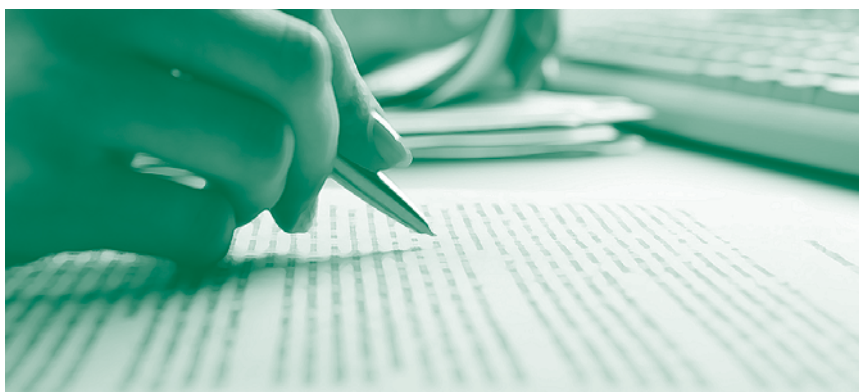


Preços Administrados: projeção e repasse cambial

Paulo Roberto de Sampaio Alves, Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo,
Antonio Negromonte Nascimento Junior e Leonardo Pio Perez

Março, 2013

Trabalhos para Discussão



305

ISSN 1519-1028
CNPJ 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 305	março	2013	p. 1-37
--------------------------	----------	--------	-------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: eduardo.lima@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 305.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>>

Preços Administrados: projeção e repasse cambial*

Paulo Roberto de Sampaio Alves**
Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo***
Antonio Negromonte Nascimento Junior****
Leonardo Pio Perez***

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Resumo

Este artigo apresenta a estratégia de projeção de preços administrados empregada pelo Banco Central do Brasil. Tal estratégia é usada para projeções de curto e médio prazos e combina modelos econométricos com a modelagem contábil baseada na análise de especialistas. O texto também inclui a revisão dos coeficientes de repasse cambial dos preços administrados, que afeta a trajetória do IPCA cheio nos modelos de projeção.

Palavras-chave: Previsão de Inflação, Preços Administrados, Repasse Cambial.

Classificação JEL: E31, E37

** Departamento de Atendimento Institucional (Deati), Banco Central do Brasil.

*** Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep), Banco Central do Brasil.

**** Analista do Banco Central, cedido ao Senado Federal.

1. Introdução¹

Os preços administrados por contratos e monitorados (“preços administrados”) são aqueles estabelecidos por contrato, por órgão público ou agência reguladora e, de modo geral, são menos sensíveis às condições de mercado. Em janeiro de 2012 passou a vigorar a nova estrutura de ponderação do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), baseada na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008/2009 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com esta atualização e com as alterações na composição do conjunto dos preços administrados realizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB)², este passou de 28 para 23 itens, representando, aproximadamente, 24% da cesta total que compõe o IPCA, ante cerca de 30% anteriormente³.

Este trabalho tem como objetivo apresentar a estratégia de projeção de preços administrados utilizada pelo BCB. Tal estratégia é usada para projeções de curto e médio prazos e combina modelos econométricos com a modelagem contábil baseada, em grande parte, na análise de especialistas. Além disso, descreve-se, brevemente, a revisão dos coeficientes de repasse cambial dos preços administrados, que afeta a trajetória do IPCA cheio nos modelos de projeção. As informações proporcionadas por estas projeções, em conjunto com as geradas por outras ferramentas, constituem insumos importantes para o processo decisório do Comitê de Política Monetária (Copom).

O artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 inicia-se com a apresentação da estratégia de projeção utilizada pelo BCB para os preços administrados, prosseguindo com a descrição das duas abordagens nas quais as projeções estão baseadas: contábil e econométrica. Na seção 3, descreve-se a revisão dos coeficientes de repasse cambial. Na seção 4 são feitas as considerações finais.

¹ Uma versão condensada deste artigo foi publicada como o boxe “Preços Administrados por Contratos e Monitorados: atualização dos modelos de projeção e dos coeficientes de repasse cambial”, no Relatório de Inflação de junho de 2012.

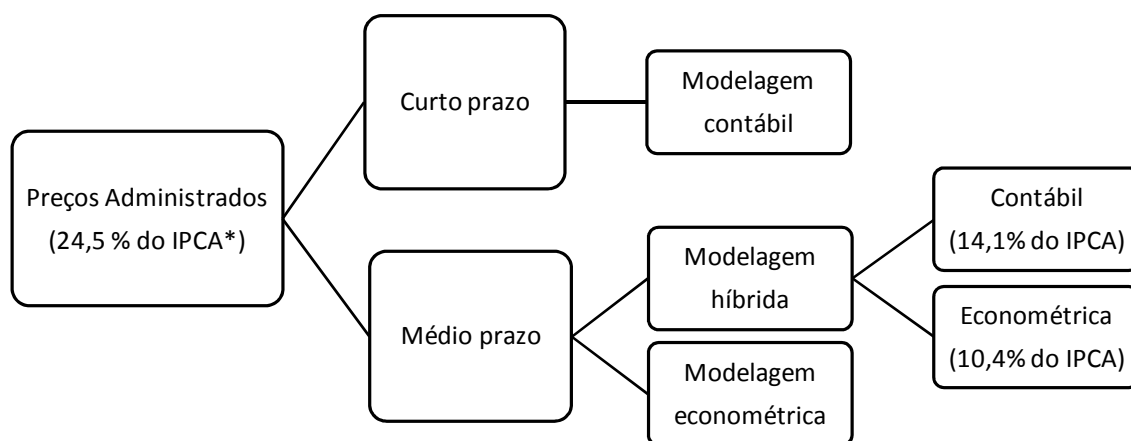
² Ver o boxe “Atualização das Estruturas de Ponderação do IPCA e do INPC e das Classificações do IPCA”, publicado no Relatório de Inflação de dezembro de 2011.

³ A lista atual dos itens que compõem os preços administrados é apresentada na **Tabela 1**.

2. Projeção de preços administrados

A estratégia de projeção dos preços administrados usada pelo BCB considera como projeções de curto prazo, em geral, aquelas que dizem respeito aos preços administrados para o ano corrente e, como projeções de médio prazo, aquelas que levam em consideração os dois ou três anos seguintes. Tal modelagem é esquematizada de acordo com a **Figura 1**⁴.

Figura 1 – Estratégia de projeção dos preços administrados



* Os pesos correspondem a janeiro de 2012

No curto prazo, a projeção é feita de forma “contábil” a partir de cenários, considerando as especificações de reajustes dos itens mais importantes dentro do conjunto dos monitorados. Os procedimentos “contábeis” utilizam informações dos contratos de concessão, regras de reajustes e metodologias usadas pelo IBGE para a incorporação das variações dos componentes dos preços administrados no IPCA.

Para as projeções de médio prazo, combinam-se duas abordagens: econométrica e híbrida. Na abordagem econométrica, modelos econométricos são estimados para o agregado dos preços administrados enquanto, na abordagem híbrida, os preços administrados são separados em dois grupos. O primeiro grupo, composto de 12 itens e representando 14,1% do IPCA (segundo os pesos do IPCA de janeiro de 2012), é modelado “contabilmente” de maneira similar à abordagem de curto prazo, enquanto os demais itens, representando 10,4% do IPCA, são modelados econometricamente de

⁴ A amostra de dados analisada neste artigo termina no final de 2011 ou início de 2012.

forma agregada. A **Tabela 1** mostra a composição dos preços administrados, a forma de modelagem no médio prazo de cada item, bem como as áreas geográficas onde os itens são pesquisados. Os itens estão ordenados de acordo com seus respectivos pesos no IPCA de janeiro de 2012.

Tabela 1 – Composição atual dos preços administrados

Itens	Peso no		Modelagem médio prazo	Cobertura Regiões Metropolitanas
	IPCA	Adm.		
Gasolina	4,11	16,77	Econométrica	Todas
Produtos farmacêuticos	3,47	14,17	Contábil	Todas
Energia elétrica residencial	3,43	14,00	Econométrica	Todas
Plano de saúde	3,05	12,44	Contábil	Todas
Ônibus urbano	2,71	11,05	Contábil	Todas
Telefone fixo	1,54	6,27	Contábil	Todas
Taxa de água e esgoto	1,48	6,04	Contábil	Todas
Gás de botijão (GLP)	1,11	4,53	Econométrica	Todas
Emplacamento e licença	1,08	4,42	Contábil	Todas
Ônibus intermunicipal	0,72	2,93	Econométrica	Todas exceto Brasília
Jogos de azar	0,41	1,69	Contábil	Todas
Táxi	0,39	1,60	Econométrica	Todas exceto Brasília
Ônibus interestadual	0,25	1,03	Econométrica	Todas
Óleo diesel	0,13	0,51	Econométrica	Todas exceto Brasília, Recife e Rio de Janeiro
Pedágio	0,12	0,50	Contábil	Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre
Telefone público	0,12	0,48	Econométrica	Todas exceto Recife e Rio de Janeiro
Gás veicular	0,11	0,46	Econométrica	Recife, Salvador, Rio de Janeiro e São Paulo
Gás encanado	0,08	0,31	Contábil	Rio de Janeiro, São Paulo e Curitiba
Metrô	0,07	0,30	Contábil	Rio de Janeiro e São Paulo
Trem	0,06	0,26	Econométrica	Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre
Multa	0,04	0,16	Contábil	Goiânia, Brasília, São Paulo e Curitiba
Correios	0,01	0,04	Contábil	Rio de Janeiro
Transporte hidroviário	0,01	0,03	Econométrica	Belém
Total	24,51	100,00		
Contábeis	14,06	57,39		
Econômicos	10,44	42,61		

Na próxima subseção descreve-se a modelagem contábil dos preços administrados, enquanto na seguinte, descreve-se o processo de escolha dos modelos econométricos.

2.1 Modelagem “contábil”

A modelagem “contábil” é aplicada na projeção de curto prazo dos preços administrados em geral e de médio prazo para parte destes, conforme indicado na **Figura 1** e na **Tabela 1**.

Como já mencionado, na abordagem contábil, são consideradas informações sobre os contratos de concessão, regras de reajustes e metodologias usadas pelo IBGE

para a mensuração dos preços dos itens classificados como preços administrados no IPCA. Desta forma, na descrição de tal abordagem se faz necessário um breve relato das características dos principais itens, além das hipóteses assumidas para as projeções das variações de seus preços. A ordem de apresentação é baseada na importância de cada item, representada pelo seu peso no IPCA.

