

Título: O Comportamento dos Principais Índices de Preços da Economia Brasileira no Período 1999-2005: evidências da impropriedade do IGP como “medida síntese da inflação nacional”

Autores:

José Roberto Ribeiro (UNICEP)

Centro Universitário Central Paulista

Luciana Togeiro de Almeida (UNESP)

Departamento de Economia da Faculdade de Ciências e Letras de Araraquara

Mário Ferreira Presser (UNB)

Instituto de Relações Internacionais da Universidade de Brasília

Resumo: A análise apresentada neste artigo sobre o comportamento dos índices de preços da economia brasileira corrobora a hipótese de que, ao menos no período recente, o IGP/FGV-RJ, em suas várias modalidades, tornou-se um indicador enviesado da evolução dos preços. Entre 1999-2005, o IGP acusou variações de preços muito superiores as dos demais índices de preços apurados por diversas instituições brasileiras. Identifica-se o IPA - que tem peso de 60% na composição do IGP - como sendo o grande responsável pelo comportamento anômalo do IGP. A não convergência entre a inflação acumulada pelo IPA e o IPCA no período 1999-2005, evidenciada pelos testes econométricos aqui aplicados, comprova a hipótese acima, fortalecendo a tese de que o IGP teria deixado de cumprir o seu auto-declarado papel de “medida síntese da inflação nacional”. Os efeitos das flutuações cambiais têm sido acentuadamente mais fortes sobre o IGP do que em relação aos IPCs. Apesar das atualizações realizadas em seus componentes, a estrutura de ponderação do IGP, que remonta à década de 1940, mostrou-se ultrapassada e inadequada para uma economia que optou pelo regime de livre flutuação do câmbio e promoveu uma substancial liberalização comercial e financeira, como é o caso da economia brasileira.

Abstract: The analysis presented in this article about the performance of the prices indexes of the Brazilian economy corroborates the hypothesis that the General Index of Price (IGP/FGV-RJ), considering its all modalities, became a biased index of Brazilian prices. In the period 1999-2005, the prices changes measured by the IGP were well above those accused by the other indexes of prices provided by several Brazilian institutions. The Index of Wholesale Prices (IPA) – which has a weight of 60% in the IGP – is identified as the main responsible for this anomalous performance of the IGP. The non-convergence between the inflation measured by the IPA and the inflation measured by the Index of Wide Consumer Prices (IPCA) in the period 1999-2005, confirmed by the econometric tests applied here, ratifies the above hypothesis, reinforcing the thesis that the IGP would have failed to perform its declared intention to serve as an “index-synthesis of the national inflation”. The effects of the exchange rate floating have been much stronger on the IGP than on other Indexes of Consumer Prices. Despite of the updating of its components, the weighting pattern of the IGP, formulated in the decade of 1940, became old-fashioned and inadequate to an economy that adopted the floating exchange rate system and promoted a substantial trade and financial liberalization, as it is the case of the Brazilian economy.

Palavras-chave: índice de preços, inflação, indexação de preços, preços administrados, economia brasileira.

Keywords: prices index, inflation, price indexation, monitored prices, Brazilian economy.

Área 02: História Econômica e Economia Brasileira

Classificação: Economia Brasileira Contemporânea

1. INTRODUÇÃO

Após a implementação do Plano Real, o comportamento dos principais índices de preços da economia brasileira chama a atenção para duas questões básicas: a primeira, refere-se ao descolamento entre o Índice Geral de Preços¹ (IGP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e os Índices de Preços ao Consumidor (IPCs) após a desvalorização cambial de janeiro de 1999; a segunda, refere-se ao comportamento dos denominados preços administrados ou monitorados (doravante referidos apenas como preços administrados), que apresentaram no período pós-Plano Real taxas de variações superiores aos preços livres, pressionando a inflação medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo² (IPCA), o índice adotado para balizar o regime de metas de inflação.

Essas duas questões alimentam o debate recente sobre o comportamento da inflação. Os preços administrados são determinados, em geral, por governos ou agências reguladoras, e, no período supracitado, contribuíram para boa parte da inflação acumulada pelo IPCA e demais IPCs. Da mesma forma, o IGP, que acumulou entre 1999-2005 variações muito superiores aos demais índices de preços apurados por diversas instituições, é um indexador amplamente utilizado na economia para o reajuste de contratos privados, como os financeiros e os aluguéis em geral. O IGP também é responsável pelo reajuste anual de importantes serviços públicos – entre os quais destacam-se a telefonia fixa e a energia elétrica – que compõem os preços administrados. Note-se, ainda, que o IGP é um importante indexador de contratos atrelados à dívida pública nas esferas municipal, estadual e federal.

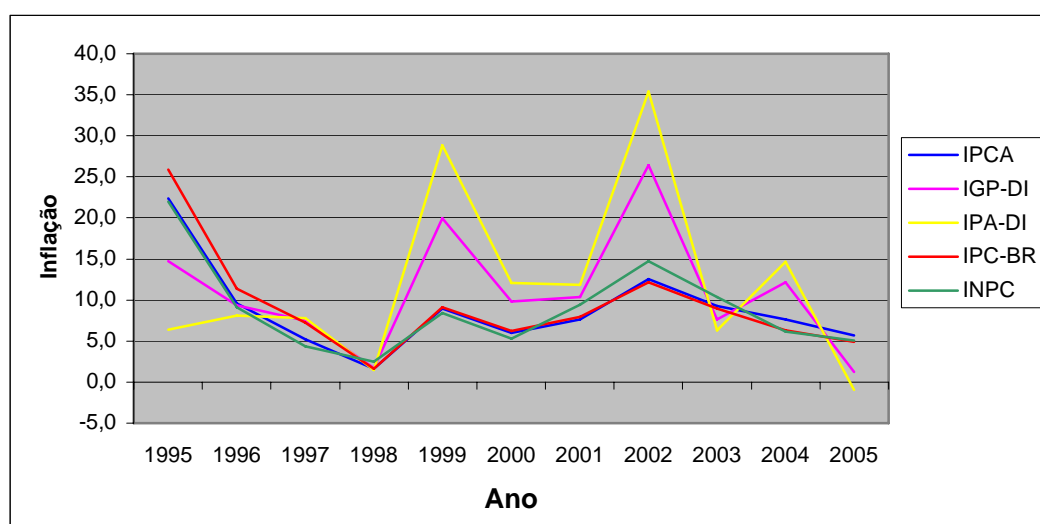
A questão central deste artigo examina o comportamento do IGP, em suas várias modalidades, contrastando-o aos dos demais IPCs, no período posterior à desvalorização cambial de janeiro de 1999. O Gráfico 1 ilustra o comportamento do IGP e dos principais IPCs no período 1995-2005. Observa-se que até o final de 1998, os índices tinham comportamentos convergentes. Após a desvalorização do real em 1999, estes índices se descolam, sendo que o IGP supera amplamente os IPCs na maior parte do período.

¹ De acordo com a instituição responsável pelo seu cálculo, o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da FGV-RJ, o IGP tem como finalidade “registrar o ritmo evolutivo de preços como medida síntese da inflação nacional”. O índice é composto pela média ponderada do IPA (60%), IPC (30%) e INCC (10%). Estão disponíveis três versões do IGP, sendo o método de cálculo idêntico para elas. A distinção entre as versões se dá basicamente pela periodicidade da pesquisa de preços:

1. Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI): compreende o período entre o primeiro e o último dia do mês de referência;
2. Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M): compreende o período entre o dia 21 do mês anterior ao de referência e o dia 20 do mês de referência;
3. Índice Geral de Preços versão 10 (IGP-10): compreende o período entre o dia 11 do mês anterior ao de referência e o dia 10 do mês de referência.

