foi realizada uma estimação em que se utilizou a taxa de juros Selic como representação da política monetária. Entretanto, o modelo não apresentou um bom ajustamento, e quase a totalidade dos coeficientes estimados não foi estatisticamente significativos. Ressalta-se ainda que, diferentemente das demais, a variável apresentou uma raiz unitária.

Tabela 2 - Elasticidades de ajustamento no curto prazo, julho/1994 a setembro/2007

Variáveis	BNC	BC	M1	CÂMBIO
BNC_{t-1}	0.757*** (19.954)	0.118 (2.592)***	0.315 (0.514)	0.075 (0.208)
BC_{t-1}	0.082 (1.631)	0.585 (9.692)***	1.042 (1.283)	-1.096 (-2.299)**
$M1_{t-1}$	0.028 (5.680)***	0.008 (1.301)	-0.021 (-0.268)	0.035 (0.752)
$CÂMBIO_{t-1}$	0.006 (0.729)	0.044 (4.694)***	-0.091 (-0.715)	0.391 (5.263)***
C	0.001 (1.088)	0.001 (-0.064)	0.017 (1.472)	0.010 (1.504)
D	0.001 (-0.583)	0.002 (1.651)*	-0.010 (-0.808)	-0.005 (-0.663)
R^2	0.807	0.513	0.027	0.189
F	127.315	32.013	0.828	7.071

Nota: Os valores entre parênteses referem-se à estatística t calculada; (***), (**) e (*) indicam significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.

O modelo pode ser considerado globalmente significativo a 1% para cada uma das variáveis, conforme indica a estatística F , o que confirma que os coeficientes estimados exerceram, conjuntamente, influência em cada variável dependente. A exceção ficou por conta de $M1$, cujo modelo não foi estatisticamente significativo. Contudo, esse resultado não surpreende, já que, das variáveis incluídas, $M1$ é a mais exógena e foi incluída sob a hipótese de influenciar as demais e não ser influenciada por elas. A variável *dummy*, incluída para captar a mudança na política monetária resultante do regime de metas de inflação, foi estatisticamente significativa apenas na equação dos bens comercializáveis.

Para facilitar a análise, os dados da Tabela 2 foram reescritos na forma de equações. A equação (8) refere-se aos bens não comercializáveis:

$$BNC_t = 0,001 + 0,757BNC_{t-1} + 0,082BC_{t-1} + 0,028M1_{t-1} + 0,006CÂMBIO_{t-1} + 0,001D. \quad (8)$$

O comportamento passado de BNC foi importante para explicar seus valores correntes, já que o coeficiente BNC_{t-1} foi significativo a 1%; demonstra-se, assim, forte padrão inercial; $M1_{t-1}$ apresentou o sinal esperado e foi estatisticamente significativa a 1%, ao contrário da variável $CÂMBIO_{t-1}$. Dessa forma, um aumento de 1% em $M1$ acarretou um crescimento de aproximadamente 0,03% no índice de preços dos bens não comercializáveis, no período imedia-

tamente posterior. Por fim, BC_{t-1} não teve influência significativa.

A equação (9) apresenta o relacionamento entre BC e as demais variáveis:

$$BC_t = 0,001 + 0,118BNC_{t-1} + 0,585BC_{t-1} + 0,008M1_{t-1} + 0,044CÁMBIO_{t-1} + 0,002D. \quad (9)$$

Os coeficientes relativos à variável BNC_{t-1} e à *dummy* foram estatisticamente significativos a 10% e BC_{t-1} e $CÁMBIO_{t-1}$, a 1%; e os valores de $M1_{t-1}$ e do intercepto não foram significativos. A significância de BC_{t-1} indica, como no caso dos bens não comercializáveis, comportamento inercial dos preços, mas o impacto é inferior. Em termos comparativos, essa é uma provável explicação para a tendência de crescimento mais acelerada dos preços dos bens que são comercializados apenas internamente. A variável $CÁMBIO$ apresentou sinal correto, pois se espera influência positiva da taxa de câmbio nos bens comercializáveis, uma vez que são bens transacionados internacionalmente.

Ainda com relação à taxa de câmbio, o resultado obtido na equação dos bens comercializáveis foi coerente com a expectativa teórica [seção 3, equação (3)]. Uma elevação da taxa de câmbio (desvalorização) implicaria em aumento nos preços dos produtos importados e também dos produtos produzidos internamente e que são destinados, em parte, à exportação.

Mesmo que a variável $M1_{t-1}$ não tenha sido significativa, isso não implica que a base monetária não tenha influência sobre os bens comercializáveis. Uma política monetária expansionista, por exemplo, pode influenciar os bens comercializáveis de modo indireto, por meio da mudança na taxa de câmbio, via taxa de juros. Se o governo adotasse uma política monetária expansionista, teria de aumentar a quantidade de títulos públicos no mercado e, consequentemente, pagar juros mais elevados; haveria, portanto, influência na taxa de câmbio, pois as aplicações no mercado interno ficariam mais atrativas.

A equação (10) representa a estimativa para a taxa de câmbio:

$$CÁMBIO_t = 0,010 + 0,075BNC_{t-1} - 1,096BC_{t-1} + 0,035M1_{t-1} + 0,391CÁMBIO_{t-1} - 0,005D. \quad (10)$$

Na equação (10), apenas as variáveis BC_{t-1} e $CÁMBIO_{t-1}$ foram significativas (a primeira a 5% e a segunda a 1%). A análise indicou que um aumento no índice de preços dos bens comercializáveis apreciaria a taxa de câmbio no período seguinte. Tal fato pode ser explicado, pois um aumento nos preços de bens comercializáveis, dado que o Brasil é um exportador líquido de *commodities*, aumentaria o saldo da balança comercial e, consequentemente, pressionaria o mercado de divisas. Vale notar que a equação (10) denota uma relação de curto prazo, uma vez que a relação mencionada entre taxa de câmbio e bens comercializáveis foi estabelecida por apenas uma defasagem.

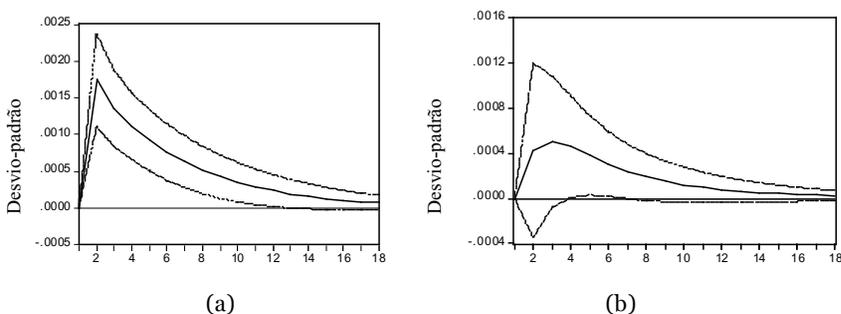
Ainda que a ordem das variáveis no modelo tenha sido escolhida conforme a expectativa teórica, as estimativas foram refeitas para alterar a ordenação

no sistema, a fim de verificar a robustez dos resultados anteriores. Embora a magnitude dos coeficientes estimados tenha se modificado, não se alterou o sentido de variação dos resultados.

Os resultados obtidos neste estudo estão em consonância com os de trabalhos anteriores que utilizaram a metodologia VAR, com o objetivo de determinar o impacto de políticas monetária e cambiais nos níveis de preços. A política monetária expansiva tende a aumentar o preço dos bens não comercializáveis; por sua vez, a taxa de câmbio, segundo Cunha e Vieira (2003), por ser um preço relativo que intermedia as relações de troca entre dado país e o resto do mundo, afeta, de modo mais expressivo, o setor de bens comercializáveis. Outras análises nesta linha são as de Burnquist e Kyle (1992 e 1995), Maia e Silva (2002) e Margarido *et al.* (2003).

Após o exame dos parâmetros estimados pelo modelo VAR, fez-se uma análise baseada em funções de impulso-resposta. Por meio dessas funções podem-se verificar os efeitos de choques de um desvio-padrão nas variáveis exógenas selecionadas, de modo a considerar os efeitos dessas sobre as demais variáveis incluídas no estudo.

A Figura 2 apresenta a resposta dos índices de preços dos bens não comercializáveis e comercializáveis a um choque em $M1$.

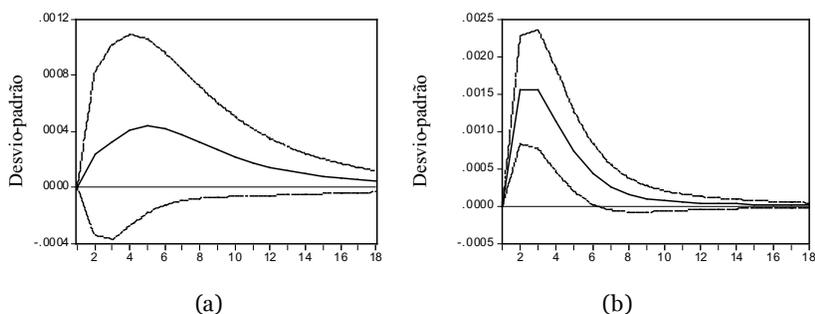


Fonte: Dados da pesquisa.

FIGURA 2 – RESPOSTA DOS ÍNDICES DE PREÇO DOS (a) BENS NÃO COMERCIALIZÁVEIS E (b) COMERCIALIZÁVEIS A UM CHOQUE NÃO ANTECIPADO EM $M1$.

O choque em $M1$ provoca elevação nos dois índices; entretanto, bens não comercializáveis e comercializáveis diferenciam-se pela intensidade da resposta: no primeiro, o aumento é máximo no segundo mês, enquanto no outro a maior resposta ocorre no terceiro mês. Mostra-se, assim, que os preços dos bens não comercializáveis são mais rapidamente influenciados pela política monetária do que os dos comercializáveis.

A Figura 3 mostra o comportamento dos índices de preços a um choque no câmbio.



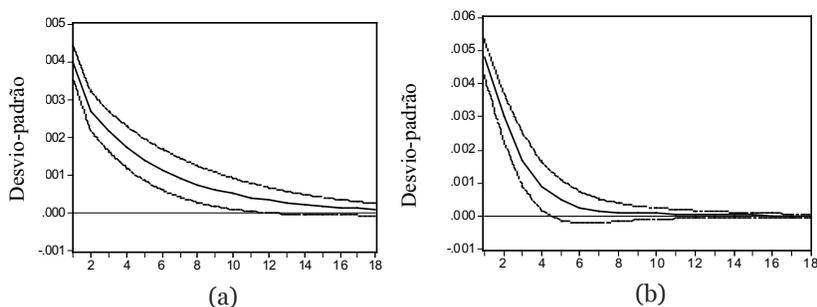
Fonte: Dados da pesquisa.

FIGURA 3 – RESPOSTA DO ÍNDICE DE PREÇO DOS (a) BENS NÃO COMERCIALIZÁVEIS E (b) COMERCIALIZÁVEIS A UM CHOQUE NÃO ANTECIPADO NO CÂMBIO.

O índice de preços dos não comercializáveis eleva-se após o choque, de modo que, no quinto mês, a influência da taxa de câmbio é máxima. Contudo, a trajetória de ajustamento não foi significativa, dado o alto valor do desvio-padrão. Além disso, o máximo de impacto do câmbio no preço dos não comercializáveis ocorreu, de modo estatisticamente significativo, entre o segundo e o terceiro mês após o choque, o que ratifica as análises anteriores, apresentadas nas equações (8) e (9).

Destaca-se que os resultados até então obtidos confirmam a hipótese levantada neste estudo.

Finalmente, para confirmar o comportamento inercial identificado pelo modelo, foram estimadas funções de impulso-resposta aos choques sobre seus próprios valores, para cada índice de preços (Figura 4).



Fonte: Dados da pesquisa.

FIGURA 4 – RESPOSTA DO ÍNDICE DE PREÇO DOS (a) BENS NÃO COMERCIALIZÁVEIS E (b) COMERCIALIZÁVEIS A UM CHOQUE NÃO ANTECIPADO EM SEU PRÓPRIO ÍNDICE.

Um choque no preço dos bens não comercializáveis aumentaria o próprio índice, de modo imediato, e o impacto desapareceria depois de 18 meses; uma elevação no preço dos bens comercializáveis também aumentaria o próprio índice nos períodos seguintes. Contudo, este impacto se daria de modo mais rápido e diluiria em 10 meses.

A explicação para esse resultado é a inércia inflacionária, devido a qual um aumento nos preços, no período atual, causaria crescimento dos preços nos períodos subsequentes. Todavia, a inércia foi maior nos bens não comercializáveis, já que seu impacto demoraria mais para ser removido do processo; no caso dos bens comercializáveis, a concorrência com produtos estrangeiros é um dos fatores que impediriam que a inércia se prolongasse por muito tempo.

Com vistas em confirmar os resultados obtidos por meio das funções de impulso-resposta, a seguir é apresentada uma análise de decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis *BNC* e *BC*. O objetivo da técnica é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no VAR.

Na Tabela 3 está a decomposição da variância do preço dos bens não comercializáveis.

TABELA 3 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DE *BNC*, EM PORCENTAGEM

<i>Período</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>BNC</i>	<i>BC</i>	<i>M1</i>	<i>CÂMBIO</i>
1	0.004	100.000	0.000	0.000	0.000
2	0.005	86.910	1.803	11.112	0.175
3	0.006	82.025	3.664	13.923	0.388
4	0.006	79.009	5.139	15.119	0.732
5	0.006	77.014	6.149	15.728	1.109
6	0.007	75.699	6.793	16.072	1.436
7	0.007	74.845	7.192	16.282	1.682
8	0.007	74.296	7.437	16.414	1.852
9	0.007	73.945	7.590	16.500	1.966
10	0.007	73.719	7.686	16.555	2.040
11	0.007	73.574	7.747	16.592	2.088
12	0.007	73.479	7.786	16.616	2.119

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados apresentados na Tabela 3 indicam que, embora a própria variável explique grande parcela da variação dos erros de previsão, a base monetária teve influência crescente no preço dos bens não comercializáveis. Após 12 meses, a variação de *BNC* foi explicada em 16,6% por *M1*, ao passo que apenas 2,1% se deveram às mudanças no câmbio.

A decomposição da variância dos erros de previsão do preço dos bens comercializáveis é apresentada na Tabela 4.

TABELA 4 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DE BC, EM PORCENTAGEM

<i>Período</i>	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>BNC</i>	<i>BC</i>	<i>Mi</i>	<i>CAMBIO</i>
1	0.005	1.266	98.734	0.000	0.000
2	0.006	1.677	89.742	0.640	7.941
3	0.006	2.203	83.247	1.325	13.225
4	0.007	2.741	79.935	1.841	15.483
5	0.007	3.204	78.371	2.180	16.245
6	0.007	3.557	77.604	2.392	16.448
7	0.007	3.806	77.192	2.520	16.482
8	0.007	3.975	76.953	2.599	16.473
9	0.007	4.086	76.805	2.649	16.460
10	0.007	4.160	76.712	2.680	16.448
11	0.007	4.207	76.652	2.700	16.441
12	0.007	4.239	76.612	2.714	16.435

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se na Tabela 4 que, ao final de 12 meses, cerca de 76% da variância do erro de previsão de *BC* foi explicada pela sua própria variação; a influência do câmbio foi menor nos primeiros quatro meses e, a partir do quinto mês, manteve-se relativamente constante, explicando 16,4%. As demais variáveis tiveram participação relativamente inexpressiva.

Por meio das variáveis analisadas neste estudo, pode-se afirmar que o fator inercial e a contínua elevação da base monetária foram a explicação para que os preços dos bens não comercializáveis apresentassem, desde o início do Plano Real, um nível mais elevado de crescimento que os comercializáveis. Lameiras e Giambiagi (2006) chegaram a resultado semelhante, ao concluir que a explicação para essa pressão altista reside em uma conjunção de fatores, como aumento real de salário mínimo, efeitos indiretos das elevações de tarifas e impostos, baixa elasticidade de substituição de alguns serviços e, principalmente, inércia inflacionária, como também demonstrado pelos resultados deste estudo.