2.1.1 Gasolina e outros derivados de petróleo

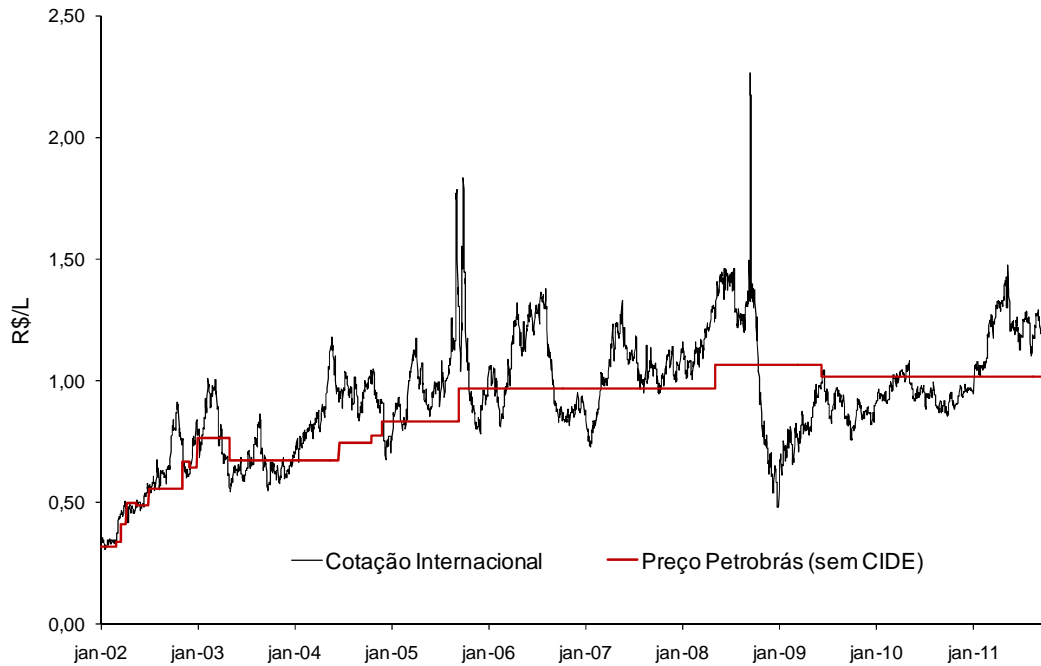
Devido a sua importância relativa e comportamento distinto, os preços de derivados de petróleo, em geral, tem tratamento diferenciado na análise do comportamento dos preços administrados no Brasil. Com peso de 5,35% em janeiro de 2012, os preços de derivados de petróleo (gasolina, gás liquefeito de petróleo – GLP e óleo diesel) na refinaria são fixados pela Petrobrás. A empresa busca alinhar os preços desses produtos à tendência de longo prazo apresentada pelos preços internacionais por meio de uma estratégia que visa suavizar as flutuações dos preços dos combustíveis no mercado doméstico. Esta estratégia é baseada na taxa de câmbio, no valor da gasolina no mercado externo e na cotação internacional do petróleo. Com isso, variações dos preços do petróleo e derivados acrescentam menor volatilidade à inflação ao consumidor no Brasil do que em outros países como, por exemplo, os EUA, onde os movimentos de preços do petróleo no mercado internacional são repassados com grande frequência aos consumidores. A **Figura 2** mostra o comportamento do preço de realização da Petrobrás e a cotação internacional da gasolina.

Para o consumidor, além do preço na refinaria, os preços da gasolina são também influenciados pelo impacto da adição do álcool anidro na mistura, das margens de transporte e comercialização e da tributação.

Para se projetar a evolução dos preços da gasolina no curto prazo, considera-se a defasagem entre o preço doméstico e o preço internacional bem como a política adotada para reajuste do item, além da expectativa para os preços do álcool anidro e os impostos. Dentre os últimos reajustes dos preços da gasolina na refinaria, alguns foram amortecidos por diminuições da carga tributária, em particular, pelas reduções da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – Combustíveis (Cide – Combustível)⁵.

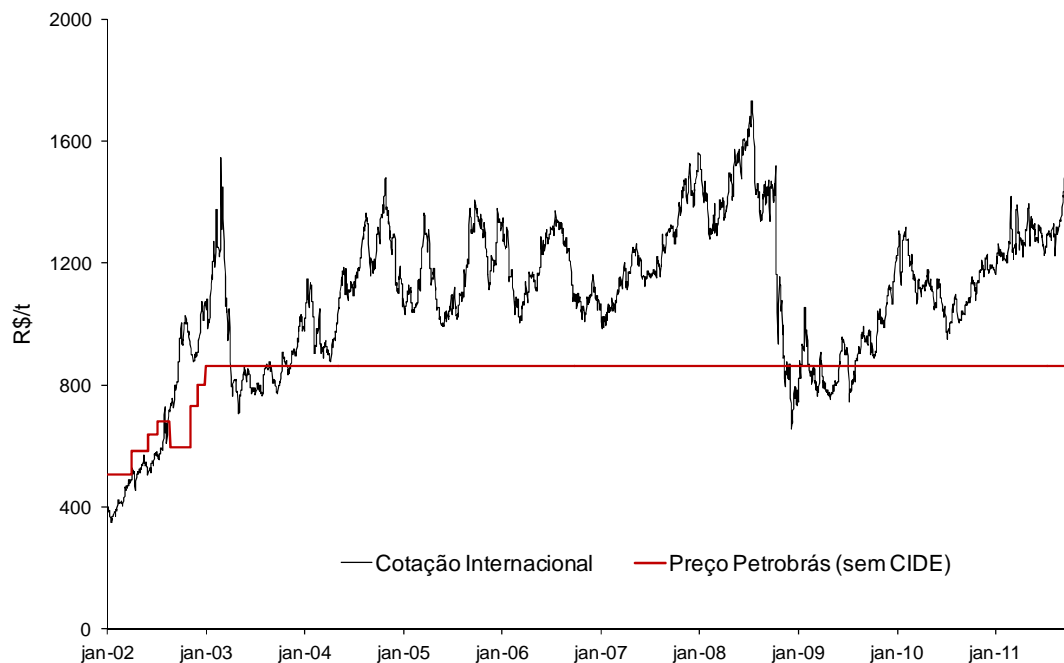
⁵ Atualmente, o valor da Cide está fixado em zero (Decreto nº 7764, de 22 de junho de 2012).

Figura 2 – Séries históricas do preço de realização e cotação internacional da gasolina



Por sua vez, o GLP (gás de bujão) também apresentou rigidez nos preços, como mostra a **Figura 3**, não tendo havido aumento entre o início de 2003 e 2011. Dado o comportamento recente dos preços, tanto os reajustes da gasolina quanto do GLP têm sido, quase sempre, considerados zero para as projeções de curto prazo.

Figura 3 – Séries históricas do preço de realização e cotação internacional do GLP



2.1.2 Produtos farmacêuticos

Com a criação, em outubro de 2003, da Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos (CMED), sob coordenação da Agência Nacional de Vigilância Sanitária (Anvisa), em substituição à Câmara de Medicamentos (Camed), foram estabelecidas novas regras para o reajuste de medicamentos. A regra de reajuste é baseada em um modelo de teto de preços, onde o ajuste é dado pela variação de um índice de preços menos um fator “X”, que incorpora uma estimativa do aumento futuro da produtividade. Os reajustes passaram a ocorrer a cada doze meses a partir de março de 2004⁶.

De acordo com o modelo, a variação percentual do preço (VPP) de um medicamento do setor j para o período t é dada por:

$$(1) VPP_{jt} = \Delta IPCA_t - X_t + Y_t + Z_{jt}$$

onde $\Delta IPCA_t$ é a taxa de inflação medida pelo IPCA entre março do ano $t - 1$ e fevereiro do ano t ; X_t representa o fator de produtividade aplicado no período t , expresso em percentual e estabelecido a partir da estimativa de ganhos prospectivos de produtividade da indústria farmacêutica⁷; e Y_t é o fator de ajuste de preços relativos entre setores no

⁶ Os reajustes passam a valer a partir de 31 de março de cada ano.

⁷ X_t é calculado a partir de um modelo econométrico (CMED, 2008) cuja variável dependente é a produtividade do trabalho na indústria farmacêutica, obtida pela razão entre o índice de *quantum* da produção física da indústria farmacêutica e o total de horas trabalhadas do pessoal ocupado na indústria

período t , que pode variar entre 0 e 1 e depende da diferença entre as variações dos custos não gerenciais no setor farmacêutico ou na economia (tomando-se o que for menor) e o saldo dessas variações no período anterior⁸. Neste caso, pretende-se contemplar a parcela dos custos dos medicamentos atrelada ao câmbio como, por exemplo, referente aos insumos como os princípios ativos que não tenham sido contemplados na variação do IPCA.

Z_{jt} é o fator de ajuste de preços relativos intra-setores para o setor j no período t . Os setores são diferenciados pelo seu grau de concorrência, aproximado pela participação, em faturamento, dos medicamentos genéricos no mercado. Assume-se, portanto, que a presença de genéricos aumenta a competição no setor, pressionando os preços para baixo.

Os setores são classificados da seguinte maneira:

- (i) Nível 1: participação dos genéricos no faturamento igual ou superior a 20%;
- (ii) Nível 2: participação dos genéricos no faturamento entre 15% e 20%;
- (iii) Nível 3: participação dos genéricos no faturamento abaixo de 15%.

O fator Z para o setor j no período t vem sendo definido em relação ao fator X da seguinte maneira:

$$(2) Z_{jt} = \begin{cases} X_t & \text{se } j = 1 \\ 0,5 X_t & \text{se } j = 2 \\ 0 & \text{se } j = 3 \end{cases}$$

Desta forma, quanto maior a concorrência, maior a variação percentual de preços permitida no setor.

A variação agregada percentual do preço dos medicamentos é dada pela combinação das equações (1) e (2):

$$(3) VPP_t = \Delta IPCA_t + (\alpha_1 + 0,5\alpha_2 - 1)X_t + Y_t,$$

onde α_j é a participação dos medicamentos no setor j .

farmacêutica. As variáveis explicativas são IPCA, PIB dessazonalizado, taxa de juros real e taxa de câmbio para venda em dólar americano.

⁸ Para detalhes sobre o cálculo de Y_t ver anexo da CMED (2008).