É possível identificar o IPA - que tem peso de 60% na composição do IGP - como sendo o grande responsável por esse descolamento do IGP dos demais índices. O IPA é um índice que, por construção, apresenta alta sensibilidade às variações cambiais e, dado seu elevado peso na sua composição, tende a repassar tais variações de forma imediata para o IGP. Porém, quando se considera os demais IPCs, a taxa de transferência (*pass-through*) dos preços no atacado para os preços no varejo não seguiu o automatismo postulado na construção do IGP³. Por este motivo, nos últimos anos travou-se um intenso debate na literatura, na imprensa e especialmente no Poder Judiciário, sobre as razões e as consequências do IGP ter apresentado essa discrepância em relação aos IPCs da economia.

Gráfico 1: Evolução dos principais índices de preços da economia brasileira: 1994-2005



Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE.

2. O DESCOLAMENTO ENTRE O IGP E OS IPCS

Após a desvalorização do real em 1999, o IGP, em todas suas versões, apresentou acentuada divergência em relação aos IPCs. Segundo os dados da Tabela 1, no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 1998, as variações dos principais índices de inflação foram próximas. O IPCA acumulou uma inflação de 43,45% nesse período contra 42,33% do INPC⁴, 37,99% do IGP-M e

² O Índice de Preço ao Consumidor Amplo é calculado pelo IBGE, tendo como população-alvo as famílias urbanas com rendimento monetário disponível de 1 a 40 salários mínimos.

³ Pela lógica econômica, espera-se que boa parte da evolução dos preços no setor atacadista acabe por se refletir, ainda que de forma defasada, nos IPCs.

⁴ O Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC) é calculado pelo IBGE, tendo como população objetivo as famílias (urbanas) com rendimento monetário disponível de 1 a 8 salários mínimos.

37,17% do IGP-DI. O índice que acumulou a maior inflação – 52,81% - foi o IPC-BR⁵, que justamente é um dos componentes do IGP.

Nesse período, a diferença da inflação acumulada entre os dois principais indicadores da inflação brasileira, o IPCA e os IGPs, ficou em torno de 6%. Essa diferença, num intervalo de 48 meses, parece ser plenamente justificável, quando se considera que a economia estava em processo de estabilização monetária e reacomodação dos preços relativos. O que já chama a atenção nesse período é o comportamento diferenciado do IPA, representado pelo IPA-DI: entre 1994 e 1998, os preços no atacado acusaram uma inflação acumulada de apenas 34,63%, uma diferença a menor absoluta de 21,66 pontos percentuais em relação ao IPCA e de 31,33 pontos em relação ao IPC-BR. Esta diferença foi marcante no ano de 1995; sob a influência do câmbio apreciado, o IPA-DI (6,38%) foi inferior em mais de 15 pontos percentuais em relação ao IPCA (22,41%), INPC (21,98%) e IPC-BR (25,91%).

Tabela 1: Evolução dos principais índices de inflação, variação percentual: 1995-1998

Período	IPCA	INPC	IGP-DI	IGP-M	IPA-DI	IPC-BR
1995	22,41	21,98	14,77	15,24	6,38	25,91
1996	9,56	9,12	9,33	9,19	8,10	11,34
1997	5,22	4,34	7,48	7,74	7,80	7,21
1998	1,66	2,49	1,71	1,79	1,50	1,66
1995/1998	43,46	42,33	37,17	37,99	25,83	52,81

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE.

Após a desvalorização cambial de janeiro de 1999, fruto da adoção do regime de taxas de câmbio flutuantes, a inflação medida pelos principais IPCs convergiu para valores ainda mais próximos. De acordo com os dados da Tabela 2, nos 84 meses seguintes, o IPCA mediu uma inflação acumulada de 73,86%, o INPC de 76,40% e o IPC-BR de 70,46%. Essa pequena diferença da inflação medida pelos IPCs pode ser explicada pelas distintas metodologia e população-alvo desses índices.

No caso dos IGPs, comparando-se estes índices com os IPCs, não houve a convergência esperada de preços no período 1999-2005. Ao contrário, a relação se alterou de forma brusca após a flexibilização do câmbio. Nesse período, o IGP-M registrou uma inflação acumulada de 125,83% e o IGP-DI de 124,7%. Vale dizer que a evolução dos dois IGPs período suplantou em mais de 51 pontos percentuais a evolução dos três IPCs mostrados na Tabela 2 entre 199-2005. Essa diferença é

⁵ A partir de janeiro de 1990, o IPC, calculado pelo IBRE da FGV, ganhou contornos nacionais, passando a ser denominado IPC-BR. A população-alvo do índice são as famílias urbanas com rendimento entre 1 a 33 salários mínimos.

substancial por qualquer medida. Tratando-se de um indexador de ampla utilização na economia brasileira, pode promover perdas ou ganhos muito expressivos, dependendo da posição do agente no contrato em questão.

Tabela 2: Evolução dos principais índices de inflação no Brasil: 1999-2005

Ano	IPCA	INPC	IGP-DI	IGP-M	IPA-DI	IPC-GV
1999	8,94	8,43	19,99	20,10	28,88	9,12
2000	5,97	5,27	9,80	9,95	12,06	6,21
2001	7,67	9,44	10,40	10,37	11,88	7,94
2002	12,53	14,74	26,41	25,30	35,41	12,18
2003	9,30	10,38	7,66	8,69	6,27	8,93
2004	7,60	6,13	12,13	12,42	14,68	6,27
2005	5,69	5,05	1,23	1,20	-0,96	4,93
1999-05	73,86	76,40	124,69	125,84	164,09	70,46

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE.

Essa evolução anômala do IGP é explicada unicamente pelo comportamento do IPA no período considerado. Entre 1999-2005, o IPA-DI acumulou inflação de 164,08%, ou seja, mais do que o dobro da inflação registrada por qualquer dos IPCs considerados na Tabela 2. Destaca-se o comportamento desse índice nos anos de 1999 e 2002, quando, sob forte depreciação cambial, o IPA-DI mediu uma inflação de 28,88% e 35,41% respectivamente, ficando notadamente acima dos IPCs. Como o IPA representa 60% da variação IGP, tornou-se o grande responsável pela divergência de preços entre o IGP e os demais indicadores de inflação.

Os dados da Tabela 3 permitem uma análise mais detalhada do comportamento dos índices. No período de agosto de 1994 a dezembro de 1998, a inflação média anual foi de 12,74% para o IPCA, 12,53% para o INPC, 10,92% para o IGP-M e 10,68% para o IGP-DI. O IPC-BR, índice que apresentou maior inflação média no período, acusou 14,92%, enquanto que o INCC⁶, um índice representativo do setor de construção civil, apresentou uma inflação média em torno de 15,10%. Note-se que a diferença média entre os principais indicadores - IPCA e IGP - ficou em torno de 2,5 pontos percentuais, sendo que o índice do IBGE superou o do IBRE. Em uma economia que ainda estava se adaptando à queda nos índices de inflação, essa diferença não parece tão relevante.

⁶ O Índice Nacional de Custo da Construção (INCC) é calculado pelo IBRE, com peso de 10% na composição do IGP.

Tabela 3: Evolução dos principais índices de inflação no Brasil: média anual e variância.

Índice	1994/1998	Variância	1999/2005	Variância
IPCA	12,74	0,67	10,55	0,27
INPC	12,53	0,67	10,91	0,34
IGP-M	10,92	0,58	17,98	1,10
IGP-DI	10,68	0,67	17,81	1,17
IPA-DI	7,83	0,94	23,44	2,48
IPC-BR	14,92	1,12	10,06	0,29
INCC	15,10	1,94	13,72	0,30

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE.