Vale mencionar que o VAR foi reestimado também para o período posterior à implementação do regime de metas de inflação, a partir de junho de 1999. Assim como no modelo para o período de 1994 a 2007 (Tabela 2), os resultados indicaram que a política monetária exerceu maior impacto nos preços dos bens não comercializáveis e que a política cambial influenciou mais ativamente o preço dos comercializáveis¹².

¹² O modelo estimado para o período de junho de 1999 a outubro de 2007 está apresentado na Tabela A2, no Anexo.

5. Conclusões

A primeira fase do Plano Real, iniciada em julho de 1994, foi marcada pela política de âncora cambial. Naquela época, a taxa de câmbio era uma variável importante na determinação dos preços internos, pois as importações passaram a representar uma importante fonte de abastecimento da demanda interna, graças aos ganhos de renda proporcionados pela queda na inflação.

Em julho de 1999, no entanto, foi adotado o regime de metas de inflação, com vistas em eliminar a pressão inflacionária decorrente da forte desvalorização cambial ocorrida no início daquele ano e manter o compromisso com a estabilidade de preços. Esse mecanismo vem funcionando relativamente bem nos últimos anos, embora seja bastante criticado, por manter as taxas de juros em níveis elevados, o que compromete os investimentos.

O objetivo deste trabalho foi analisar e avaliar o comportamento dos índices de preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis, considerando suas relações macroeconômicas com os instrumentos de controle da inflação utilizados no Brasil a partir de 1994. Buscou-se, também, explicar o crescimento mais acelerado dos preços dos não comercializáveis.

Os resultados mostram que a taxa de câmbio teve maior influência nos preços de bens comercializáveis, ao passo que as modificações na oferta monetária, aqui representada pelo agregado $M1$, foram mais importantes para explicar o comportamento do índice de não comercializáveis. Esses resultados estão de acordo com a teoria econômica.

O fator inércia inflacionária foi o mais importante para explicar as variações nos preços dos bens não comercializáveis. Em relação aos comercializáveis, o impacto da inércia, mesmo significativo, foi baixo, o que faz sentido na medida em que os produtos nacionais podem ser substituídos pelos importados. Essa conclusão reafirma uma realidade que, durante muitos anos, dificultou o combate à inflação no Brasil. A quebra da inércia inflacionária requer que haja maior e melhor competição no mercado, principalmente no setor de serviços.

Referências

- BAER, W. (1996). *A economia brasileira*. São Paulo: Nobel.
- BALASSA, B. (1964). “The purchasing power parity doctrine: a reappraisal”. *Journal of Political Economy* 72 (6): 584-596.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN (2008). “Economia e finanças: séries temporais” URL: <http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>. Acesso em 22 de fevereiro de 2008.
- BUENO, R. L. S. (2008). *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning.
- BURNQUIST, H. & KYLE, S. (1992). “Efeitos de políticas macro-monetárias sobre os preços agrícolas”. In: *Anais... Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural...* Rio de Janeiro, 1992. CD-ROM.
- BURNQUIST, H. & KYLE, S. (1995). “Overshooting agricultural prices and the importance of economic structure: evidence from Brazil”. *Revista Brasileira de Economia* 49 (1): 63-83.
- CANUTO, O. & HOLLAND, M. (2002). “Flutuações cambiais, estratégias de política monetária e metas de inflação”. *Revista Ensaios (FEE)* 23 (1): 5-28.
- CUNHA, C. A. & VIEIRA, W. C. “Choques monetários e cambiais e preços relativos na economia brasileira: 1990 – 2000”. *Revista de Economia e Agronegócio* 1 (1): 89-116.
- DICKEY, D. & FULLER, W. (1981). “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica* 49 (4): 1057-1072.
- ENDERS, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley.
- GIAMBIAGI, F. & CARVALHO, J. C. (2002). “As metas de inflação: sugestões para um regime permanente”. *Revista de Economia Política* 22 (3): 25-45.
- GREMAUD, A. P & VASCONCELLOS, A. S. & JUNIOR, R.T (2005). *Economia brasileira contemporânea*. São Paulo: Atlas.
- GUJARATI, D. N. (2006). *Econometria básica*. Rio de Janeiro: Elsevier.
- INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – IPEA (2008). “Índices Analíticos: preços”. URL: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em 18 de fevereiro de 2008.
- KRUGMAN, P. & OBSTFELD, M. (2005). *Economia internacional: teoria e política*. São Paulo: Pearson Addison Wesley.
- LAMEIRAS, M. & GIAMBIAGI, F. (2006). “Um caso de inércia inflacionária: o que está acontecendo com os preços dos bens e serviços não-comercializáveis?” URL: http://www.ipea.gov.br/pub/bccj/bc_72n.pdf. Acesso em 4 de março de 2008.
- MAIA, A. & CRIBARI-NETO, F. (2006). “Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica”. *Revista Brasileira de Economia* 60 (2): 153-165.
- MAIA, S. & SILVA, E. (2004). “Política Monetária no Brasil (1994-2002): Uma Análise Utilizando Vetores Auto-Regressivos” In: 42. Congresso da Sociedade

- Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Anais... Cuiabá, 2004. CD-ROM.
- MARGARIDO, M. & BUENO, C. & MARTINS, V. & CARNEVALLI, L. (2003). “Análise dos Efeitos Preços e Câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR”. 5. Encontro de Economistas da Língua Portuguesa. Anais... Recife, 2003. CD-ROM.
- MENDONÇA, H. (2005). “Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica”. 32. Encontro Nacional de Economia. Anais... Natal, 2005. CD-ROM.
- SAMUELSON, P. (1964) “Theoretical notes on trade problems”. *The Review of Economics and Statistics* 46 (2): 145-154.
- SIMS, C. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, 48 (1): 1-48.
- VASCONCELOS, C. (2004). “O efeito Balassa-Samuelson e a Paridade de Poder de Compra na economia brasileira”. *Análise Econômica* 22 (41): 101-116.

Recebido em: 27 de agosto de 2008.

Primeira resposta em: 22 de outubro de 2008.

Aceite em: 9 de março de 2009.

ANEXO

TABELA A1 – RESULTADO DOS TESTES DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS PARA AS SÉRIES LOGARITMIZADAS DOS BENS COMERCIALIZÁVEIS, NÃO-COMERCIALIZÁVEIS, TAXA DE CÂMBIO E M1, NO PERÍODO DE JULHO DE 1994 A OUTUBRO DE 2007

<i>Defasagem</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	-20,875	-20,795	-20,842
1	-22,862	-22,462	-22,699
2	-22,913	-22,194	-22,621
3	-22,877	-21,838	-22,455
4	-22,888	-21,529	-22,336
5	-22,864	-21,186	-22,182
6	-22,893	-20,895	-22,082
7	-22,967	-20,649	-22,025
8	-23,069	-20,432	-21,998

Nota: Valores em negrito indicam a ordem de seleção da defasagem pelo respectivo critério.

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA A2 – ELASTICIDADES DE AJUSTAMENTO NO CURTO PRAZO, MODELO ESTIMADO PARA O PERÍODO COMPREENDIDO ENTRE JUNHO DE 1999 A OUTUBRO DE 2007

<i>Variáveis</i>	<i>BNC</i>	<i>BC</i>	<i>M1</i>	<i>CÂMBIO</i>
BNC_{t-1}	0,497*** (5,435)	-0,063 (-0,566)	-4,806*** (-3,270)	0,646 (0,656)
BC_{t-1}	0,120** (2,133)	0,761*** (10,991)	2,073** (2,283)	-0,960 (-1,579)
$M1_{t-1}$	0,019*** (2,896)	-0,004 (-0,450)	-0,159 (-1,516)	0,024 (0,338)
$CÂMBIO_{t-1}$	0,008 (0,8498)	0,048*** (4,441)	0,015 (0,108)	0,339*** (3,546)
<i>C</i>	0,001*** (2,587)	0,001** (2,217)	0,026*** (2,954)	0,002 (0,336)
<i>R</i> ²	0,345	0,609	0,116	0,142
<i>F</i>	12,490	37,023	3,125	3,938

Nota: Os valores entre parênteses referem-se à estatística *t* calculada; (***), (**) e (*) indicam significativos a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Dados da pesquisa.