De acordo com Febrapharma (2008), a participação dos medicamentos por setores em 2008 foi a seguinte: 36% no setor I, 8% no setor II e 56,3% no setor III. Assumindo que a participação entre os setores seja a mesma observada em 2008:

$$(4) VPP_t = \Delta IPCA_t - 0,6X_t + Y_t.$$

Apesar de ser autorizada pela CMED, a aplicação do reajuste é definida por meio de negociações entre laboratórios, distribuidores e a rede varejista. Portanto, não são automáticos e, em geral, ocorrem com defasagem e apresentam percentuais distintos dos autorizados. Levando-se em consideração a diferença entre o reajuste autorizado e a variação efetivamente observada no item “Produtos farmacêuticos” no IPCA, utiliza-se um coeficiente de repasse para ajuste da projeção, igual a 0,88.

Para o curto prazo, a projeção é baseada na variação esperada do IPCA descontada do percentual de produtividade X_t , normalmente anunciado ao final do ano anterior. Já para o médio prazo, assume-se que $Y_t = 0$ e utiliza-se um X_t projetado igual à média dos últimos três anos. Tanto para as previsões de curto quanto para as de médio prazo, o reajuste esperado é, em geral, distribuído em três meses, o mês de vigência e os dois meses subsequentes, seguindo o comportamento dos reajustes nos anos anteriores.

Para ilustrar, a **Tabela 2** mostra os reajustes autorizados definidos desde 2005 (Reajuste médio), calculados de acordo com a expressão (4); o reajuste obtido em uma projeção de curto prazo (Reajuste projetado); e o reajuste obtido em uma projeção de médio prazo (Reajuste estimado).

Tabela 2 – Reajustes para produtos farmacêuticos

Ano	IPCA ^{1/}	Fator X	Fator Y	Reajuste médio ^{2/} (a)	Reajuste ocorrido (b)	Razão (b)/(a)	Reajuste projetado ^{3/}	Fator X projetado	Reajuste estimado ^{4/}
2005	7,39	1,50	0,00	6,49	5,07	0,78	5,71	1,80	5,55
2006	5,51	1,87	0,00	4,39	3,65	0,83	3,86	1,80	3,90
2007	3,02	2,02	0,00	1,81	1,18	0,65	1,59	1,80	1,71
2008	4,61	2,09	0,00	3,36	2,81	0,84	2,95	1,99	3,00
2009	5,90	0,00	0,00	5,90	4,59	0,78	5,19	1,37	4,47
2010	4,31	0,38	0,52	4,60	3,85	0,84	4,05	0,82	3,36
2011	6,01	2,47	0,00	4,53	4,08	0,90	3,98	0,95	4,79

Fontes: Resoluções da CMED.

1/ Considera a variação do IPCA entre março do ano anterior e fevereiro do ano considerado.

2/ Assumindo as seguintes participações dos setores: Setor I, 35,6%; Setor II, 8,1%; 3 Setor III, 56,3%.

3/ Reajuste projetado usando o fator X ocorrido.

4/ Reajuste projetado usando o fator X projetado.

2.1.3 Energia elétrica residencial

No IPCA, o item “Energia elétrica residencial” considera o preço aplicado pelas quinze empresas responsáveis pela sua distribuição nas onze Regiões Metropolitanas abrangidas pela pesquisa, conforme é mostrado na **Tabela 3**.

A exploração do serviço público de distribuição de energia elétrica é realizada com base no contrato de concessão entre a União e a empresa distribuidora, fixando os direitos e obrigações. Esses contratos, regulados pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel), estabelecem três mecanismos de atualização das tarifas: *(a)* reajuste tarifário anual; *(b)* revisão tarifária periódica; e *(c)* revisão tarifária extraordinária.

Tabela 3 – Concessionárias de energia elétrica cobertas pelo IPCA

Regiões metropolitanas	Pesos	
	Regionais POF 08/09	Concessionárias
Norte		
Belém	4,65	CELPA
Nordeste		
Fortaleza	3,49	COELCE
Recife	5,05	CELPE
Salvador	7,35	COELBA
Centro-Oeste		
Brasília	3,46	CEB
Goiânia	4,44	CELG
Sudeste		
Belo Horizonte	11,23	CEMIG
Rio de Janeiro	12,46	AMPLA, LIGHT
São Paulo	31,68	BANDEIRANTE, ELETROPAULO
Sul		
Curitiba	7,79	COPEL
Porto Alegre	8,40	AES-SUL, CEEE, RGE
	100,00	

(a) Reajuste Tarifário Anual (IRT):

O IRT tem como objetivo restabelecer a capacidade financeira da empresa, recompondo o poder de compra das receitas anualmente. As receitas das empresas são compostas de duas parcelas, compondo os custos não gerenciáveis (Parcela A) e os custos gerenciáveis (Parcela B).

A parcela A inclui os encargos setoriais⁹ e de uso das redes elétricas e as compras de energia. Relativamente aos encargos setoriais, a Aneel publica resolução específica ao final de cada ano, fixando as cotas anuais que devem ser pagas pelos agentes ao longo do ano. Os encargos de uso das redes elétricas incluem o uso das instalações da rede de transmissão, de conexão, de distribuição, além dos custos de administração e operação do Operador Nacional do Sistema (ONS). Por último, as compras de energia, com peso significativo nos custos das distribuidoras, dependem,

⁹ Em janeiro de 2012, os principais encargos eram: Reserva Global de Reversão (RGR); Conta de Consumo de Combustíveis (CCC); Taxa de Fiscalização de Serviços de Energia Elétrica (TFSEE); Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (Proinfa) e Conta de Desenvolvimento Energético (CDE).

principalmente, da oferta e da demanda de energia na localidade. O reajuste da Parcela A é obtido pela variação dos valores de cada um dos itens detalhados acima.

Os custos gerenciáveis (Parcela B) são compostos por: Despesas de Operação e Manutenção, Remuneração do Capital, Cota de Depreciação, além das despesas com investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) e Eficiência Energética e com o PIS/Cofins. Os itens integrantes da Parcela B são corrigidos, no reajuste anual, pela variação do IGP-M observada nos 12 meses anteriores à data do reajuste, descontando-se um fator de produtividade (Fator X), fixado pela Aneel.

(b) Revisão tarifária periódica:

A revisão tarifária periódica ocorre após um período previamente definido no contrato de concessão, geralmente de quatro ou cinco anos, e objetiva avaliar o equilíbrio econômico-financeiro da concessão, para evitar danos aos consumidores.

Diferentemente do período de reajuste, a Parcela B (custos gerenciáveis) é calculada de forma a remunerar adequadamente os investimentos realizados e os custos operacionais considerados eficientes. Na revisão tarifária é calculado o reposicionamento tarifário e estabelecido o fator X.

(c) Revisão tarifária extraordinária (RTE):

O contrato de concessão estabelece ainda a possibilidade de Revisão Tarifária Extraordinária (RTE), em que a Aneel poderá proceder à revisão das tarifas para manter o equilíbrio econômico-financeiro do contrato. Nesse caso, estão subentendidas alterações significativas nos custos da empresa, incluindo as tarifas de compra de energia, encargos setoriais ou encargos de uso das redes elétricas.

O IBGE calcula a variação de preços do subitem “Energia Elétrica” no Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor a partir de uma conta teórica associada ao consumo médio mensal domiciliar de kWh e informações de preços obtidas junto às concessionárias. Os consumos médios são específicos para cada região.

Desse modo, a estimativa de curto prazo do item é realizada para cada uma das quinze concessionárias, considerando se a empresa, naquele ano, estará submetida ao processo de reajuste tarifário anual ou de revisão tarifária periódica. No caso de reajuste tarifário anual, a estimativa considera um cenário de variação dos custos não gerenciáveis (Parcela A) e variação do IGP-M para a parcela B, descontando-se o fator

X correspondente. No caso de revisão, a estimativa procura avaliar o patamar da tarifa vigente para a concessionária e a tendência observada nas revisões das outras concessionárias dentro do mesmo ciclo.

2.1.4 Plano de Saúde

Desde 2001, a Agência Nacional de Saúde (ANS) estabelece anualmente o percentual de reajuste máximo dos preços dos contratos individuais e familiares e dos contratos coletivos não patrocinados, tomando como referência a média ponderada dos reajustes aplicados pelas operadoras dos planos coletivos patrocinados informados à agência. O reajuste é normalmente fixado em maio de cada ano, para vigorar nos doze meses seguintes. Para os planos coletivos, onde supostamente o poder de barganha dos beneficiários é maior, os reajustes de preços são livres.

De acordo com IBGE (2005), as informações sobre os reajustes aplicados sobre os contratos de plano de saúde são obtidas junto às operadoras mais representativas, mas o percentual informado, em geral, é baseado no reajuste máximo fixado pela ANS. Para o cálculo da variação do item “Plano de Saúde” no IPCA, o reajuste total obtido pela média ponderada do reajuste dos planos novos (peso de 58%) e dos planos antigos (42%) é apropriado proporcionalmente ao longo do ano. O reajuste máximo autorizado pela ANS é distribuído igualmente entre os meses de junho do ano em questão e maio do ano seguinte.

Para a projeção do item “Plano de Saúde”, é assumido um reajuste dado pela variação do IPCA entre maio do ano anterior e abril do ano em questão. Seu impacto é então distribuído igualmente em quatro trimestres a partir do terceiro trimestre do ano do reajuste.