No caso do IPA-DI, sob influência do câmbio valorizado, o índice registrou inflação média anual de 7,83%, ficando muito abaixo dos IPCs, como seria esperado num processo de desinflação associado à abertura comercial: 4,7 pontos percentuais inferior à média anual do INPC, 4,91 pontos percentuais inferior à do IPCA e 7,09 pontos percentuais inferior à do IPC-BR.

Apesar do comportamento distinto do IPA-DI no período entre 1994/1998, não houve discussões importantes sobre tal questão, sendo encarado inclusive como algo positivo e esperado no processo de estabilização: a menor inflação no setor atacadista poderia ser interpretada como um sinalizador de queda futura dos preços no varejo e da eficiência da abertura econômica no combate à inflação.

A partir de 1999, sob a influência de choques exógenos de preços, advindos de oscilações bruscas no câmbio, o IPA e o IGP passaram a ter comportamentos marcadamente discrepantes dos demais índices de preços. Ainda que no contexto de uma política de taxas de câmbio flutuantes, a inflação média anual registrada por todos os IPCs foi menor no período 1999-2005, quando comparada àquela do período anterior. Porém, no caso do IPA-DI, o índice praticamente triplicou, saltando de uma média anual de 7,83% no período anterior para 23,44% entre 1999-2005. Em consequência, os IGPs também acompanharam essa evolução, elevando-se em cerca de 2/3 para uma média anual de 17,98% para o IGP-M e 17,81% para o IGP-DI.

Outro ponto importante refere-se à volatilidade dos índices. Pelos dados da Tabela 3, a variância de todos os indicadores reduziu-se após a flexibilização do câmbio, com as notórias exceções do IPA e IGP. O IPCA reduziu sua variância de 0,67 para 0,27, o INPC de 0,67 para 0,34, o IPC-BR de 1,12 para 0,29 e o INCC de 1,94 para 0,30. No entanto, quando se considera o IPA-DI e os IGPs, a variância aumentou após 1999. No caso do IGP-M, a variância passou de 0,58 para 1,10 e do IGP-DI de 0,67 para 1,17. Mais uma vez, o grande responsável por esse comportamento

foi o IPA. No caso do IPA-DI, a variância passou de 0,94 durante o período de relativo controle nominal da taxa de câmbio para 2,48 após a flexibilização cambial.

Essa maior volatilidade do IGP têm efeitos consideráveis na economia. Na medida em que a volatilidade desse índice acaba tendo reflexos no IPCA - via preços administrados e contratos indexados - e nas expectativas dos agentes, isto implica na necessidade de uma política monetária mais restritiva por parte do Banco Central para gerenciar essa volatilidade. Os efeitos de tal política são disseminados na economia a partir do aumento da taxa nominal de juros acima do que seria necessário se o indexador dos contratos fosse um IPC ou um índice setorial que realmente medisse a inflação nos setores onde se aplicam esses contratos. Os juros altos aumentam o estoque da dívida pública, forçando o governo a elevar o superávit primário (aumento de impostos ou redução dos gastos públicos) para fazer frente ao crescente serviço da dívida. Acrescente-se a isso, os impactos negativos do aumento dos juros sobre a demanda agregada da economia.

A análise até agora destacou o comportamento anômalo dos IGPs comparados aos IPCs. Enquanto a maioria dos índices apresentou declínio na inflação anual média e na sua variância no período posterior à instituição do regime de metas de inflação, os IGPs mostraram evolução em direção contrária. Uma constatação anedótica em relação ao comportamento recente destes índices é que, caso fosse aceita a hipótese que a inflação medida por eles é uma medida síntese correta da evolução geral dos preços no período recente, implicaria no insucesso fragoroso do regime de metas de inflação, uma vez que a inflação média de 1999-2005 teria sido bem superior à do período 1994-98.

As trajetórias de inflação distintas descritas pelos IPCs e IGPs no período 1999-2005 levantam uma questão de extrema importância: qual dos índices estaria refletindo, de forma mais correta, a real inflação da economia no período? Os IGPs ou os IPCs? Presser (2003) forneceu uma hipótese para a análise do comportamento anômalo dos índices de preços ao apresentar várias evidências de que, ao menos no período recente, o IGP teria deixado de se constituir em uma “medida síntese da inflação nacional”, como é sua intenção declarada.

Na mesma linha de pensamento, Guimarães (2003) e Carmo (2003) argumentaram que o IGP é um índice questionável do ponto de vista técnico, pois é impossível dizer o que está sendo medido pela média ponderada dos três índices que o compõem, IPA, IPC e INCC. Segundo esses autores, não se tem conhecimento da existência de um índice dessa natureza em qualquer outro país. De modo geral, as estatísticas econômicas compreendem Índices de Preços ao Consumidor, Índices de Preços no Atacado e o Deflator Implícito do PIB (DIP), todos elaborados de forma separada e distinta.

O IGP tem sido criticado não só pela sua estrutura de ponderação, mas também pela metodologia e procedimentos operacionais adotados na determinação do IPA. Um grupo de economistas tem colocado em xeque a composição do IGP, onde o IPA tem peso de 60%. Cunha (2003) observa que a estrutura da economia brasileira mudou significativamente nas últimas décadas e, no entanto, a estrutura de ponderação dos três índices que compõem os IGPs continuou sendo a mesma dos anos 40. Portanto, o problema do IGP estaria concentrado no IPA, índice que apresenta grande volatilidade e tende sempre a superestimar ou subestimar a inflação. O ex-coordenador do IPC da FIPE⁷, Heron do Carmo (2003), compartilha dessa idéia, afirmando que o grande peso do atacado no IGP é algo ultrapassado, pois o setor de serviços no PIB atual é muito mais significativo do que na década de 1940.

Os analistas ligados ao mercado são mais refratários a essas críticas. Por exemplo, o economista do banco Credit Lyonnais, Dalton Gardimam (2003), discorda, afirmando que o recente questionamento em torno do IGP deu-se muito mais em função da sua utilização como indexador do reajuste de tarifas públicas, tornando a parte técnica da discussão pouco aceitável. Gardimam afirma que, quando de sua criação, o IGP visava medir a variação das transações intermediárias da economia, numa aproximação (previsão) do deflator do PIB (DIB), divulgado uma vez ao ano. Para o economista, a economia mudou, mas quem hoje se coloca contra o IGP se esquece que ele faz o que se propôs a fazer desde o início, isto é, ser um bom deflator do PIB.

Guimarães (2003) demonstra justamente que o argumento acima não é válido, pois o IGP não tem se prestado a prever o deflator do PIB nos últimos anos, conforme evidencia o coeficiente de correlação entre os dois índices. De acordo com os dados apresentados na Tabela 4, o coeficiente de correlação entre o IGP-DI e o DIP, no período entre 1995-2005, é de apenas 0,18. Note-se que, para os IPCs, o coeficiente de correlação com o DIP é bem mais elevado: 0,89 para o IPCA, 0,88 para o INPC, 0,92 para o IPC-BR e 0,97 para o INCC. Novamente, o resultado anômalo pode ser atribuído à elevada ponderação do IPA-DI no IGP - o IPA-DI apresentou uma correlação negativa (-0,18) com o DIP - no cálculo dos IGPs. Estes resultados reforçam a tese de que, no período recente, os IPCs representam de forma mais correta a inflação nacional e a utilização do IGP como indexador permite ganhos espúrios a um dos lados envolvidos em contratos indexados a este índice.

⁷ Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

Tabela 4: Correlação entre os IPCs e o DIP

Indicador	Coefficiente de correlação
IPCA	0,89
INPC	0,88
IPC-BR	0,92
INCC	0,94
IGP-DI	0,18
IPA-DI	-0,18

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE

Presser (2003) compartilha e amplia a tese de Guimarães, afirmando que, por problemas de ponderação ou coleta (ou ambos), o IGP-DI e suas variantes deixaram de refletir a inflação geral do país no período recente, seu objetivo declarado. Para este autor, a partir do último trimestre de 2002, após uma brusca e rápida depreciação da moeda nacional em relação ao dólar e às outras moedas fortes nos dois trimestres precedentes, acentuou-se a impropriedade do IGP como “medida síntese da inflação nacional”, não havendo, em especial, evidências da transmissão da inflação registrada pelo IPA-DI aos IPCs. O autor levanta uma questão central: se realmente houve inflação tão elevada medida pelo IPA, por que essa robusta pressão inflacionária não se propagou para o resto da economia? O *pass-through* entre os preços no atacado e os preços ao consumidor teria que ter sofrido um forte bloqueio no curto prazo, com sólida justificativa econômica. Adicionalmente, há forte evidência de que o IGP-DI nesta época deixou também de ser um fidedigno indicador antecedente para estimar a evolução nominal da arrecadação do ICMS, propriedade que mantinha pelo menos desde 1995 (Presser, 2003). Esse conjunto de evidências leva o autor a postular que a inflação geral medida pelo IGP nesse período foi “fictícia”.

3. O DESCOMPASSO ENTRE O IPA E OS IPCS

O descompasso recente entre a evolução do IPA e dos IPCs da economia poderia ser interpretado como sendo um elemento antecedente da inflação a ser captada pelos IPCs. Parece lógica a idéia de que boa parte da evolução dos preços no setor atacadista deveria se refletir, ainda que de forma defasada, nos IPCs, afinal, os custos aumentam na passagem do atacado ao varejo. No entanto, os dados explicitados nas Tabelas 2.e 3 mostram que, ao menos nos últimos anos, a realidade da economia brasileira não parece justificar a tese de uma suposta convergência parcial de preços no longo prazo entre os setores atacadista e varejista. No período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005, enquanto o IPCA mediu uma inflação de 73,86% e o IPC-BR de 70,4%, o IPA-DI registrou uma inflação de 164,7%. Estes resultados indicariam, a princípio, uma pressão nominal

dos preços no atacado no período que seria mais de duas vezes superior à inflação registrada nos preços ao consumidor. Em termos absolutos, teria sido absorvida de alguma forma uma pressão inflacionária no atacado de mais de 90 pontos percentuais ao longo de sete anos.

Como salientado por Presser (2003), é difícil, em termos econômicos, acreditar que os intermediários entre atacadistas e consumidores – os varejistas – pudessem ou aceitassem absorver a maior parte de uma diferença de preços tão significativa, por intermédio de aumentos de produtividade ou redução de margens. Tampouco há evidências de que este fenômeno ocorreu. Mesmo considerando o fraco crescimento relativo da economia brasileira frente a outros países emergentes⁸, é difícil acreditar que as modestas taxas de crescimento da economia no período fossem suficientes para inibir a passagem de reajustes de tal magnitude dos atacadistas aos varejistas, notadamente após o choque cambial de 2002.

Logo, uma explicação cabal para o comportamento anormal dos índices de preços deve remontar à própria estrutura dos índices. A expressiva participação de bens comercializáveis na composição do IPA, tornando-o mais suscetível à absorção imediata de choques exógenos de preços e de efeitos da variação cambial, subverteu qualquer relação de causalidade no repasse da inflação do IPA para os IPCs. Isto ocorreu devido ao fato de que a participação dos bens comercializáveis nos IPCs é bem mais restrita, situando-se em torno de 44% no caso do IPCA⁹ e de 40% no IPC-BR¹⁰. Prevaecem nestes índices bens e serviços não comercializáveis, como alimentos *in natura* e serviços com preços administrados (como tarifas e serviços públicos), menos suscetíveis a choques exógenos de preço no curto prazo.

Num de seus *Relatório de Inflação*¹¹, o Banco Central do Brasil (Bacen) admitiu a possibilidade de se ter verificado um comportamento anômalo dos índices em 1999, ou seja, o não repasse das variações no atacado para o varejo. Em diversas passagens do *Relatório de Inflação* fica claro que no cálculo da expectativa futura de inflação, o Bacen modela o impacto das variações na taxa de câmbio nominal utilizando um *pass-through* diferenciado para o IPA e os IPCs, ou seja, o comportamento esperado do câmbio influencia de forma diferenciada os preços no atacado e no varejo. Esta informação não só é divulgada em seus relatórios, como incorporada como ferramenta de política econômica pelo Bacen no processo de formação de expectativas e combate à inflação.

Desta forma, a estrutura e comportamento dos índices de preço frente às variações cambiais guardam importantes relações com as estratégias de estabilização da moeda após a implementação do Plano Real, bem como a adoção do câmbio flexível em 1999. No início do Plano Real, a adoção

⁸O crescimento médio do PIB brasileiro entre 1999-2005 foi de apenas 2,3%.

⁹ Fonte: Relatório do Banco Central do Brasil, dezembro de 2004.

¹⁰ Fonte: Revista Conjuntura Econômica, julho de 2005.

¹¹ Relatório de Inflação, dezembro de 1999.

da estratégia de utilização da taxa de câmbio como âncora para contenção da inflação por meio da valorização, pode ser explicada pela elevada inflação residual no início do Plano. Essa medida seria necessária para que a estabilização monetária se efetivasse, ou seja, a possibilidade de importação de bens finais e intermediários forçaria os preços internos a se acomodarem aos internacionais (desinflação competitiva). Naquele momento, a estratégia de estabilização mostrou-se bastante eficiente para disciplinar a inflação dos bens comercializáveis, com grande peso na composição do IPA. No entanto, no caso dos chamados bens não-comercializáveis, esta estratégia foi ineficaz. O principal exemplo foi a indisciplina do setor de serviços: aluguel, mensalidades escolares, alimentação fora de casa etc. Os preços destes serviços lideraram as pressões sobre a inflação, pois o crescimento econômico, associado à estabilização, permitiu que esses setores, que não sofrem concorrência internacional, pudessem repassar o aumento de custos e das margens desejadas para os preços finais enquanto a demanda se manteve aquecida.

A partir de 1999, inversamente ao período inicial do Plano Real, os preços dos bens comercializáveis nos IPCs lideraram as pressões altistas, ficando muito acima da média dos não-comercializáveis, em especial no anos de 1999 e 2002, justamente os anos em que ocorreram fortes e súbitas desvalorizações da moeda nacional. Conforme a Tabela 5, em 1999, a inflação dos itens comercializáveis no IPCA (IPCA-C) foi de 11,26% contra apenas 1,61% dos não comercializáveis (IPCA-NC). No caso do IPC-BR, a inflação dos comercializáveis (IPC-C) foi de 12,11% contra 5,90% dos não comercializáveis (IPC-NC).