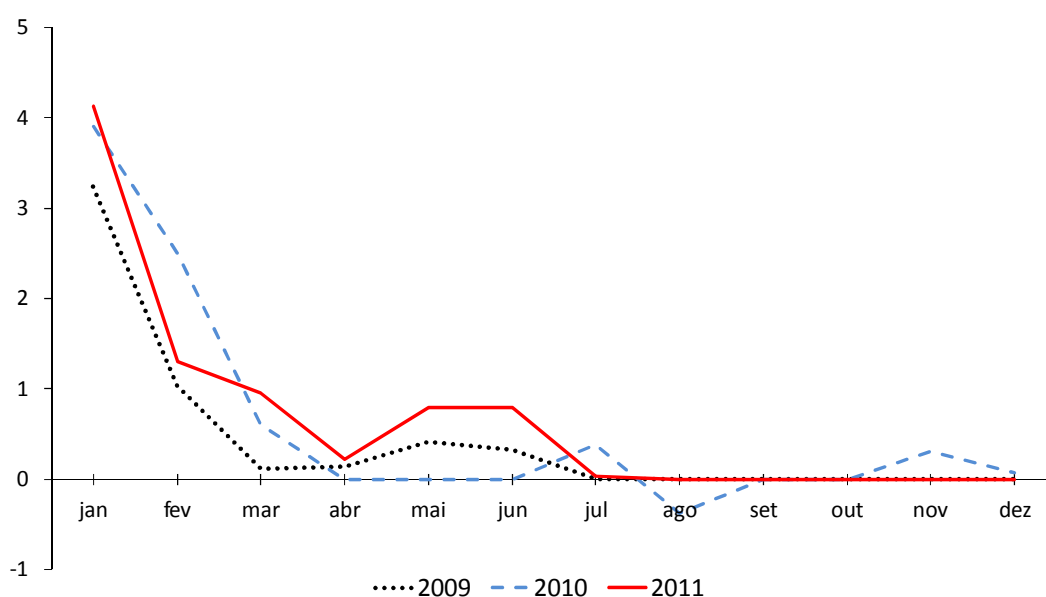
2.1.5 Ônibus urbano

Os reajustes do item “Ônibus urbano” são definidos em nível municipal e normalmente têm periodicidade anual. Como a tarifa é um rateio do custo total do serviço entre os usuários, o cálculo do reajuste é, em geral, determinado pela razão entre o custo do quilômetro rodado e o número de passageiros por quilômetro. O combustível (óleo diesel) é o principal item dos custos das empresas, que também é influenciado pelos gastos com peças, pessoal, etc. Outro fator de grande influência nos reajustes é a

ocorrência de eleições municipais, que impactam tanto no calendário quanto na magnitude dos reajustes das tarifas.

Para a projeção dos reajustes, assume-se que o padrão recente de aumentos será mantido, além de se incorporar informações dos próprios governos municipais. Como regra padrão, utiliza-se a variação do IPCA nos doze meses anteriores à data do provável reajuste. Como vem ocorrendo recentemente uma concentração de reajustes no início do ano, principalmente em janeiro para cidades como Rio de Janeiro, São Paulo e Belo Horizonte, percebe-se um claro padrão sazonal, como mostrado na **Figura 4**.

Figura 4 – Variação mensal de “Ônibus urbano” no IPCA – 2009 a 2011



2.1.6 Telefone fixo

No final de 2005, com o vencimento dos contratos de concessão do serviço de telefonia fixa, foram estabelecidas novas regras para os reajustes das tarifas. Uma das principais modificações foi a substituição do seu indexador, o IGP-DI, pelo Índice de Serviços de Telecomunicações (IST). O IST é um índice de custo setorial do setor de telefonia, cuja composição baseou-se na participação média de cada tipo de despesa (pessoal, material, etc.) nos custos totais das operadoras. A **Tabela 4** mostra que 80% do índice é dado pelo IPCA e pelo “IPA-OG – Máquinas e equipamentos industriais”. A composição do IST é recalculada a cada três anos, a partir de 2008.

Tabela 4 – Composição do IST

Índices	%
IPCA	46
IPA-OG - Máquinas e equipamentos industriais	34
IGP-M	6
INPC	5
SINAPI	4
Outros	5
	100

O valor máximo de reajuste da tarifa de telefonia fixa é dado pela seguinte expressão:

$$(5) \Delta TF_t \leq (1 - X_t - FA_t) \Delta IST_{12,t}$$

onde $\Delta IST_{12,t}$ é a variação do Índice de Serviços de Telecomunicações (IST) para o período de junho do ano $t - 1$ a maio do ano t ¹⁰; X_t é o fator de produtividade aplicado no período t ; e FA_t é o fator de amortecimento no período t , que assume valor 0 para variações do IST de até 10%, 0,01 para variações do IST entre 10% e 20%, e 0,02 para variações do IST acima de 20%.

Para a projeção do IST, procurou-se utilizar uma média entre IPCA e IPA, tomando este último como *proxy* para o IPA-OG – Máquinas e equipamentos industriais. Entretanto, como se verificou que as duas séries apresentavam comportamentos muito diferentes, passou-se a utilizar somente o IPCA para capturar a variação futura do IST.

2.1.7 Taxa de água e esgoto

Os serviços de abastecimento urbano de água e esgoto sanitários são considerados de interesse local, sendo de competência municipal a legislação sobre o assunto. Desta forma, diferentemente dos setores de energia, telefonia e petróleo, não há uma política que organize o mercado e procure garantir eficiência ao setor, constituído, em sua maioria, por estatais estaduais de saneamento.

¹⁰ Tal período considerado para reajuste foi válido nos primeiros anos da regra, mas, ultimamente, o período tem sofrido variações.

Os reajustes da taxa de água e esgoto são definidos em nível municipal, assim como ocorre com as tarifas de ônibus urbano, no entanto seu padrão de reajuste tem se mostrado mais regular recentemente. Desta forma, a partir do padrão de reajustes dos últimos anos, definiu-se o mês de reajuste para cada uma das regiões metropolitanas, conforme mostrado na **Tabela 5**. Nesta tabela encontra-se também o índice de reajuste utilizado para cada cidade, definido por melhor replicar os reajustes ocorridos anteriormente ou por estar explicitamente definido pelo órgão municipal responsável.

Tabela 5 – Data e índice de reajuste da taxa de água e esgoto

Área	Período de reajuste	Índice
Goiânia - GO	maio	IPCA
Brasília - DF	março	IPCA
Belém - PA	julho	IGP-DI
Fortaleza - CE	janeiro	IPCA
Recife - PE	dezembro	IPCA
Salvador - BA	maio	IGP-DI
Belo Horizonte - MG	março	IGP-DI
Rio de Janeiro - RJ	agosto	IPCA
São Paulo - SP	setembro	IPCA
Curitiba - PR	março	IPCA
Porto Alegre - RS	fevereiro e junho	IGP-DI

2.1.8 Demais itens

A seguir são descritas as regras para projeção dos itens com pesos menores, cujo padrão histórico permite inferir uma regra “simplificada” de reajuste.

Para o item “Metrô”, pesquisado somente em São Paulo e Rio de Janeiro, assume-se um reajuste dado pela variação do IPCA nos 12 meses anteriores à data de sua aplicação (fevereiro para São Paulo e abril para o Rio de Janeiro). No caso do “Pedágio”, o reajuste é dado pela variação do índice de preço correspondente (IPCA para Rio de Janeiro e São Paulo, e IGP-M para Curitiba e Porto Alegre) nos 12 meses anteriores ao mês de sua aplicação (agosto para Rio de Janeiro, julho para São Paulo, dezembro para Curitiba e janeiro para Porto Alegre).

No caso de “Gás encanado”, foram identificados, pelo padrão de reajustes recentes, dois aumentos ao longo do ano no Rio de Janeiro (janeiro e julho) e aumentos em junho para São Paulo. O índice de reajuste usado nas projeções é o IGP-M.

Com relação ao item “Correios”, o reajuste anual ocorre em março e é dado pela variação do IPCA nos 12 meses anteriores. No caso da “Taxa de emplacamento”, o reajuste é distribuído igualmente ao longo do ano e é dado pela variação do IPCA no ano anterior. Finalmente, para os itens “Multas” e “Loteria” assume-se geralmente que não haverá reajuste no horizonte de projeção considerado.

2.2 Modelagem econométrica

Tanto na estimação de modelos para a variação agregada dos preços administrados quanto na modelagem para o subconjunto dos preços administrados não modelados “contabilmente”, foram usados modelos econométricos trimestrais, com a amostra iniciando-se em janeiro de 2003 e terminando em dezembro de 2011. Anteriormente, as amostras utilizadas se iniciavam em janeiro de 1996 ou janeiro de 1999.

Devido às mudanças implicadas pela POF 2008/2009 do IBGE, em termos de estrutura e de composição dos preços livres e administrados, as séries históricas originais não foram utilizadas nas estimações. Alternativamente, optou-se pela construção de séries retroagidas, obedecendo à nova composição dos preços administrados¹¹ e considerando os pesos da POF 2008/2009 para o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2011. A nova estrutura de ponderação foi retroagida a partir dos subitens, utilizando o método descrito em anexo. Para os períodos anteriores a janeiro de 2008, foram utilizados os pesos originais divulgados pelo IBGE (disponíveis em www.ibge.gov.br).

Os modelos econométricos selecionados, além de satisfazerem os critérios estatísticos usuais como ajuste dentro da amostra e significância dos parâmetros, apresentam respostas a impulso consistentes com a teoria. A partir de então, a escolha foi baseada na capacidade preditiva fora da amostra e na razoabilidade das projeções.

2.2.1 Modelos econométricos para preços administrados

Seis modelos foram selecionados para a projeção econométrica dos preços administrados, conforme mostra a **Tabela 6**, sendo quatro modelos autorregressivos univariados e dois modelos de vetores autorregressivos (VARs). Estão presentes nos

¹¹ Ver boxe “Atualizações das Estruturas de Ponderação do IPCA e do INPC e das Classificações do IPCA”, publicado no Relatório de Inflação de dezembro de 2011.

modelos selecionados, além da variável LADM (inflação trimestral dos preços administrados), inflação dos preços livres (LLIVRES), inflação medida pelo IGP-DI (LIGPDI) e inflação do subitem energia elétrica (LELET), todas estas expressas em logaritmo.

Tabela 6 – Especificações dos modelos para os preços administrados

Variável dependente: LADM	
AR 1	LADM(-1) e sazonais;
AR 2	@MOVAV(LADM(-1),2) e LLIVRES(-1) com restrição (soma dos coeficientes igual a um), e constante;
AR 3	@MOVAV(LADM(-1),2), LLIVRES(-1) e constante;
AR 4	LADM(-1), LIGPDI(-1) e sazonais.
VARs	
VAR 1	Endógenas: LELET, LADM (2 defasagens) Exógenas: LLIVRES(-1) e constante;
VAR 2	Endógenas: LIGPDI, LADM (1 defasagem) Exógena: constante.

A capacidade preditiva dos modelos foi avaliada com base no erro de projeção fora da amostra, medido através da raiz do erro quadrático médio (REQM). Na **Figura 5** tem-se a razão entre a REQM do modelo e a obtida em um AR(1) simples contendo apenas o termo autorregressivo (uma defasagem) e a constante. O modelo em questão tem uma performance melhor que o AR(1) simples quando esta razão é menor que um, o que ocorre na maioria dos casos exibidos no gráfico.

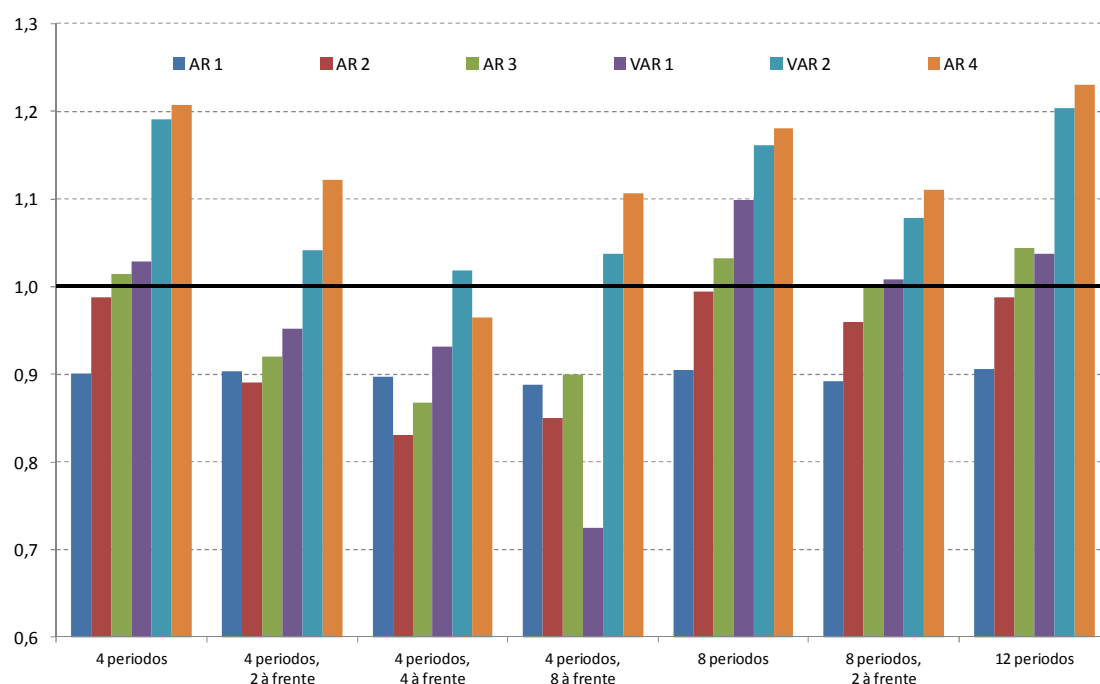
Uma estimação inicial, baseada no período entre o primeiro trimestre de 2003 (2003T1) e o quarto trimestre de 2007 (2007T4), foi utilizada para gerar projeções para os trimestres seguintes. A REQM é calculada com base na diferença entre os valores projetados e os valores realizados em cada trimestre correspondente. Esta comparação de valores projetados e realizados é feita sucessivamente, incluindo-se um trimestre adicional à amostra para estimação e, conseqüentemente, avançando um trimestre no horizonte de projeção considerado, até o limite de 2011T4.

As comparações apresentadas na **Figura 5** são baseadas nas projeções de cada modelo estimado para um horizonte dado pelo número de períodos indicado (4, 8 ou 12

períodos), sendo que o primeiro período no qual o erro é calculado, quando não especificado, é o período subsequente ao final da amostra utilizada na estimação. Quando especificado, o cálculo da REQM despreza os primeiros períodos subsequentes ao final da amostra, considerando um horizonte que se inicia 2, 4 ou 8 períodos a frente¹².

Pode-se observar que, com exceção do VAR 2 e do AR 4, todos os modelos superam o AR(1) simples quando se considera um horizonte de médio prazo, período no qual a modelagem econométrica é considerada. Estes dois modelos, no entanto, apresentam bons resultados nos outros critérios, além de incluir um índice de inflação adicional, o IGP-DI, como regressor.

Figura 5 – REQM relativa* dos modelos para preços administrados



* O eixo vertical corresponde à razão entre a REQM do modelo e a obtida em um AR(1) simples contendo apenas o termo autorregressivo (uma defasagem) e a constante. O modelo em questão tem uma performance melhor que o AR(1) simples quando esta razão é menor que um.

A razoabilidade das projeções foi outro critério fundamental na seleção dos modelos. A projeção é considerada razoável se não apresenta valores extremos no longo prazo, situando-se próxima ao padrão sugerido pelo especialista. Todos os modelos selecionados apresentaram projeções dentro da faixa de valores esperada.

¹² Tomando como exemplo o caso indicado como “4 períodos, 2 à frente”, para uma estimação inicial baseada no período de 2003T1 a 2007T4, o erro de projeção é calculado considerando-se os trimestres de 2008T3 a 2009T2.

2.2.2 Modelos econométricos para preços administrados não modelados contabilmente

Seis modelos foram selecionados para a projeção econométrica dos preços administrados não modelados contabilmente, conforme mostra a **Tabela 7**: três modelos autorregressivos univariados e três VARs. Estão presentes nos modelos selecionados, além da variável LADM_NM (inflação trimestral dos preços administrados não modelados contabilmente), inflação dos preços livres (LLIVRES), inflação medida pelo IGP-DI (LIGPDI) e inflação importada medida pelo índice PPI convertida em reais (LPPI), todas estas expressas em logaritmo.

Tabela 7 – Especificações dos modelos para os preços administrados não modelados contabilmente

Variável dependente: LADM_NM	
AR 1	@MOVAV(LADM_NM(-1),2) e LLIVRES(-1)
AR 2	@MOVAV(LADM_NM(-1),2) e LLIVRES(-1) com restrição (soma dos coeficientes igual a um), e sazonais;
AR 3	LADM_NM(-1), LLIVRES(-1) e constante;
VARs	
VAR 1	Endógenas: LIGPDI, LADM_NM (1 defasagem) Exógenas: constante;
VAR 2	Endógenas: LIGPDI, LADM_NM (1 defasagem) Exógenas: sazonais;
VAR 3	Endógenas: LIGPDI, LADM_NM (1 defasagem) Exógenas: LPPI e sazonais.

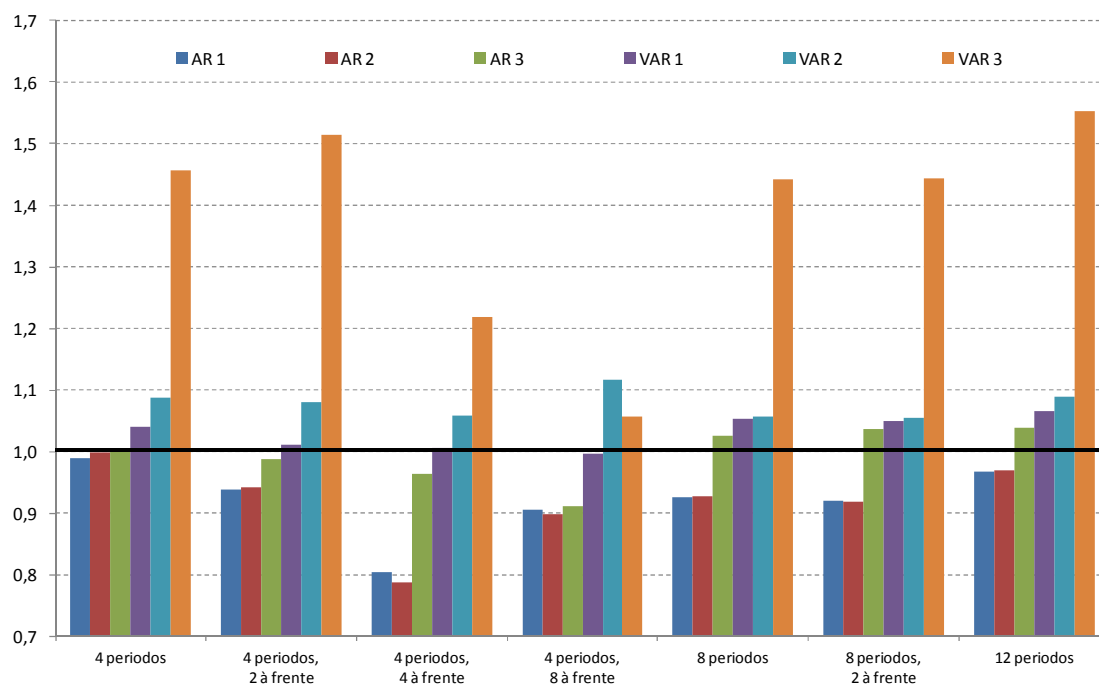
Todas as estimações foram feitas da mesma forma já descrita anteriormente para o agregado dos preços administrados, assim como a capacidade preditiva foi avaliada com base no erro de projeção fora da amostra, medido através da REQM. Na **Figura 6** tem-se a razão entre a REQM do modelo e a obtida em um AR(1) simples contendo apenas o termo autorregressivo (uma defasagem) e a constante.

Na maioria dos casos exibidos no gráfico, os modelos têm uma performance melhor que o AR(1) simples. Com relação ao modelo VAR 3, apesar de apresentar maiores erros de projeção na maioria dos horizontes considerados, no médio prazo este

se aproxima ou se equipara aos outros modelos. Contribuiu para sua seleção, além dos bons resultados nos outros critérios, o fato de ser o único modelo a capturar efeitos da inflação externa.

Com relação à razoabilidade das projeções, todos os modelos selecionados apresentaram projeções dentro da faixa de valores sugerida pelo especialista.

Figura 6 – REQM relativa* dos modelos para os preços administrados não modelados contabilmente



* O eixo vertical corresponde à razão entre a REQM do modelo e a obtida em um AR(1) simples contendo apenas o termo autorregressivo (uma defasagem) e a constante. O modelo em questão tem uma performance melhor que o AR(1) simples quando esta razão é menor que um.

3. Revisão dos coeficientes de repasse cambial

Durante o período inicial do regime de metas para a inflação, diversos preços administrados eram intensamente afetados pelos movimentos da taxa de câmbio. Pelo menos dois fatores contribuíram para o elevado nível de repasse cambial do período: as fortes desvalorizações da taxa de câmbio então observadas e um maior grau de indexação cambial. Diante desse quadro, o BCB empreendeu esforços visando medir o grau de repasse cambial¹³.

¹³ Por exemplo, Springer de Freitas *et al.* (2002) descrevem os procedimentos utilizados no cálculo original dos coeficientes de repasse cambial, os quais passaram por algumas revisões posteriores.