Tabela 5: Indicadores de Inflação: IPCs comercializáveis, não comercializáveis e IPA-DI

Período	IPCA		IPC-BR		IPA-DI
	IPCA-C*	IPCA-NC**	IPC-C*	IPC-NC**	Índice Geral
1999	11,26	1,61	12,11	5,90	45,91
2000	3,64	3,71	5,91	6,56	12,06
2001	7,31	5,70	7,01	8,98	11,88
2002	14,88	7,47	13,92	10,24	35,41
2003	8,69	6,67	7,18	10,94	6,27
2004	7,42	6,07	6,27	6,27	14,68
2005	2,74	6,36	3,14	6,60	-0,96
1995/98	16,09	63,33	20,25	94,34	25,83
1999/05	68,79	45,11	70,05	70,40	164,04

Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE e IBRE

*comercializáveis

**não-comercializáveis

No caso dos IPCs, caracterizou-se a ocorrência de um alinhamento de preços dos bens comercializáveis com o mercado internacional após a brusca mudança cambial, como seria esperado. Por outro lado, a demanda interna desaquecida atuou no sentido de controlar os preços dos bens não comercializáveis (Gremaud, Toneto Jr e Vasconcellos, 2005). A aposta do Bacen em 1999 teria sido que a recomposição da taxa de câmbio real dependeria de um comportamento de preços inverso ao verificado no início do Plano Real, ou seja, uma maior inflação nos bens comercializáveis (depreciando rapidamente a taxa de câmbio real), enquanto que os bens não-comercializáveis teriam o importante papel de segurar a taxa de inflação ao nível do consumidor. A tendência da inflação em 1999 confirmou o sucesso desta estratégia.

O ponto que merece ser destacado é o substancial impacto da desvalorização cambial de 1999 sobre o IPA. Como apresentado na Tabela 5, a inflação medida pelo IPA-DI foi 45,91%, muito acima da inflação medida para os bens comercializáveis nos IPCs. Desde então, observam-se problemas no comportamento do IPA: sua forte sensibilidade a variações cambiais e seu enorme descolamento dos IPCs, inclusive dos bens comercializáveis que compõem os IPCs.

Em 2000, sob uma relativa estabilidade cambial a inflação medida pelo IPCA-C foi de 3,64% contra 3,71% do IPCA-NC. No caso do IPC-BR, os comercializáveis apresentaram inflação de 5,91% contra 6,56% dos não comercializáveis. Observou-se, portanto, uma convergência dos preços comercializáveis e dos não comercializáveis nos IPCs. No entanto, a inflação medida pelo IPA-DI em 2000 foi de 12,06%, muito superior àquela medida pelos IPCs.

No ano de 2001, a taxa de câmbio média saltou para R\$ 2,35 contra R\$ 1,81 em 2000. A inflação medida pelo IPCA-C ficou em 7,31% contra 5,7% do IPCA-NC. O IPC-C registrou inflação de 5,91% contra 6,56% do IPC-NC. O IPA ficou em 11,88%, mais uma vez situando-se bem acima dos demais índices de preços.

No ano de 2002, após a crise de credibilidade enfrentada pelo governo, a moeda brasileira sofreu novamente forte depreciação frente ao dólar americano, saindo de um patamar médio mensal de R\$ 2,40 em janeiro para atingir um pico de R\$ 3,81 em novembro do mesmo ano. Os impactos da variação cambial foram explícitos nos índices de preço. Como era de se esperar, os preços dos bens comercializáveis apresentaram maior alta no período, registrando inflação de 14,88% para o IPCA-C e de 13,92% para o IPC-C, contra 7,47% para o IPCA-NC e 10,24% para o IPC-NC¹². Mais uma vez, o comportamento atípico ficou por conta do IPA-DI, que registrou uma inflação de 35,41%, muito acima dos bens comercializáveis nos IPCs.

¹² Nota-se, a partir de 2001, o aumento da inflação nos itens não-comercializáveis, pressionados, sobretudo, pelo aumento dos preços administrados.

De novembro de 2002 a abril de 2003, a taxa de câmbio nominal experimentou uma forte apreciação, caindo de um patamar de R\$ 3,81 para R\$ 3,12. Deste período até o final de 2004, essa taxa voltou a gozar de relativa estabilidade, situando-se em torno de R\$ 3,00. A média anual foi de R\$ 3,08 para 2003 e de R\$ 2,93 para 2004. Neste contexto, a inflação dos bens comercializáveis recuou substancialmente quando comparada ao ano de 2002, situando-se em 8,69 para o IPCA-C e 7,18 para o IPC-C no ano de 2003. Os itens não comercializáveis também recuaram, registrando inflação de 6,67% para o IPCA-NC e 10,94% para o IPC-NC. O ano de 2004 foi marcado por uma relativa estabilidade entre os índices; 7,42% para o IPCA-C, 6,07% para o IPCA-NC, 6,27% para o IPC-C e 6,27% para o IPC-NC. No entanto, o IPA-DI mediu uma inflação de 14,68%, mais do que o dobro do que os componentes, comercializáveis ou não, dos IPCs.

No ano de 2005, a taxa de câmbio voltou a sofrer forte apreciação nominal, caindo de uma média mensal de R\$ 2,70 em janeiro para R\$ 2,28 em dezembro do mesmo ano. Sob os efeitos dessa apreciação, houve um novo recuo dos preços comercializáveis nos IPCs. Em 2005, o IPCA-C foi de 2,74% contra 7,42% em 2004. Já o IPC-C foi de 3,14% contra 6,27% no ano anterior. O IPA passou de um patamar de 14,68% em 2004 para uma deflação de -0,96% em 2005. Embora este resultado tenha sido comemorado e visto como positivo, pois a redução do IPA-DI representaria não só a redução do IGP no período, mas também menores reajustes nas tarifas públicas e contratos financeiros, destaca-se que mais uma vez ficou explícito o descompasso entre a evolução da inflação nos IPCs e no IPA. De fato, a queda dos índices de inflação medidos pelo IPA foi muito mais expressiva.

Esta síntese da evolução dos indicadores de preços no período de 1999-2005, deixou clara a divergência entre a inflação medida pelos IPCs (comercializáveis e não comercializáveis) e pelo IPA-DI, que mede os preços no atacado.

Deveria ser encarado com forte desconfiança o fato de que a grande elevação de preços ao nível do atacado, medida pelo IPA-DI nos episódios dos choques cambiais de 1999 e 2002, ter se refletido de forma tão diluída nos IPCs. Nesses anos, o IPA-DI mediu inflação muito superior aos componentes dos IPCs. O repasse ocorreu somente em relação ao IGP, em razão da sua própria construção, onde o IPA entra com peso de 60%, conforme já mencionado. Logo, são muitas as evidências de que o comportamento do IPA desqualificou o IGP como um índice representativo da inflação nacional após janeiro de 1999.

A defesa do IGP como índice representativo da inflação nacional continua a ser justificada por alguns analistas pela pressuposição de que, apesar da discrepância sistemática entre o IGP e os demais índices de preços nos últimos anos, as variações dos diversos índices se compensariam no longo prazo. O comportamento do IGP em 2005, bem abaixo dos demais IPCs, provavelmente deu

uma sobrevida a esta versão. A idéia da revisão das estruturas de ponderação definidas como 60% para o IPA, 30% para o IPC e 10% para o INCC foi descartada, em 2003, pelo então diretor do IBRE, Antônio Carlos Porto Gonçalves, sob a alegação de que a mudança traria inconsistência à série histórica do índice. Para Gonçalves, o fato de o IGP ser antigo não significa que esteja ultrapassado. Prova disto seria o comportamento convergente no longo prazo do IGP e o IPC do Rio de Janeiro, medido pelo IBRE: no período entre 1944 e 2003, o IPC acusou, em média, uma diferença de apenas 0,014 pontos percentuais superior ao IGP. Gonçalves também descarta a possibilidade de alterações na ponderação em razão de mudanças na estrutura setorial do PIB brasileiro.