Nesta seção descreve-se a atualização dos estudos anteriores sobre os coeficientes de repasse cambial dos modelos de projeção do BCB¹⁴. O objetivo é, basicamente, reavaliar os coeficientes utilizados para gasolina, GLP, energia elétrica e telefone fixo. Para ilustrar, a **Tabela 8** apresenta os coeficientes que vinham sendo utilizados desde a última revisão.

Tabela 8 – Coeficientes anteriores de repasse cambial

Item	Coefficiente de repasse
Gasolina	0,23
GLP	0,27
Energia elétrica	0,18
Telefone fixo	0,00

3.1 Gasolina

Partindo da fórmula de composição de preços da gasolina, o cálculo do coeficiente de repasse cambial vem sendo obtido a partir da seguinte equação:

$$(6) \quad \alpha^{gas} = \left(\frac{PR}{PR + T + AA + CRD} \right) \times \rho^{gas},$$

onde o coeficiente de repasse da gasolina (α^{gas}) é dado pela parcela do preço ao consumidor (na bomba) correspondente ao preço de realização (PR), ou preço Petrobrás, multiplicado pelo coeficiente dado pela relação entre o preço internacional de petróleo e o preço da Petrobrás (ρ^{gas}). O preço ao consumidor é o preço de realização acrescido dos impostos (T)¹⁵, custo do álcool anidro (AA) e custo de distribuição e revenda (CRD)¹⁶. A composição do preço da gasolina em outubro de 2011 é apresentada na **Tabela 9**.

¹⁴ A informação referente ao repasse cambial é relevante para aqueles cenários em que a taxa de câmbio varia ao longo do horizonte de projeção.

¹⁵ A parcela dos impostos incluem Contribuição por Intervenção no Domínio Econômico (Cide), PIS/Cofins e ICMS.

¹⁶ Conforme divulgado no site da Petrobrás (www.petrobras.com.br).

Tabela 9 – Composição do preço da gasolina*

Item	%
Preço de realização (PR)	31
Impostos	41
Custo do álcool anidro	10
Distribuição e revenda	18
	100

* Valores referentes a outubro de 2011.

A parcela do preço da gasolina na bomba correspondente ao preço da Petrobrás se mantém praticamente a mesma comparando-se o valor de 2008 (30%) com o valor de outubro de 2011 (31%). Com relação ao coeficiente de repasse da variação do preço internacional da gasolina para o preço de realização, este vem sendo obtido pela correlação das duas séries históricas. A **Tabela 10** mostra os coeficientes de repasse calculados a partir desta correlação considerando três diferentes amostras: de 2002 a 2007 (amostra utilizada para o cálculo do coeficiente que vinha sendo utilizado), de 2002 a 2011 e de 2006 a 2011.

Tabela 10 – Coeficientes de repasse para gasolina*

Amostra	ρ^{gas}	α^{gas}
2002-2007	0,76	0,23
2002-2011	0,65	0,20
2006-2011	-0,10	-0,03

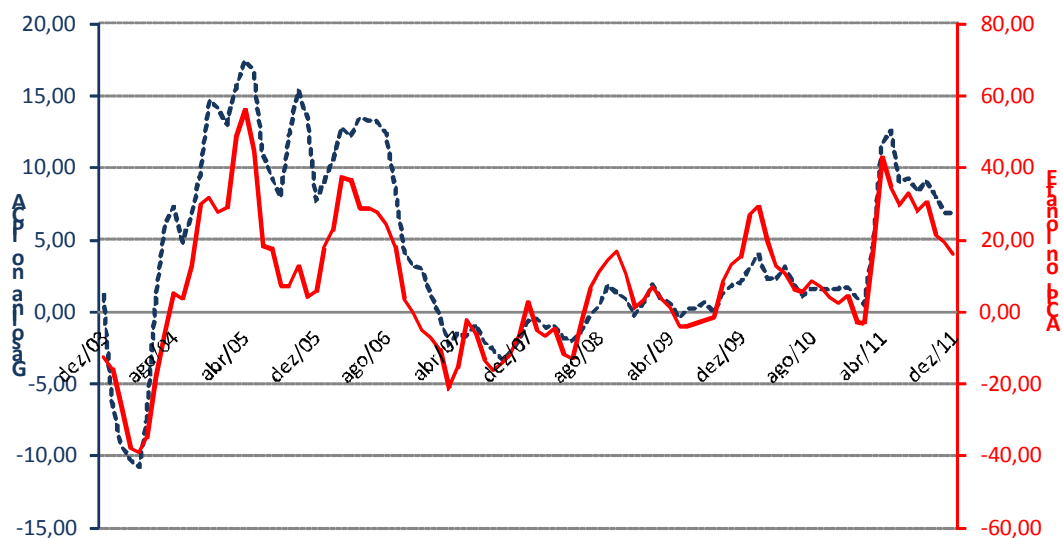
*O preço de realização representa 31% do preço na bomba (out/2011).

Na **Figura 2** da seção anterior mostra-se a relação entre estas duas variáveis entre janeiro de 2002 e outubro de 2011. Nota-se uma grande estabilidade nos preços da Petrobrás a partir de 2005. Desta forma, reduzindo a amostra para um período mais recente, o coeficiente de repasse passaria de 0,20 para virtualmente zero (-0,03). Ou seja, dada a política de reajuste adotada nos últimos anos, não existe relação significativa entre o preço internacional da gasolina em reais e o preço praticado pela Petrobrás.

Entretanto, apesar da recente ausência de relação entre o preço da gasolina no mercado internacional e o praticado pela Petrobrás, procurou-se verificar se haveria repasse cambial indireto no preço da gasolina aferido pelo IPCA através do preço do

álcool. Conforme mostra a **Figura 7**, existe uma forte relação entre os preços do álcool e da gasolina (a correlação das variações mensais das duas séries é 0,67).

Figura 7 – Variação em 12 meses dos preços do álcool e da gasolina no IPCA



A análise do comportamento das séries históricas do preço do álcool no IPCA e da taxa de câmbio, no entanto, não sugeriu uma relação significativa entre as séries, não corroborando, portanto, a hipótese levantada anteriormente.

Não tendo sido encontrada uma relação significativa, direta ou indiretamente via álcool, entre a taxa de câmbio e o preço da gasolina no IPCA, decidiu-se então que o coeficiente de repasse para gasolina nos modelos de projeção fosse zerado.

3.2 GLP

A metodologia de cálculo do coeficiente de repasse cambial para o GLP (α^{glp}) é similar à utilizada para a gasolina, descrita acima. No caso do GLP, no entanto, o preço ao consumidor é composto somente do preço de realização (PR), impostos (T) e custo de distribuição e revenda (DR):

$$(7) \quad \alpha^{glp} = \left(\frac{PR}{PR + T + DR} \right) \times \rho^{glp}$$

A composição de preço do botijão de 13 Kg em outubro de 2011 está indicada na **Tabela 11**¹⁷.

Tabela 11 – Composição do preço do GLP*

Item	%
Preço de realização (PR)	30
Impostos	20
Distribuição e revenda	50
	100

* Valores referentes a outubro de 2011.

O fator de repasse da variação do preço internacional do GLP para o preço de realização (ρ^{glp}) é dado pela correlação das séries históricas de preço de realização e cotação internacional do GLP. A **Figura 3** da seção anterior mostra a relação entre estes dois preços de janeiro de 2002 a outubro de 2011. Percebe-se que entre o início de 2003 até o final da amostra não houve alteração nos preços da Petrobrás para o GLP apesar das variações de preço no mercado internacional e na taxa de câmbio.

Efetuando cálculos similares aos realizados para gasolina, verifica-se que o coeficiente de repasse do GLP atualmente é nulo, ou seja, não há correlação entre o preço internacional e o preço de realização do GLP¹⁸. No entanto, o preço ao consumidor vem apresentando variações, provavelmente devido aos outros custos da composição do preço, descritos acima. Dessa forma, a análise sugere coeficiente zero para repasse cambial do GLP, conforme mostra a **Tabela 12** para o período mais recente.

Tabela 12 – Coeficientes de repasse para o GLP*

Amostra	ρ^{glp}	α^{glp}
2002-2007	0,75	0,27
2002-2011	0,62	0,22
2006-2011	0,00	0,00

*O preço de realização representa 30% do preço do botijão (out/2011).

3.3 Energia Elétrica

¹⁷ Conforme divulgado no sítio da Petrobrás.

¹⁸ A parcela do preço de realização no preço ao consumidor é a mesma tanto para 2008 quanto para outubro de 2011 (36%).

O coeficiente de repasse cambial da energia elétrica é o resultado da soma dos impactos individuais nas 15 concessionárias de energia elétrica pertencentes às regiões metropolitanas em que são realizadas as pesquisas de preços do IPCA. A **Tabela 3** da seção anterior mostra as concessionárias por regiões metropolitanas e seus respectivos pesos.

O impacto individual em cada concessionária é calculado utilizando-se um fator que representa a proporção do Reajuste Tarifário Anual (IRT) que depende da variação cambial, ponderado pelo peso do item “Energia elétrica” na região e pelo peso da região à qual pertence a concessionária, ambos no IPCA.

O fator representativo da proporção do IRT que depende do câmbio é calculado por meio da Composição da Receita Requerida da concessionária, publicada pela Aneel. A Composição da Receita Requerida é constituída de duas parcelas: Parcela A, com os custos não gerenciáveis (encargos setoriais, encargos de transmissão e energia comprada de Itaipu e de outras fontes); e Parcela B, com os custos gerenciáveis (despesas de operação e manutenção, despesas de capital e outras).

Conforme a Aneel¹⁹, todo o item Encargos de Transmissão tem o IGP-M como base do reajuste e o subitem Energia de Itaipu é cotado em dólar. Além disso, nos reajustes tarifários anuais, a Parcela B da Receita é atualizada monetariamente pelo IGP-M²⁰. De posse da participação desses componentes na composição do IRT, calcula-se o fator desejado.

O fator calculado é então aplicado ao IRT – baixa tensão, que é o efetivo ajuste tarifário aplicado ao consumidor residencial e utilizado no cálculo do IPCA. O resultado obtido a partir do IRT – baixa tensão corresponde à proporção do reajuste tarifário que possui influência cambial. Tal influência é direta para o caso do subitem Energia de Itaipu e indireta, via IGP-M²¹, para os casos do item Encargos de Transmissão e da Parcela B.

¹⁹ Com base nas informações contidas na série Cadernos Temáticos ANEEL – Tarifas de Fornecimento de Energia Elétrica e em informações obtidas dos técnicos da Aneel.

²⁰ A parcela B é analisada no momento da revisão tarifária periódica, em que é calculada a receita necessária para cobertura dos custos operacionais eficientes e a remuneração adequada sobre os investimentos realizados.

²¹ A influência da variação cambial no cálculo do IGP-M foi estimada utilizando-se a correlação entre as séries variação cambial e IGP-M.

Calculando-se para cada uma das concessionárias com os dados de 2011²², obtêm-se os resultados mostrados na **Tabela 13**. O coeficiente de repasse obtido foi de 0,08, correspondendo a menos da metade do valor anterior (0,18).

Tabela 13 – Cálculo do repasse cambial para energia elétrica – 2011

	Ampla	Bandeirante	Eletropaulo	Light	Cemig	Aes-Sul	Coelba	Coelce	Celpe	Rge	Copel	Cab	Celg	Ceee	Celipa
IGP-M	11,30%	7,77%	5,17%	6,95%	10,95%	10,95%	10,95%	1,94%	10,95%	9,77%	9,77%	8,36%	8,36%	7,46%	5,79%
Fator X	1,26%	2,01%	2,11%	-0,01%	1,66%	1,26%	1,28%	-1,03%	1,85%	0,95%	1,81%	0,56%	0,34%	0,06%	0,82%
IGP-M - Fator X	10,04%	5,76%	3,06%	6,96%	9,29%	9,54%	9,67%	2,97%	9,10%	8,82%	7,96%	7,80%	7,66%	7,40%	4,97%
IRT	5,94%	10,25%	5,97%	7,21%	8,08%	10,20%	8,47%	4,19%	8,19%	8,58%	5,77%	6,86%	5,33%	7,54%	9,84%
Comp. Finan.	1,49%	0,45%	2,04%	-0,64%	2,39%	0,96%	4,65%	4,76%	2,67%	8,63%	-0,22%	1,29%	-0,56%	-0,04%	5,98%
Reaj. Tar. Anual	7,43%	10,70%	8,01%	6,57%	10,47%	11,16%	13,12%	8,95%	10,86%	17,21%	5,55%	8,15%	4,77%	7,50%	15,82%
IRT consumidor	10,91%	7,91%	0,91%	7,82%	7,24%	7,56%	9,92%	3,32%	8,27%	6,74%	2,99%	6,36%	2,25%	7,82%	10,80%
IRT BT	10,57%	7,89%	0,81%	8,04%	6,61%	6,36%	9,79%	4,14%	8,04%	6,39%	3,16%	6,74%	2,32%	7,60%	10,94%
Coeficiente	0,081	0,085	0,015	0,143	0,071	0,057	0,030	0,041	0,014	0,060	0,067	0,052	0,035	0,586	0,013
Peso regional	0,022	0,029	0,288	0,102	0,112	0,028	0,074	0,035	0,051	0,010	0,078	0,035	0,044	0,046	0,047
Peso En. Elétrica	0,039	0,033	0,033	0,039	0,036	0,035	0,029	0,035	0,032	0,035	0,037	0,028	0,034	0,035	0,039
Coeficiente de repasse	0,08														

O resultado acima, no entanto, deve ser tomado com cautela, pois tal metodologia depende da relação entre o IRT calculado para a receita total e o índice que efetivamente afetará o consumidor. Se as variações desses dois índices apresentarem sinais contrários, a interpretação do coeficiente pode ficar comprometida. Além disso, a variação mensal do item “Energia elétrica” é contaminada pela apropriação dos impostos, tais como PIS/Cofins e ICMS. Isto implica que um possível repasse do câmbio se torna muito difícil de ser identificado a partir das variações mensais da energia elétrica no IPCA.

Desta forma, tendo em vista as incertezas envolvidas no cálculo e os ruídos na variação da energia elétrica no IPCA, optou-se por zerar o coeficiente de repasse cambial da energia elétrica nos modelos de projeção.

3.4 Telefone Fixo

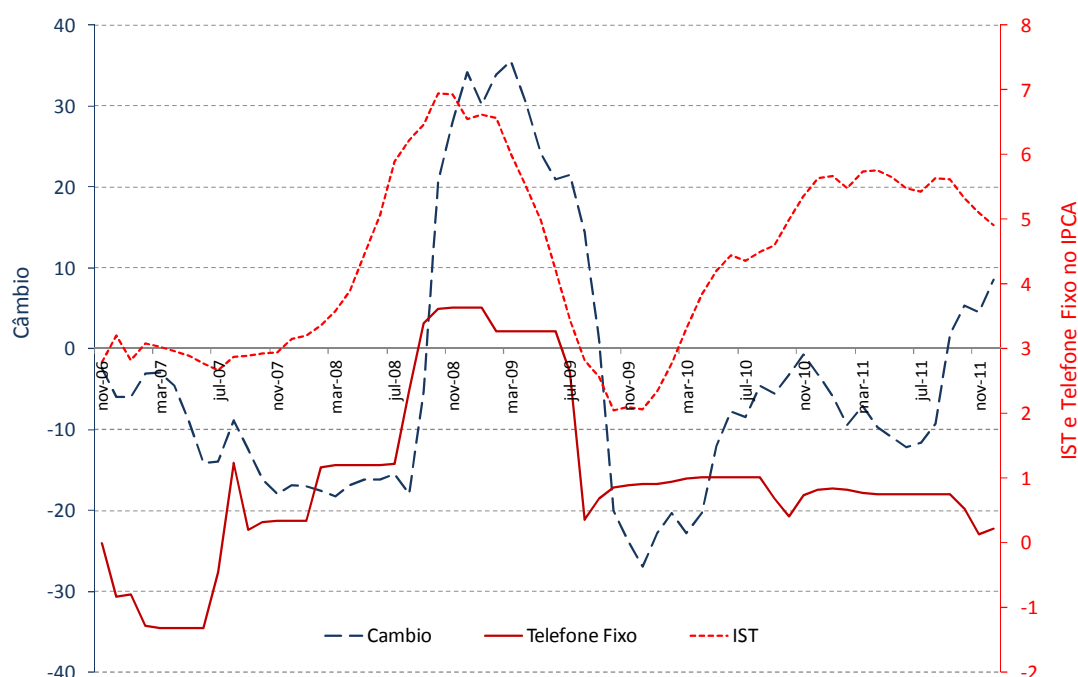
Inicialmente, conforme Springer de Freitas *et al.* (2002), o valor do repasse cambial para o telefone fixo foi fixado em 0,3. Posteriormente, passou-se a utilizar o mesmo coeficiente que era aplicado para energia elétrica. No entanto, conforme dito

²² Para as concessionárias que não tiveram reajuste tarifário no ano de 2011 (Bandeirante, Eletropaulo, Coelce e Celipa), foram utilizados os valores de 2010.

anteriormente, no final de 2005 houve a substituição do IGP-DI como indexador das tarifas do setor pelo IST, cuja composição é mostrada na **Tabela 4** da seção anterior.

O efeito desta mudança foi avaliado na revisão anterior mais recente onde, dada a indisponibilidade do IST, optou-se pela investigação da relação entre o câmbio e o IPA-OG – Máquinas e equipamentos industriais. Foi testada a correlação entre as séries para diferentes horizontes e os resultados indicaram inexistência de relação. Desta forma, foi estabelecido o coeficiente zero para o repasse cambial do telefone fixo.

Figura 8 – Variação em 12 meses do câmbio, do IST e do telefone fixo no IPCA



A **Figura 8** mostra a variação acumulada em 12 meses da taxa de câmbio, do IST e da variação do item “Telefone Fixo” no IPCA. Embora, na amostra de dezembro/2005 a dezembro/2011²³, as correlações entre as variações mensais do câmbio e do IST e as variações do câmbio e de “Telefone Fixo” no IPCA sejam positivas e diferentes de zero (0,27 e 0,15, respectivamente), as estimações de regressões relacionando o câmbio com o “Telefone Fixo” no IPCA não apresentaram coeficientes significativos. Desta forma manteve-se o valor zero para o coeficiente de repasse cambial do telefone fixo nos modelos de projeção.

²³ Para a amostra de janeiro/2008 a dezembro/2011, as correlações obtidas foram 0,24 e 0,06, respectivamente.

Em resumo, portanto, a reavaliação dos coeficientes de repasse cambial para os itens potencialmente mais impactados pela taxa de câmbio – gasolina, GLP, energia elétrica e telefone fixo –, mostrou redução acentuada e generalizada ao longo dos últimos anos.

Dessa forma, considerando a fraca evidência empírica sugerida pela análise dos quatro itens, optou-se por zerar ou manter zerado o valor dos coeficientes de repasse em todos os casos. Naturalmente, no caso de alterações futuras nas regras de indexação dos contratos, ou caso se fortaleça novamente a correlação histórica entre as variações cambiais e os preços aqui analisados, um novo estudo será necessário.

4. Considerações finais

Os preços administrados ainda representam parcela significativa do IPCA cheio (cerca de um quarto) e, por conseguinte, são importantes na análise dos cenários considerados e no processo decisório do Copom. Tendo em vista suas especificidades, esse conjunto de preços vem sendo modelado pelo BCB por estruturas auxiliares aos modelos de pequeno porte²⁴. Este artigo descreveu detalhadamente esses modelos auxiliares e revisitou a questão dos coeficientes de repasse cambial de alguns itens importantes que fazem parte dos preços administrados.

A revisão da estrutura dos modelos auxiliares utilizados nas projeções dos preços considerou tanto a nova ponderação do IPCA baseada na POF 2008/2009 como a nova composição dos preços administrados. Por conseguinte, os modelos selecionados são mais condizentes com o comportamento recente da inflação no Brasil. Em relação ao repasse cambial, a evidência empírica sugere zerar ou manter zerados os coeficientes de todos os itens considerados na análise.

²⁴ A este respeito, vide, por exemplo, o boxe “Revisão dos Modelos de Projeção de Pequeno Porte – 2012”, publicado no Relatório de Inflação de junho de 2012.

Referências

Agência Nacional de Energia Elétrica – ANEEL (2005). Tarifas de Fornecimento de Energia Elétrica, Cadernos Temáticos da ANEEL, abril de 2005, Brasília – DF.

Câmara de Regulação do Mercado de Medicamentos – CMED (2008). Resolução nº 1, de 28 de fevereiro de 2008.

Springer de Freitas, P., Minella, A. e Riella, G. (2002). “Metodologia de Cálculo da Inércia Inflacionária e dos Efeitos do Choque dos Preços Administrados”. Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, Número 22, julho de 2002.