No entanto, os argumentos do IBRE não parecem ser sustentáveis no período recente. Entre 1999-2005, tanto o IGP-DI como o IGP-M mediram inflação média anual superior em mais de sete pontos percentuais àquelas medidas por qualquer dos IPCs aqui considerados. Da mesma forma, o IPA-DI mediu inflação média anual superior em mais de 12,5 pontos percentuais àquela medida por qualquer dos IPCs. Com base nestes dados, torna-se difícil referendar a tese da convergência dos índices.

Como visto nas análises anteriores, não se descarta, a princípio, a validade da hipótese de convergência dos diversos índices de preços, pois, como foi assinalado, os principais IPCs da economia mediram uma inflação muito próxima no período entre 1999-2005. No entanto, quando se trata do IGP, este índice parece ter perdido sua propalada qualidade de medida síntese da inflação, pois sua variação afastou-se substancialmente dos demais IPCs da economia, sem motivos econômicos relevantes que justifiquem tal comportamento.

Um maior equilíbrio entre os IPCs e o IGP dependeria, em grande medida, do equilíbrio entre os IPCs e os índices que compõem os IGPs, ou seja, o IPC-BR, o INCC e o IPA. Como destacado, os dois primeiros índices se mostraram bem comportados, como expressam as suas médias e variâncias no período considerado. A questão fundamental é examinar a não-convergência do IPA com os IPCs para explicar a divergência entre os IGPs e os IPCs na economia brasileira recente.

Do ponto de vista econométrico, a hipótese de convergência entre duas variáveis pode ser posta à prova pelos chamados testes de cointegração de variáveis e de raiz unitária, que consistem em verificar se uma combinação linear entre duas variáveis é estacionária ao longo do tempo. Na próxima seção, utiliza-se tal instrumental para testar a hipótese de equilíbrio de longo prazo entre o IPCA e o IPA-DI.

4. TESTES DE COINTEGRAÇÃO E RAIZ UNITÁRIA

Nesta seção realizam-se testes de cointegração de variáveis para verificar a hipótese de convergência de longo prazo entre os IPCs e o IPA no período entre 1999-2005. O IPCA será o índice representativo dos IPCs nos testes em questão. Tal escolha pode ser justificada pelo fato do IPCA ser o IPC de maior cobertura no território nacional, o de maior cobertura de renda – famílias de 1 a 44 salários mínimos - e também o índice que baliza o regime de metas inflacionárias do governo brasileiro. Ademais, testes estatísticos preliminares mostram que o coeficiente de regressão entre este índice e os demais IPCs é elevado, ou seja, 0,99 tanto para o IPC-BR como para o INPC. No caso do IPA, utiliza-se a versão disponibilidade interna, dado que, sua distinção em relação ao IPA-M e IPA-10 se dá basicamente pela periodicidade de coleta de dados.

O conjunto de dados disponíveis sobre a evolução dos índices de preços pode ser descrito como sendo uma série temporal. Uma série temporal é definida como um conjunto de observações dos valores que uma variável assume ao longo do tempo. A maioria dos trabalhos empíricos baseados em dados de séries temporais supõe que tais séries sejam estacionárias (Gujarati, 2000, p. 11). Basicamente, um processo envolvendo séries temporais é estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo. Caso isto não ocorra, a série é dita ser não estacionária.

A interpretação econômica da cointegração é que se duas (ou mais) variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, então, mesmo que suas séries possam conter tendências estocásticas (isto é, serem não estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo e a diferença entre elas será estável (isto é, estacionária). Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo (Davidson e Mackinnon, 2004; Gujarati, 2000).

4.1. Testes de Raiz Unitária

Um dos testes mais populares entre os usuários da econometria para testar se as séries econômicas são estacionárias é conhecido como teste de raiz unitária. Este teste parte de uma regressão onde uma variável em série de tempo, denominada Y_t , é explicada por seus valores passados mais um vetor de erro ε_t , que é um termo estocástico que segue as hipóteses clássicas, a saber, tem média zero e variância σ^2 , de forma que:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Neste trabalho, nos procedimentos dos testes de raiz unitária, utiliza-se a estatística denominada Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A estatística ADF, elaborada por Dickey & Fuller (1981), corresponde ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da Equação 1, cujos valores críticos constam numa tabela específica. Essas estatísticas são especificadas para um modelo sem constante e sem tendência (Equação 2, teste ADF₁), um modelo incluindo apenas uma constante (Equação 3, teste ADF₂) e um modelo incluindo uma constante e uma tendência (Equação 4, teste ADF₃).

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

$$Y_t = \beta_2 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon \quad (3)$$

$$Y_t = \beta_2 + \beta_1 t + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

Os parâmetros a serem estimados são β_1, β_2 e β_3 . As hipóteses testadas nesses modelos correspondem a uma hipótese nula (H_0) de que a série não é estacionária, contra a hipótese alternativa (H_1) de que a série é estacionária.

Incorporam-se à equação (1) valores defasados da variável endógena (Y_t) para eliminar a presença de autocorrelação entre os termos do erro. Para a determinação do número de defasagens foram utilizados os testes AIC (*AKAIKE Information Criterion*) e SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*). Todos os testes foram realizados com o auxílio do pacote estatístico Eviews, versão 5.0.

4.2. Material e modelo empíricos

Os testes foram realizados em duas etapas. Primeiro considerou-se o número índice da variação mensal de ambos indicadores, IPCA e IPA-DI. Na sequência, os mesmos testes foram realizados para o número índice da variação mensal acumulada da inflação. Neste sentido, os testes têm por objetivo averiguar a hipótese de convergência de longo prazo, em primeiro lugar, da variação mensal da inflação e, na sequência, do acumulado da inflação entre 1999-2005.

Os dados utilizados referem-se às séries mensais relativas ao período de janeiro de 1999 a dezembro de 2005 do IPCA e do IPA-DI. O modelo a ser estimado é descrito pela Equação 5.

$$IPCA = \alpha + \beta IPA - DI + \varepsilon \quad (5)$$

Uma estimativa consistente dessa relação pode ser obtida utilizando-se o método de mínimos quadrados. Resumidamente, estima-se uma regressão com as variáveis em nível e

aplica-se um teste de raiz unitária sobre os resíduos dessa regressão – Equação 6 -, sendo consideradas séries cointegradas aquelas variáveis cuja série dos resíduos seja estacionária.

$$\Delta \varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon \quad (6)$$

Na Tabela 6 são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária para as séries consideradas. De início, foram aplicados os testes de AIC e SBC para indicar a ordem de defasagem de cada série. Quando os resultados dos mesmos divergiram, foi utilizado o critério da parcimônia, adotando-se a menor ordem indicada.

Para as variações mensais não acumuladas de inflação, de acordo com o teste ADF_1 , H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 10% de significância, ou seja, é constatada a presença de raiz unitária nas séries em questão. Para o teste ADF_2 , H_0 é rejeitada em favor de H_1 ao nível de 5% de significância para ambas as séries, constatando-se assim que existe uma regressão válida (não espúria) que relaciona as variáveis. No caso de ADF_3 , para o IPCA, rejeita-se H_0 em favor de H_1 ao nível de 5% de significância. Já para a série do IPA-DI, H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 10% de significância.,

Tabela 6: Resultados dos testes de Raiz Unitária – Estatística ADF				
Variação Mensal	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Lags
IPCA	- 0,0855*	- 3,4383**	-3,4142**	2
IPA-DI	-0,2482*	-3,2628**	-3,4373*	2
Variação mensal acumulada				
IPCA	3,2721*	0,2994*	-2,3944*	1
IPA-DI	1,4046*	-1,0585*	-2,6524*	3

* H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 10% de significância

** Rejeita-se H_0 em favor de H_1 ao nível de 5% de significância

Em relação às séries acumuladas da variação mensal dos índices de inflação, todas as séries apresentaram raiz unitária, sendo que H_0 não pôde ser rejeitada ao nível de 10% de significância.

Para os testes de cointegração, utilizou-se o modelo especificado na Equação 6, que equivale aos testes de raiz unitária para os resíduos das regressões. Para a validação dos testes utiliza-se a metodologia de Engle e Granger – teste AEG -, sendo que os resultados são apresentados na Tabela 7. Considerando-se os testes ADF_1 e ADF_2 para as séries da variação mensal não acumulada da inflação, H_0 é rejeitada em favor de H_1 em um nível de 5% de significância. Ou seja, estatisticamente, apesar do grande descolamento entre os índices, não se pode negar a hipótese de convergência da taxa mensal de inflação no longo prazo entre o IPCA e o IPA-DI.

Tabela 7. Teste de cointegração – Procedimento de Engle e Granger, teste de raiz unitária para os resíduos.			
Variável Dependente	ADF ₁	ADF ₂	Lags
IPCA – Variação Mensal	- 3,8733***	-1,9107***	1
IPCA – Variação acumulada	-1,8632*	-5,4447**	2

* H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância

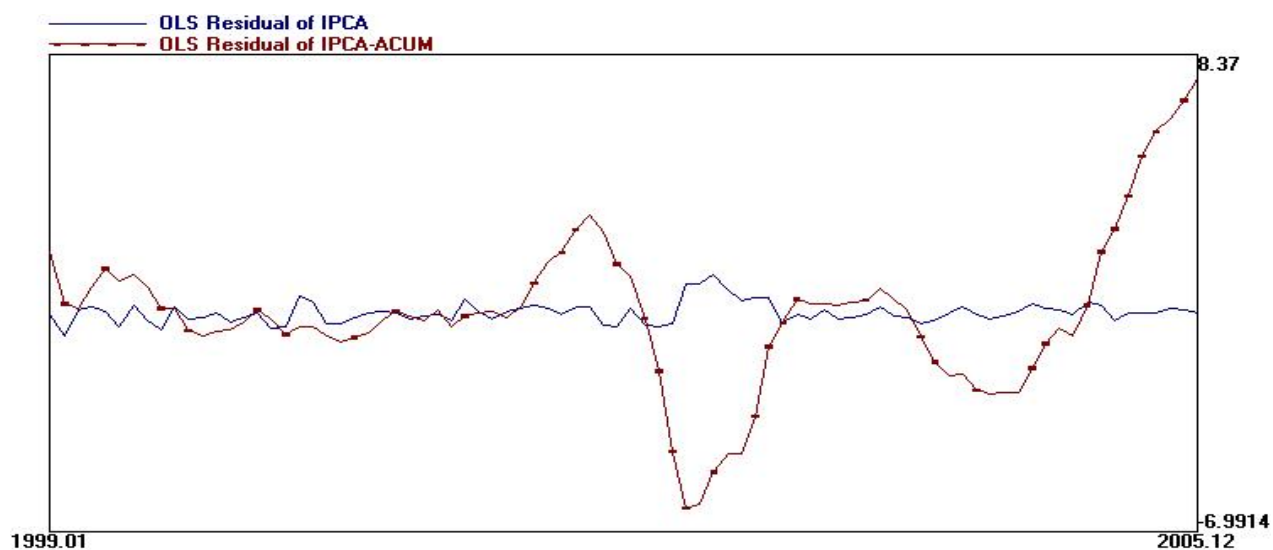
** H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 10% de significância

*** H_0 é rejeitada em favor de H_1 ao nível de 5% de significância

No entanto, quando se considera o acumulado da inflação, os resultados descritos na Tabela 7 indicam que, pelo teste ADF1, H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância. Pelo teste ADF2, H_0 não pode ser rejeitada ao nível de 10% de significância.

Tais resultados corroboram a hipótese de não-convergência das séries acumuladas de inflação no longo prazo. O Gráfico 2 esboça os resíduos de ambos os testes. Quando se considera a variação mensal dos índices de preços dos indicadores – *OSL Residual of IPCA* -, os resíduos apresentam comportamento visualmente estacionário. De outra forma, quando se considera a inflação acumulada – *OSL Residual of IPCA-ACUM* -, os resíduos se mostram visualmente não estacionários, estando de acordo com os resultados dos testes e com a hipótese de não convergência da inflação acumulada medida pelo IPCA e pelo IPA-DI no longo prazo.

Gráfico 2: Resíduos das regressões



5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As análises apresentadas neste trabalho sobre o comportamento dos índices de preços da economia brasileira corroboram a hipótese de que, ao menos no período recente, o IGP, em suas várias modalidades, tornou-se um indicador enviesado da evolução dos preços. A não-convergência entre a inflação acumulada pelo IPA-DI e IPCA no período recente ratifica a hipótese acima, fortalecendo a tese de vários autores de que o IGP teria deixado de se constituir em uma “medida síntese da inflação nacional”. O efeito das flutuações cambiais sobre esse indicador, a partir da introdução do regime de câmbio flutuante, tem sido acentuadamente mais forte do que em relação aos demais IPCs. Mesmo em períodos de apreciação da taxa de câmbio, como foi o ano de 2005, essa distorção é evidente. Apesar das atualizações realizadas em seus componentes (IPA, IPC-BR e INCC), a estrutura de ponderação do índice, que remonta a década de 1940, mostrou-se ultrapassada e inadequada para uma economia que optou pelo regime de livre flutuação do câmbio e promoveu uma substancial liberalização comercial e financeira, como é o caso da economia brasileira.

São extremamente significativas as consequências econômico-financeiras da adoção generalizada de um indexador de ativos financeiros e de contratos que não estime de forma adequada a inflação. No caso dos ativos financeiros, a principal consequência é corromper a própria essência do mecanismo de indexação: assegurar uma determinada taxa de juros real às partes envolvidas na operação. O viés do indexador implica que a taxa de juros real será diferente daquela esperada na contratação da operação financeira, alterando o equilíbrio econômico-financeiro dos contratos. Como o indexador, nos últimos anos, tem sistematicamente superado a inflação medida pelos indicadores bem comportados, o ônus da adoção de um indexador inadequado recai sobre o tomador dos recursos ou usuário de serviços; para o aplicador, a divergência dá origem a um bônus (uma renda espúria), que se acrescenta à taxa de juros contratada; para o consumidor, seu poder aquisitivo se deteriora pela elevação relativa dos preços dos serviços indexados pelo IGP.

Os agentes econômicos que detêm passivos indexados ao IGP são basicamente os diversos entes governamentais e os fundos de previdência aberta e fechada. Quanto aos demais contratos, a adoção de um indexador que sistematicamente supera a inflação observada concedeu às empresas concessionárias uma renda espúria não contemplada no contrato, estilizada nos reajustes contratuais nos setores de telefonia e energia acima da inflação medida pelos IPCs. O ônus de tal de tal reajuste recai principalmente sobre o consumidor final de serviços.

As conseqüências da utilização de tal indexador vão além do peso adicional imposto aos consumidores. Quando esse indexador é utilizado para reajustar tarifas e contratos que, por si só, têm peso significativo nos IPCs, tendem a afetar as expectativas inflacionárias e a formação de outros preços na economia. Desta forma, a adoção de um indexador enviesado tem impacto na própria trajetória futura da taxa de inflação, dificultando a absorção de eventuais surtos inflacionários ou mesmo gerando pressões adicionais sobre o nível geral de preços. Em conseqüência, aumenta-se a pressão inflacionária sobre os IPCs, destacadamente sobre o IPCA, índice que baliza o regime de metas de inflação. Essa pressão faz com que o Banco Central eleve a taxa de juros básica da economia acima do que seria necessário se não houvesse tal indexação retroativa. Desta forma, o ônus financeiro sobre a dívida pública não se limita somente aos títulos indexados aos IGPs, mas também sobre aqueles vinculados à própria taxa SELIC.

Diante de tais evidências, não é admissível ignorar que a adoção do IGP como indexador tem contribuído para a desestabilização de contratos de longo prazo, essenciais para o bom funcionamento da economia brasileira, dificultando o processo de estabilização monetária e a retomada do crescimento econômico. Cabe, desta forma, ao IBRE “reformular” o índice, adequando-o à realidade brasileira. Isto poderia ser feito encadeando-se a série antiga com a nova, sem maiores problemas para a credibilidade da Instituição. Caso isso não ocorra, o mais sensato seria que os diversos agentes econômicos, incluindo-se o governo, em suas diversas instâncias, substituíssem o IGP como indexador de contratos por algum outro índice que represente de forma correta a inflação. No caso dos ativos financeiros, países como Estados Unidos e Inglaterra adotam como indexadores alguma modalidade de IPC; no caso dos contratos, o indexador pode ser um índice setorial, como é o caso do próprio INCC, que nos últimos anos tem sido incorporado aos contratos de financiamento da construção civil.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Índices de Preços*. Série Perguntas Mais Frequentes. Gerin, Brasília, 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Preços administrados*. Série Perguntas Mais Frequentes. Gerin, Brasília, 2005

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Depec e Depep. Brasília, vários números.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Divida Pública Mobiliária Federal Interna e Mercado Aberto*. Nota para a Imprensa. Departamento de Operações do Mercado Aberto. Brasília, vários números.

.BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório Focus*, 20 de fevereiro de 2002. Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/R20010420.pdf>, consultado em 12 de abril de 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório Focus*, 03 de abril de 2001. Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/R20010330.pdf>, consultado em 12 de abril de 2005.

BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. Cambridge: National Bureau of Economics Research, Working Paper 10389, 2004.

BUENO, S.; VIEIRA, C. *Apesar da deflação, Estados vão ao supremo contra o IGP*. Jornal Valor Econômico, 03 de agosto de 2005.

CASTRO, P. R. *Extingam o IGP*. Jornal Folha de São Paulo, 19 de março de 2003.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J.G. *Econometric theory and methods*. New York: Oxford University, 2004.

DELFIN NETTO, A. *Sobre as metas inflacionárias*. Revista de Economia Aplicada, v 3, n. 3, p. 357-382, 1999.

ENGLE, R. F.; GRANGER, W.J. *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*. Econométrica, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FERREIRA, T. P.; FIGUEIREDO F. M. R. *Os preços administrados e a inflação no Brasil*. Banco Central do Brasil. Trabalhos para Discussão, n. 59, Brasília, dez. 2002.

FERREIRA, T.P.; PETRASSI, M.B.S. *Regime de metas de inflação: resenha sobre a experiência internacional*. Banco Central do Brasil. Nota Técnica, n. 30, Brasília, nov. 2002.

FRANCO, F.A.L.; GUANAIS, F.C.; PORTUGAL, S.S.; ROMANO, R. *Referencial metodológico sobre equilíbrio econômico-financeiro*. Documento de Trabalho nº 02. Ministério da Fazenda. Disponível em <http://www.fazenda.gov.br/seae/documentos/doctrabalho/Doctrab02.html>, consultado em 05 de agosto de 2005.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. *Inflation targeting in emerging market economies*. Brasília: Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 76, 2003.

FREITAS, P.S.; MINELLA, A.; RIELLA, G. *Metodologia e cálculo da inércia inflacionária e dos efeitos dos choques dos preços administrados*. Brasília: Banco Central do Brasil. Nota Técnica, n. 22, 2002.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Revista Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, vários números.

GIAMBIAGI, F.; VELHO, E. *Uma proposta de aperfeiçoamento do sistema de metas de inflação: o uso do IPCA médio de 12 meses*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Nota Técnica, n. 65. Brasília, junho de 2004.

GREMAUD, A. P.; TONETO JR, R.; VASCONCELLOS, A. S. *Economia Brasileira Contemporânea*. 3 ed. São Paulo: Atlas, 2005.

GUIMARÃES, E.A. *O viés do IGP e seus efeitos*. São Paulo, Jornal Valor Econômico, 30 de junho de 2003.

GUJARATI, D.N. *Econometria básica*. 3 ed. São Paulo: Makron, 2000.

HARRIS, R.I.D.; JUDGE, G. *Small sample testing for cointegration using the bootstrap approach*. *Economics Letters*. Portsmouth, v. 58, p. 31-37, 1997.

HOLANDA, M. C. *A escolha de um índice de preços em regime de metas de inflação*. Textos para Discussão, n. 222, CAEN. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza,

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA. *Apresentação Geral dos IGPs*. Divisão de Gestão de Dados. Disponível em http://www2.fgv.br/dgd/asp/dsp_IGP.asp, consultado em 20 março de 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Indicadores IBGE: Sistema Nacional de Índice de Preços ao Consumidor- INPC e IPCA*. Disponível em

ftp://ftp.ibge.gov.br/Precos_Indices_de_Precos_ao_Consumidor/INPC/Fasciculo_Indicadores_IBGE/06_2005doc.zip. Consultado em 20 de março de 2005.

INVESTNEWS. *Economistas debatem a composição e o uso do IGP*. Disponível em http://www.crie.com.br/html/investnews/vernoticia_ddeijc.html, consultado em 18 de junho de 2005.

IZAGUIRRE, M. *Deflação do IGP-DI reduz dividas estaduais*. Valor Econômico, 05 de agosto de 2005.

LEGAL, M. *STJ restabelece IGP-DI como indexador e eleva reajuste*. Jornal Valor Econômico, 2,3 e 4 de julho de 2004.

MACEDO, R. *Igp, dívidas e tarifas públicas*. Jornal O Estado de São Paulo, 13 de janeiro de 2005.

MACEDO, R. *Por um novo IGP*. Jornal O Estado de São Paulo, 27 de março de 2003.

MATTOS, C. *Considerações sobre tarifas públicas e indexação*. Câmara dos Deputados, Série Estudos, Brasília, 2005.

MOTTA, J. R. S. T. *Impacto da desvalorização do real nos últimos 48 meses sobre a economia popular*. Câmara dos Deputados, Série Estudos, Brasília, 2000.

PRESSER, M. F. *O comportamento recente do IGP: uma nota técnica*. Jornal da Unicamp. Universidade Estadual de Campinas. Edição 18 a 24 de agosto, 2003.

SARTORIS, A. *Estatística e introdução à econometria*. São Paulo: Saraiva, 2003.

STOCK, J. H.; WATSON, M.W. *Econometria*. São Paulo: Pearson Education, 2004.

VALLE, M.R. *Índices de preços: conceito, análise, metodologias e proposta de implementação*. Universidade Estadual Paulista, março de 1991. Disponível na biblioteca da Faculdade de Ciências e Letras de Araraquara.

WERLANG, S. *É hora de desdolarizar a economia brasileira*. São Paulo: Jornal Valor Econômico, 23 de Julho de 2001. Jel: E

ZACLIS, L. *Onerosidade excessiva: a distorção metodológica e a resolução contratual*. Revista Consultor Jurídico. Disponível em <http://conjur.estadao.com.br/static/text/4485,1> consultado em 17 de abril de 2005.