Federação Brasileira da Indústria Farmacêutica – Febrafarma (2008). Reajuste anual de preços de medicamentos, Nota da Febrafarma.

IBGE (2011) “Atualização das Estruturas de Ponderação a partir da POF 2008-2009”. Nota Técnica – 01/2012, Diretoria de Pesquisas, 28 de novembro de 2011.

Anexo – Método para retroagir os pesos do IPCA usando a POF 2008/2009

Em janeiro de 2012, os pesos utilizados no cálculo do IPCA foram baseados na POF 2008/2009, em substituição a POF 2002/2003. Apesar de uma mesma pesquisa servir de base para os pesos do índice de inflação durante vários meses, estes pesos são ajustados de acordo com uma regra que tenta capturar os efeitos de variações de preços relativos sobre a participação de cada subitem no orçamento total das famílias.

Identificando cada subitem pelo índice i , e definindo seu peso no período t como ω_t^i , o índice de inflação é dado por:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \omega_t^i \pi_t^i .$$

A regra de ajuste destes preços é dada pela equação abaixo:

$$\omega_{t+1}^i = \omega_t^i \frac{1 + \pi_t^i}{1 + \pi_t} , \quad i = 1, 2, \dots, N .$$

Ou seja, o peso de um subitem na cesta que compõe o IPCA aumenta quando seu preço aumenta mais do que o índice como um todo, o que eleva sua participação no orçamento total.

Dado o objetivo de retroagir os pesos divulgados em janeiro de 2012 para os meses anteriores, invertemos a fórmula acima de modo a obter o peso em t como função do peso em $t+1$, além da inflação total e a inflação do próprio subitem.

$$\omega_t^i = \omega_{t+1}^i \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi_t^i} , \quad i = 1, 2, \dots, N$$

O problema deste cálculo é o fato de a inflação correspondente ao mês anterior com base na POF 2008/2009 não ser conhecida, uma vez que a inflação divulgada foi baseada na POF 2002/2003. Apenas a inflação de cada subitem é conhecida, pois esta independe da estrutura de pesos. Para calcular a inflação cheia do mês anterior, é

preciso saber exatamente os pesos que se deseja calcular. Para resolver este problema é conveniente substituir a inflação do mês anterior pela sua fórmula de cálculo, conforme abaixo:

$$\omega_t^i = \frac{\omega_{t+1}^i}{1 + \pi_t^i} \left(1 + \sum_{k=1}^N \omega_t^k \pi_t^k \right), \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

Rearranjando os termos chega-se ao conjunto de N equações definido abaixo:

$$1 = \omega_t^i \frac{1 + \pi_t^i}{\omega_{t+1}^i} - \sum_{k=1}^N \omega_t^k \pi_t^k, \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

Para simplificar o sistema, a equação correspondente a $i = N$ será substituída pela restrição de que a soma dos pesos deve ser igual a 1:

$$\sum_{k=1}^N \omega_t^k = 1.$$

Define-se então o vetor W_t' e as matrizes A_{t+1} e Π_t :

$$W_t' = [\omega_t^1 \dots \omega_t^N], \quad A_{t+1} = \begin{bmatrix} \frac{1 + \pi_t^1}{\omega_{t+1}^1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \frac{1 + \pi_t^{N-1}}{\omega_{t+1}^{N-1}} & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Pi_t = \begin{bmatrix} \pi_t^1 & \dots & \pi_t^N \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_t^1 & \dots & \pi_t^N \\ -1 & \dots & -1 \end{bmatrix}$$

e escreve-se o sistema em forma matricial:

$$1 = (A_{t+1} - \Pi_t)W_t.$$

Isolando-se o vetor de interesse W_t chega-se à fórmula que permite calcular os pesos desejados:

$$W_t = (A_{t+1} - \Pi_t)^{-1}1.$$

Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- | | | |
|------------|--|----------|
| 268 | Optimal Capital Flow Taxes in Latin America
<i>João Barata Ribeiro Blanco Barroso</i> | Mar/2012 |
| 269 | Estimating Relative Risk Aversion, Risk-Neutral and Real-World Densities using Brazilian Real Currency Options
<i>José Renato Haas Ornelas, José Santiago Fajardo Barbachan and Aquiles Rocha de Farias</i> | Mar/2012 |
| 270 | Pricing-to-market by Brazilian Exporters: a panel cointegration approach
<i>João Barata Ribeiro Blanco Barroso</i> | Mar/2012 |
| 271 | Optimal Policy When the Inflation Target is not Optimal
<i>Sergio A. Lago Alves</i> | Mar/2012 |
| 272 | Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras: uma abordagem em regressão quantílica
<i>Guilherme Resende Oliveira, Benjamin Miranda Tabak, José Guilherme de Lara Resende e Daniel Oliveira Cajueiro</i> | Mar/2012 |
| 273 | Order Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterilized Interventions
<i>Emanuel Kohlscheen</i> | Apr/2012 |
| 274 | Monetary Policy, Asset Prices and Adaptive Learning
<i>Vicente da Gama Machado</i> | Apr/2012 |
| 275 | A geographically weighted approach in measuring efficiency in panel data: the case of US saving banks
<i>Benjamin M. Tabak, Rogério B. Miranda and Dimas M. Fazio</i> | Apr/2012 |
| 276 | A Sticky-Dispersed Information Phillips Curve: a model with partial and delayed information
<i>Marta Areosa, Waldyr Areosa and Vinicius Carrasco</i> | Apr/2012 |
| 277 | Trend Inflation and the Unemployment Volatility Puzzle
<i>Sergio A. Lago Alves</i> | May/2012 |
| 278 | Liquidez do Sistema e Administração das Operações de Mercado Aberto
<i>Antonio Francisco de A. da Silva Jr.</i> | Mai/2012 |
| 279 | Going Deeper Into the Link Between the Labour Market and Inflation
<i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i> | May/2012 |

- 280 Educação Financeira para um Brasil Sustentável** Jun/2012
Evidências da necessidade de atuação do Banco Central do Brasil em educação financeira para o cumprimento de sua missão
Fabio de Almeida Lopes Araújo e Marcos Aguerri Pimenta de Souza
- 281 A Note on Particle Filters Applied to DSGE Models** Jun/2012
Angelo Marsiglia Fasolo
- 282 The Signaling Effect of Exchange Rates: pass-through under dispersed information** Jun/2012
Waldyr Areosa and Marta Areosa
- 283 The Impact of Market Power at Bank Level in Risk-taking: the Brazilian case** Jun/2012
Benjamin Miranda Tabak, Guilherme Maia Rodrigues Gomes and Maurício da Silva Medeiros Júnior
- 284 On the Welfare Costs of Business-Cycle Fluctuations and Economic-Growth Variation in the 20th Century** Jul/2012
Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler and Afonso Arinos de Mello Franco-Neto
- 285 Asset Prices and Monetary Policy – A Sticky-Dispersed Information Model** Jul/2012
Marta Areosa and Waldyr Areosa
- 286 Information (in) Chains: information transmission through production chains** Jul/2012
Waldyr Areosa and Marta Areosa
- 287 Some Financial Stability Indicators for Brazil** Jul/2012
Adriana Soares Sales, Waldyr D. Areosa and Marta B. M. Areosa
- 288 Forecasting Bond Yields with Segmented Term Structure Models** Jul/2012
Caio Almeida, Axel Simonsen and José Vicente
- 289 Financial Stability in Brazil** Aug/2012
Luiz A. Pereira da Silva, Adriana Soares Sales and Wagner Piazza Gaglianone
- 290 Sailing through the Global Financial Storm: Brazil's recent experience with monetary and macroprudential policies to lean against the financial cycle and deal with systemic risks** Aug/2012
Luiz Awazu Pereira da Silva and Ricardo Eyer Harris
- 291 O Desempenho Recente da Política Monetária Brasileira sob a Ótica da Modelagem DSGE** Set/2012
Bruno Freitas Boynard de Vasconcelos e José Angelo Divino
- 292 Coping with a Complex Global Environment: a Brazilian perspective on emerging market issues** Oct/2012
Adriana Soares Sales and João Barata Ribeiro Blanco Barroso
- 293 Contagion in CDS, Banking and Equity Markets** Oct/2012
Rodrigo César de Castro Miranda, Benjamin Miranda Tabak and Mauricio Medeiros Junior

- 294 Pesquisa de Estabilidade Financeira do Banco Central do Brasil** Out/2012
Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak e Rodrigo César de Castro Miranda
- 295 The External Finance Premium in Brazil: empirical analyses using state space models** Oct/2012
Fernando Nascimento de Oliveira
- 296 Uma Avaliação dos Recolhimentos Compulsórios** Out/2012
Leonardo S. Alencar, Tony Takeda, Bruno S. Martins e Paulo Evandro Dawid
- 297 Avaliando a Volatilidade Diária dos Ativos: a hora da negociação importa?** Nov/2012
José Valentim Machado Vicente, Gustavo Silva Araújo, Paula Baião Fisher de Castro e Felipe Noronha Tavares
- 298 Atuação de Bancos Estrangeiros no Brasil: mercado de crédito e de derivativos de 2005 a 2011** Nov/2012
Raquel de Freitas Oliveira, Rafael Felipe Schiozer e Sérgio Leão
- 299 Local Market Structure and Bank Competition: evidence from the Brazilian auto loan market** Nov/2012
Bruno Martins
- Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidências no mercado de financiamento de veículos** Nov/2012
Bruno Martins
- 300 Conectividade e Risco Sistêmico no Sistema de Pagamentos Brasileiro** Nov/2012
Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo César de Castro Miranda e Sergio Rubens Stancato de Souza
- 301 Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança** Dez/2012
Clodoaldo Aparecido Annibal
- 302 Stress Testing Liquidity Risk: the case of the Brazilian Banking System** Dec/2012
Benjamin M. Tabak, Solange M. Guerra, Rodrigo C. Miranda and Sergio Rubens S. de Souza
- 303 Using a DSGE Model to Assess the Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil** Jan/2013
Waldyr Dutra Areosa and Christiano Arrigoni Coelho
- Utilizando um Modelo DSGE para Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos Recolhimentos Compulsórios no Brasil** Jan/2013
Waldyr Dutra Areosa e Christiano Arrigoni Coelho
- 304 Credit Default and Business Cycles: an investigation of this relationship in the Brazilian corporate credit market** Mar/2013
Jaqueline Terra Moura Marins and Myrian Beatriz Eiras das Neves
- Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo** Mar/2013
Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves