

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**LEI DO PREÇO ÚNICO E SEUS DESVIOS:**

**EXITE ALGUM PADRÃO?**

**Bruno Westin Prado Soares Leal**

**Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior**

**SÃO PAULO**

**2009**

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Suely Vilela  
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni  
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto  
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi  
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

**BRUNO WESTIN PRADO SOARES LEAL**

**LEI DO PREÇO ÚNICO E SEUS DESVIOS:  
EXISTE ALGUM PADRÃO?**

Dissertação apresentada ao  
Departamento de Economia da  
Faculdade de Economia, Administração  
e Contabilidade da Universidade de São  
Paulo como requisito pra obtenção do  
título de Mestre em Economia

**Orientador: Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior**

**SÃO PAULO**

**2009**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Leal, Bruno Westin Prado Soares

Lei do preço único e seus desvios : existe algum padrão ? /

Bruno Westin Prado Soares Leal. – São Paulo, 2009.

72 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2009

Bibliografia.

1. Preço (Economia) 2. Taxa de câmbio I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e

## AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Prof. Mauro Rodrigues Junior, por ter aceitado me orientar e por ter dedicado atenção e cuidados a este trabalho. Obrigado pela orientação e pelos diversos incentivos que me permitiram concluir esta dissertação.

Ao Prof. Fernando Botelho, pela recepção no programa de pós-graduação e por ter propiciado este trabalho. Obrigado, também, pelos apontamentos e comentários necessários à conclusão desta dissertação.

Aos Profs. Márcio Issao Nakane e Siegfried Bender, pelas críticas e sugestões oferecidas na banca de qualificação.

À CAPES e à FIPE, pelo suporte financeiro durante o período de elaboração desta obra.

Aos amigos do mestrado, pelo ambiente que propiciaram durante todo o programa e pelas diferentes ajudas prestadas. Destaco o Rapha e o Genta. Ao primeiro, com quem morei durante o primeiro ano do mestrado, pelo companheirismo e amizade, além das inúmeras ajudas na conclusão desta dissertação. Ao segundo, que me recebeu muito bem em São Paulo, também sou grato pela amizade e apoio fornecido, que se mostraram essenciais para condução deste programa.

Ao Henrique, primo, por me receber em sua casa e depois se mostrar uma companhia agradabilíssima.

Aos colegas de trabalho, que de última hora apareceram para prestar um apoio.

À Isabel, por ser especial e essencial para mim. O amor construído mostra-se fundamental em qualquer rumo que eu tome.

Aos meus irmãos, Ricardo, Elisa e Rafael, por muitas coisas, dentre elas o apoio, a amizade, o conforto, a motivação e a torcida.

Em especial, serei eternamente grato aos meus pais, Ruy e Sonia, que prezam pela educação e conseguem, de um jeito muito especial, me trazer muita força, conforto e paz. Sem sombra de dúvidas, não seria possível completar esta trilha de estudos, não fosse este apoio.

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é identificar padrões nos desvios da Lei do Preço Único. Utilizando dados desagregados nacionais e internacionais do período 1998-2008, aplicaram-se duas metodologias distintas: *i*) análise de componentes principais; e *ii*) estimador *group mean Fully Modified OLS* para painel proposto por Pedroni (2000). A análise de componentes principais facilita a identificação de padrões na variação de uma quantidade grande de dados e, o estimador *group mean FMOLS* permite estimar a relação de longo prazo existente entre os preços de um mesmo produto, cotados na mesma moeda, praticados em mercados distintos. Os resultados obtidos indicam que o câmbio é o principal responsável pelos desvios da Lei do Preço Único. Ademais, os resultados sugerem a existência de uma relação fraca entre os preços de um mesmo bem, cotados em Reais, mas comercializados nos mercados brasileiro e americano.

## ABSTRACT

The main goal of this essay is to identify patterns in deviations from the law of one price. Using disaggregated data from Brazil and USA for the period 1998-2008, we applied two different methodologies: *i*) principal component analysis and *ii*) panel group mean Fully Modified OLS estimator proposed by Pedroni (2000). The principal component analysis facilitates the identification of patterns in the variation of a large amount of data, while the group mean FMOLS estimates the long run relationship between prices of the same good, quoted in the same currency, charged in separated markets. The results indicate that the exchange rate is the main responsible for deviations from the law of one price. Moreover, the results suggest the existence of a weak relationship between the prices of the same good, quoted in *Reais*, but sold in the Brazilian and American markets.





## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	5
1. INTERAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO E NÍVEIS DE PREÇOS.....	8
1.1 Proposição Teórica .....	8
1.2 Lei do Preço Único, Pass-through, Pricing-to-Market.....	10
2. LITERATURA EMPÍRICA SOBRE PPP E LOP .....	14
2.1 Evidências Internacionais para PPP.....	14
2.2 Estudos com Dados Desagregados .....	17
2.3 Estudos com Dados Nacionais.....	21
3. DESCRIÇÃO DOS DADOS.....	23
3.1 Apresentação dos Dados .....	23
3.2 Análise Descritiva dos Dados .....	26
3.3 Meia Vida .....	31
3.4 Análise de Componentes Principais .....	33
4. PAINEL.....	40
4.1 FMOLS para painéis cointegrados .....	40
4.2 Painel: Resultados.....	44
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	51
ANEXO 1 .....	60
ANEXO 2 .....	61
ANEXO 3 .....	62
ANEXO 4 .....	63
ANEXO 5 .....	64

**LISTA DE TABELAS**

Tabela 1: Média dos Desvios da LOP .....	26
Tabela 2: Correlação dos Desvios da LOP de cada produto com: i) câmbio, ii) preço interno e iii) preço externo.....	28
Tabela 3: Volatilidade dos Desvios da LOP e da Taxa de Câmbio.....	31
Tabela 4: Proporção da Variação Total da Amostra.....	35
Tabela 5: Testes de Raiz Unitária.....	46
Tabela 6: Teste de Cointegração em Painel - $P_{it}^b$ e $x_{it}^c$ .....	47
Tabela 7: Estimação do $\beta_i$ , por meio do <i>group mean FMOLS</i> - $H_0: \beta_i = 1$ .....	48
Tabela 8: Estimação do $\beta_i$ , por meio do <i>group mean FMOLS</i> - $H_0: \beta_i = 1$ - com quebra estrutural .....	49

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolução da Média dos Desvios .....	27
Figura 2: Evolução do Câmbio × Média dos Desvios .....	27
Figura 3: Evolução do Desvio Padrão dos Desvios.....	27
Figura 4: Seguro de Veículo - Componentes do Desvio .....	29
Figura 5: Televisor - Componentes do Desvio.....	29
Figura 6: Evolução da Taxa de Câmbio .....	29
Figura 7: Cargas do PC1.....	36
Figura 8: PC1 × Câmbio.....	36
Figura 9: Evolução dos Desvios da Laranja .....	37
Figura 10: Evolução dos Desvios do Tapete .....	37
Figura 11: Evolução do PC2.....	38
Figura 12: Evolução do PC1 relativa ao PC2.....	38
Figura 13: Cargas do PC2.....	39
Figura 14: Evolução dos Desvios .....	39
Figura 15: Estimação do $\beta_{Bi}$ por produto - Bandas Cambiais.....	50
Figura 16: Estimação do $\beta_{Fi}$ por produto - Câmbio Flutuante .....	50



## INTRODUÇÃO

A teoria econômica internacional estabelece que deve ser exata a relação entre o preço de uma cesta doméstica e o preço de uma cesta estrangeira similar, quando cotadas na mesma moeda. Conhecida na literatura como Paridade do Poder de Compra (PPP), esta teoria já foi testada, em sua forma absoluta e relativa, por meio de metodologias econométricas diferentes.

Em sua concepção, a PPP deveria valer se fosse verificada também a validade da Lei do Preço Único (LOP) para todos os bens que compõem a cesta analisada<sup>1</sup>. Esta, por sua vez, seria garantida pela condição de arbitragem entre o bem importado no país de origem e o mesmo bem no mercado doméstico. Na prática, entretanto, observam-se fricções na relação entre os preços dos bens comercializados em mercados diferentes, quando, ainda, não se observa a rejeição da LOP.

Apesar da vasta exploração do tema, não são muitos os estudos empíricos que abordam os padrões no comportamento dos desvios existentes dentre os vários bens através de dados com alto nível de desagregação, e não há nenhum que o faça por meio de dados de preços brasileiros. Colocando de outra forma, falta um estudo que documente os desvios para os diversos bens e identifique as características que norteiam estes desvios.

Este trabalho se propõe, então, a identificar padrões nos desvios da lei do preço único através de dados desagregados nacionais e extrair fatores que possibilitem a análise e compreensão destes desvios. Para isso, pretende-se utilizar a análise de componentes principais e as técnicas de estimação e testes de hipóteses em painéis não estacionários.

---

<sup>1</sup> O caso em que não há validade da LOP para todos os bens e é observada a igualdade entre os preços das duas cestas, em moeda comum, é percebido como uma coincidência. Essa coincidência pode ocorrer caso os desvios da LOP de um produto sejam compensados exatamente através de desvios de outros produtos. A princípio, não há razão para que isso ocorra e estudos que rejeitaram a validade da LOP também rejeitaram a validade da PPP.

O uso da análise de componentes principais justifica-se na medida em que esta é uma técnica que tem por objetivo principal facilitar a identificação de padrões na variação de uma quantidade grande de dados. Já as técnicas de estimação e testes de hipóteses em painéis não estacionários, mais especificamente o uso do estimador “*Fully Modified OLS*” (FMOLS) para painéis heterogêneos cointegrados, visam estimar as relações de longo prazo entre os preços praticados, na mesma moeda, nos mercados brasileiro e americano para diversos bens.

Mediante a análise descritiva dos dados constata-se que, em média, os desvios da Lei do Preço Único replicam a trajetória das taxas de câmbio nominal, como encontrado em Isard (1977) e Engel (1999). As fortes correlações dos desvios com o câmbio deixam um papel secundário para os movimentos dos preços praticados nos mercados interno e externo. De fato, encontra-se em média, uma correlação negativa dos desvios com o preço no mercado doméstico, enquanto era de se esperar uma correlação positiva.

A análise de componentes principais reforça o entendimento de que os desvios da LOP são provocados primordialmente pelos movimentos cambiais. Os resultados encontrados indicam que mais de 82% das variações nos desvios da LOP estão relacionados a um conjunto de fatores fortemente correlacionado com o câmbio. Apesar deste conjunto de fatores ser o mais importante na determinação dos desvios da LOP, ele tem perdido importância relativa ao longo do tempo para outro conjunto de fatores menos correlacionado com o câmbio.

No que diz respeito à persistência dos desvios da LOP, encontra-se uma meia-vida de 24,7 meses para a média dos desvios. Este nível de persistência (2 anos) para a média dos desvios é encontrado com frequência na literatura, porém ao se analisar os bens individuais, observa-se uma grande dispersão das meias-vidas. Por meio do cálculo da mediana das meias-vidas dos desvios é possível perceber uma dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis, apesar de ocorrer uma sobreposição destes grupos. Crucini e Shintani (2007) reportaram a mesma dicotomia e, inclusive a sobreposição dos bens comercializáveis e não comercializáveis.

Os resultados alcançados com o uso de dados em painel sugerem algumas propriedades para as séries que compõem os desvios da LOP, tais como: *i*) as séries de preços, em

Reais, praticados tanto no mercado interno quanto no externo, seguem um processo integrado de primeira ordem; *ii*) elas cointegram, indicando a existência de uma relação de longo prazo; *iii*) o coeficiente do vetor de cointegração estimado é estatisticamente diferente de 1, sugerindo a não validade da LOP; e *iv*) há indícios de que a alteração do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999 provocou uma mudança na relação de longo prazo entre os preços, em moeda comum, praticados nos mercados interno e externo.

Este trabalho está dividido em quatro capítulos além desta introdução. O primeiro capítulo faz uma breve apresentação da teoria, tendo em vista a necessidade de apontar a linha de estudo na qual este trabalho se insere. O segundo capítulo faz a revisão de literatura, atentando para a evolução dos trabalhos e resultados apresentados. O terceiro capítulo é reservado à apresentação e análise descritiva dos dados. Por fim, o capítulo 4 dá sequência ao exercício empírico através da estimação da relação de longo prazo entre os preços nos mercados brasileiro e americano, além de apresentar as considerações finais.

## 1. INTERAÇÃO ENTRE TAXA DE CÂMBIO E NÍVEIS DE PREÇOS

Este capítulo possui duas seções e pretende fazer uma breve apresentação do arcabouço teórico relacionado à revisão de literatura realizada no capítulo 2 e ao exercício empírico empreendido nos demais capítulos. A primeira seção aborda a proposição teórica conhecida como Lei do Preço Único (LOP), mostrando as condições necessárias para sua validade. A segunda seção apresenta duas outras linhas de estudo referentes à relação entre preços e taxa de câmbio que usam o mesmo sistema empírico. O objetivo do capítulo é ressaltar as diferenças existentes entre essas linhas de estudo e deixar clara a inserção deste trabalho no campo da proposição teórica da Lei do Preço Único.

### 1.1 Proposição Teórica

A interação entre taxa de câmbio e níveis de preços está diretamente ligada à proposição conhecida pelos economistas como Lei do Preço Único. Esta proposição estabelece que produtos idênticos comercializados em países distintos devem ser vendidos pelo mesmo preço quando convertidos em termos de uma única moeda. A força de mercado que garante esta relação de equilíbrio é a arbitragem e, para isso, é necessário que não haja custos de transporte, tarifas e outras barreiras comerciais. Formalmente, a LOP é representada como segue:

$$P_{it}^j = E_t^{jh} P_{it}^h \quad (1)$$

Em que,  $P_{it}^j$  é o preço do produto  $i$  no país  $j$ ,  $P_{it}^h$  é o preço do produto  $i$  no país  $h$ ,  $E_t^{jh}$  denota a taxa de câmbio definida como quantidade de moeda do país  $j$  equivalente a uma unidade de moeda do país  $h$  e,  $t$  representa o tempo.

Considerando que a base da proposição é a arbitragem, faz sentido falar em LOP apenas para os produtos comercializáveis, isto é, que podem migrar de um mercado para o outro. Nesse caso, se a proposição vale com exatidão para um bem, tem-se que o mercado deste produto em particular é integrado. Goldberg e Knetter (1996) definem um mercado integrado como aquele em que a geografia e/ou a nacionalidade não



produzem efeitos no preço de transação de produtos idênticos. Por outro lado, se a geografia e/ou nacionalidade produzem efeitos de tal sorte que os preços sejam diferentes entre as regiões, então este mercado é tido como segmentado.

Na prática, entretanto, o que se observa é a não exatidão entre o preço do bem no mercado doméstico e o preço do mesmo bem em moeda doméstica no mercado externo. As explicações para a falha da LOP se sustentam, principalmente, nas restrições impostas à arbitragem.

As principais formas de restrição à arbitragem são as barreiras tarifárias e não tarifárias, os custos de transporte, as distorções no comércio e o valor adicionado no processo de distribuição dos produtos até o ponto de revenda (Frankel, J. *et al.* 2005). O valor adicionado ao processo de distribuição é determinado por condições econômicas domésticas, o que faz com que as variações da taxa de câmbio possam ser compensadas por ajustes específicos no *markup* sobre os custos.

Embora as restrições impostas à arbitragem impeçam a equalização dos preços, ainda assim pode haver uma relação forte entre os mercados fazendo com que a diferença entre os preços praticados se estabilize em determinado patamar. Essa relação recebe o nome de LOP relativa e pressupõe que as taxas de crescimento dos preços de um bem comercializado em mercados distintos e cotado em uma mesma moeda sejam iguais. De forma geral, a LOP relativa é representada pela seguinte equação:

$$P_{i,t}^j / P_{i,t-1}^j = (E_t^{jh} / E_{t-1}^{jh}) (P_{i,t}^h / P_{i,t-1}^h) \quad (2)$$

O tratamento da LOP em sua forma relativa traz a reboque tanto uma vantagem quanto uma desvantagem. A vantagem é que a LOP relativa comporta o uso de preços na forma de índices, que é a maneira usual de divulgação e, portanto, na qual a maioria dos dados está disponível. Entretanto, o uso de índices de preços, como colocado por Rogoff (1996), pode trazer uma complicação à interpretação dos desvios da LOP relativa, uma vez que esta é muito sensível à escolha da data base para comparação.

Quando estendida de um bem a uma cesta de bens, a proposição da LOP recebe o nome Paridade do Poder de Compra (PPP). A PPP é uma proposição empírica que estabelece que duas cestas homogêneas de bens, cotadas em moeda comum, devem ser comercializadas a um mesmo nível de preços. A representação formal da PPP se dá por meio da inclusão do somatório em  $i$  na equação (3), tal como mostra a equação (4):

$$\sum_i P_{it}^j = E_t^{jh} \sum_i P_{it}^h \quad (3)$$

A validade da PPP requer a validade da LOP para todos os bens que compõem a cesta e as mesmas restrições impostas à arbitragem que impedem a validade da LOP, igualmente impedem a validade da PPP. Entretanto, ainda assim a PPP relativa pode ser válida, desde que as taxas de crescimento do preço de uma cesta comercializada em mercados distintos e cotadas em uma mesma moeda sejam iguais. A PPP relativa pode ser representada por meio da seguinte equação:

$$\sum_i P_{i,t}^j / \sum_i P_{i,t-1}^j = (E_t^{jh} / E_{t-1}^{jh}) (\sum_i P_{i,t}^h / \sum_i P_{i,t-1}^h) \quad (4)$$

Grande parte da literatura trata a PPP relativa como uma âncora para a taxa real de câmbio de longo prazo, definindo-a como RER (“*Real Exchange Rate*”):

$$RER = \frac{(E_t^{jh} / E_{t-1}^{jh}) (\sum_i P_{i,t}^h / \sum_i P_{i,t-1}^h)}{\sum_i P_{i,t}^j / \sum_i P_{i,t-1}^j} \quad (5)$$

Contudo, quando se verificam desvios permanentes dessa relação ao longo do tempo, de maneira que RER deixa de ser uma constante, tem-se que a PPP relativa não é válida.

## 1.2 Lei do Preço Único, *Pass-through*, *Pricing-to-Market*

Segundo Goldberg e Knetter (1996), existem basicamente três linhas de estudo referentes à relação entre níveis de preços e taxas de câmbio: *i*) a Lei do Preço Único, *ii*) o *Pass-through* Cambial e *iii*) *Pricing-to-Market*. Conforme se verá adiante, estas três linhas de estudo podem ser inseridas em um único sistema empírico e as distinções entre elas poderão surgir tanto da série de preços escolhida como variável dependente

quanto das variáveis independentes selecionadas além da taxa de câmbio. A seguir será apresentado o sistema empírico único no qual os três modelos se baseiam e uma diferenciação sucinta de suas proposições teóricas. O sistema único será representado pela seguinte equação:

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que todas as variáveis estão em logs e  $p$  é o preço de um bem específico,  $\alpha$  é uma constante,  $X$  é a variável de controle principal,  $E$  é a taxa de câmbio,  $Z$  representa variáveis de controle opcionais,  $\varepsilon$  é o termo de erro e  $t$  denota o tempo.

O primeiro modelo a ser tratado será o da Lei do Preço Único (LOP). A literatura concernente a este modelo preocupa-se em testar a validade da proposição (6) tomando  $p_t$  como o preço de um bem no mercado interno,  $X_t$  como o preço do mesmo bem, ou similar, no mercado externo e  $E_t$  a taxa de câmbio entre os dois países. Os testes são realizados sob a hipótese nula de que  $\delta = 1$  e  $\gamma = 1$  e não é permitida a inclusão de variáveis de controle adicionais. Ademais, permite-se incluir a constante ( $\alpha$ ) ao tratar-se da LOP relativa.

Ao testar sua validade, os estudos envolvendo a LOP se preocupam com a velocidade de convergência de um desvio para o estado inicial, no qual se encontrava antes do choque que o provocou. A medida mais usada para reportar tal velocidade de convergência é a meia-vida dos desvios da LOP. Entende-se como meia-vida dos desvios o tempo necessário para que um choque que perturbe a relação entre as variáveis se dissipe pela metade. O cálculo da meia-vida é, geralmente, feito através da seguinte equação:

$$H = \ln \frac{1}{2} / \ln \rho \quad (7)$$

em que  $H$  é a meia-vida dos desvios e  $\rho$  é o coeficiente do modelo AR(1) linear:

$$q_t = \alpha + \rho q_{t-1} + v_t \quad (8)$$

Em que  $(q)$  representa os desvios da Lei do Preço Único entre duas regiões e,  $(v_t)$  é um ruído branco.

A segunda linha de estudo baseada no sistema empírico (6) é a do *pass-through* cambial. *Pass-through* cambial é definido como a variação percentual dos preços de importação devida à variação de um por cento na taxa de câmbio entre o país importador e o exportador. Em termos da equação (6), utiliza-se  $p_t$  como o preço de importação de um bem,  $X_t$  como os custos de produção do bem no país exportador,  $E_t$  como a taxa de câmbio entre os dois países e  $Z_t$  pode representar alguns determinantes da importação.

Verifica-se que ao contrário do que ocorre na LOP, a literatura conexas ao *pass-through* cambial permite a introdução de variáveis adicionais de controle. Renda e preços competitivos no mercado interno são exemplos de determinantes da importação que podem ser incluídas como variáveis de controle opcionais. Adicionalmente, a proposição do *pass-through* é caracterizada pelo uso de preços de importação como variável dependente e pelo interesse fundamental em se estimar o coeficiente de *pass-through*  $\gamma$ .

Finalizando a distinção das abordagens, tem-se a terceira e última proposição, conhecida como *pricing-to-market*. De acordo com esta proposição, a taxa de câmbio provoca uma discriminação de preços no mercado internacional. Reportando-se novamente à equação (6), os estudos pertinentes trabalham com a variável dependente  $p_t$  como o preço de exportação e a principal variável de controle,  $X_t$ , é o preço do mesmo bem no mercado doméstico. A variável  $E_t$  continua a representar a taxa de câmbio entre os dois mercados e  $Z_t$  pode incluir os determinantes da demanda e os custos nos dois países. Essa linha de estudo preocupa-se, especificamente, com os ajustes no *markup* como consequência da variação cambial.

Feita a distinção, vale ressaltar que os capítulos seguintes deixam de lado o *pass-through* cambial e o *pricing-to-market* e tomam como pano de fundo a literatura focada na LOP e nos seus desvios. Este trabalho tem interesse particular na LOP, pois, apesar da vasta exploração do tema, não são muitos os estudos empíricos que abordam os padrões no comportamento dos desvios existentes dentre os vários bens através de

dados com alto nível de desagregação. Assim, falta um estudo que documente os desvios da LOP para os diversos bens para o caso brasileiro e, com este trabalho pretende-se preencher esta lacuna existente na literatura.

## 2. LITERATURA EMPÍRICA SOBRE PPP E LOP

Este capítulo está dividido em três seções e tem como objetivo realizar um levantamento da literatura empírica internacional e doméstica acerca da relação entre preços praticados em mercados diferentes e cotados em uma mesma moeda. Com esta revisão espera-se ilustrar o campo no qual este trabalho está inserido e assim motivar o exercício empírico realizado nos próximos capítulos. A primeira seção apresenta os resultados de uma seleção de trabalhos internacionais a fim de delinear como tem evoluído a literatura concernente a PPP e LOP. Nesta seção, toma-se Rogoff (1995)<sup>2</sup> como ponto de partida e, na sequência, alguns trabalhos mais recentes são incorporados. A segunda parte trata dos estudos que fizeram uso de dados desagregados. A terceira seção, com a finalidade de mostrar as evidências para o Brasil, resgata trabalhos que utilizaram dados nacionais para tratar questões relacionadas à PPP e à LOP.

### 2.1 Evidências Internacionais para PPP

A proposição da paridade do poder de compra encontra na literatura internacional uma abundante discussão pautada por diferentes metodologias. A opção por determinada metodologia retrata a necessidade de adequação aos dados utilizados e o atendimento a um objetivo específico. Cassel (1918) foi pioneiro no tratamento empírico do tema e propôs o cálculo das taxas de câmbio necessárias para manter as PPPs que prevaleciam antes do início da Primeira Guerra Mundial<sup>3</sup>. Desde então, a abordagem empírica evoluiu da verificação da própria PPP até modelos que captam a persistência e a volatilidade da taxa real de câmbio (RER).

Rogoff (1995) busca na literatura entendimentos acerca da PPP e mostra que a relação era rejeitada para o curto prazo e para o médio prazo, ficando um debate sobre a validade desta no longo prazo. Segundo o autor, as taxas nominais de câmbio flutuam bastante, enquanto os níveis dos preços nacionais não. Rogoff (1996) colocou como

---

<sup>2</sup> Rogoff (1995) faz uma revisão de trabalhos seletos que procuraram entender porque os desvios da PPP são grandes e persistentes. A revisão situa o leitor nas discussões e resultados obtidos entre as décadas de 70 e 90, quando o artigo foi publicado.

<sup>3</sup> Officer (1976) apresenta uma discussão sobre a história da PPP.

consenso que os desvios da PPP apresentam uma meia-vida de três a cinco anos, ou seja, dissipam-se muito lentamente. Esta persistência, combinada com os grandes e voláteis desvios de curto prazo, trouxe à tona um *puzzle* para os teóricos da macroeconomia aberta e despertou o interesse de muitos em tanto refinar as estimativas da velocidade de convergência para a paridade como em apresentar explicações e modelos que captem tais fenômenos.

Segundo Rogoff (1995), um dos primeiros testes da PPP está em Frenkel (1981), que estimou a seguinte regressão:

$$e_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em que as variáveis são representadas por seus logaritmos e  $\varepsilon$  é um termo de erro. Frenkel (1981) encontrou, consistentemente, estimações para  $\beta$  estatisticamente diferentes de 1, variando de números negativos a valores que excedem 2. Problemas de endogeneidade dos preços e a presença de raízes unitárias na regressão (9) fazem com que os resultados devam ser analisados com cautela. Entretanto, Froot e Rogoff (1995) mostram que trabalhos que atentaram para estes problemas não foram capazes de mudar o resultado geral de que  $\beta$  é consistentemente diferente de 1.

A abordagem mais simples para testar a validade da PPP em um arcabouço que considere a não estacionariedade das séries é por meio dos testes de raiz unitária na taxa de câmbio real (RER), definida como relativo dos preços cotados na mesma moeda. A rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária seria uma evidência em favor da PPP de longo prazo, uma vez que implicaria que os desvios da taxa de câmbio real em relação à média seriam apenas temporários.

A teoria da PPP estabelece uma relação entre preços e taxa nominal de câmbio sem especificar, entretanto, o processo que gera esta relação. Isto é, a teoria não especifica se o ajuste é feito pelo câmbio nominal ou pelos preços. Desta forma, a proposição é tida apenas como um equilíbrio, justificando a aplicação da técnica de cointegração de Johansen (1988). As técnicas de cointegração são usadas para testar equilíbrios de longo prazo entre variáveis, sem a necessidade de preestabelecer qual é a variável exógena e qual é a variável endógena, além de não sofrer interferência de variáveis omitidas.

Kim (1990) aplica a análise de cointegração para examinar a relação de longo prazo entre taxa de câmbio e preço dos Estados Unidos e de cada um dos seguintes cinco países: Canadá, França, Itália, Japão, e Reino Unido. Em geral, os resultados vão ao encontro da validade da PPP. Mark (1990) também lança mão da análise de cointegração para testar a validade da PPP no longo prazo. Ele utiliza dados mensais de preços e taxas de câmbio de oito países pertencentes à OECD do período 1973-88, que é marcado pelo regime de câmbio flexível pós Bretton-Woods. Contrapondo os resultados encontrados por Kim (1990), o autor não rejeitou a hipótese de não cointegração das variáveis, mostrando uma ausência de relação entre as taxas de câmbio nominal e os preços relativos entre os países.

Edison *et al.* (1997) argumentam que grande parte da falha empírica dos testes de PPP com dados de regimes de câmbio flexível da era pós Bretton-Woods é devida ao baixo poder dos testes empregados. Para ilustrar o problema, Rogoff (1995) faz uso de um exemplo baseado em Frankel (1986) e conclui que são necessários dados mensais de 96 anos para ter capacidade de rejeitar a presença de raiz unitária na taxa de câmbio real, caso a meia-vida dos desvios verdadeira seja de 4 anos<sup>4</sup>.

A fim de lidar com o problema imposto pelo baixo poder dos testes de raiz unitária e cointegração, potencializado pela pequena taxa de reversão à PPP, duas alternativas passaram a ser empregadas. A primeira alternativa foi aumentar a quantidade de informações aumentando o período de abrangência dos dados.<sup>5</sup> Porém, o período pós Bretton-Woods ainda é relativamente pequeno para aumentar o poder dos testes e, desta forma, ao aumentar a abrangência temporal dos dados, misturam-se regimes de câmbio flexível com câmbio fixo.<sup>6</sup> A segunda foi trabalhar com taxas reais de câmbio de mais países simultaneamente, ou seja, aumentar a *cross-section* utilizada.<sup>7</sup> A deficiência dessa alternativa é a possibilidade de incluir países que possuem câmbios fixos ou mesmo países que experimentaram altas taxas de inflação no período considerado.

---

<sup>4</sup> Considerando o AR(1)  $q_t = \rho q_{t-1} + \varepsilon_t$ , uma meia vida de 4 anos corresponde a um  $\rho = 0,986 (= (0,5)^{1/48})$ .

<sup>5</sup> Ver Frankel (1986) e Lothian e Taylor (1994)

<sup>6</sup> Diversos trabalhos mostraram que esta mistura trás um viés de rejeição do passeio aleatório.

<sup>7</sup> Ver Hakkio (1984) e Abuaf e Jorion (1990)



Mais recentemente, o uso de testes de raízes unitárias e cointegração em painel ganharam espaço na literatura. Estes testes objetivam combinar informações das séries de tempo com as das unidades de *cross-section* na tentativa de aumentar o poder de rejeição da hipótese nula de não cointegração, principalmente em análises em que a série temporal é pequena. Com relação à PPP, Frankel e Rose (1996), MacDonald (1995), Coakley e Fuertes (1997) e Pedroni (2004) são exemplos de autores que empregaram a técnica.

Frankel e Rose (1996) examinaram os desvios da PPP através de um painel de 150 países e 45 observações anuais, e mostraram fortes evidências de reversão à média que são similares às de longas séries de tempo. Os resultados encontrados pelos autores indicam que os desvios da PPP apresentam meia-vida de aproximadamente quatro anos. Pedroni (2004) compara a aplicação da técnica de cointegração no caso de séries temporais individuais e painéis. Com dados de taxas de câmbio e índices de preços ao consumidor (IPC) que compreendem o período entre 1973 e 1994 para uma amostra de 20 a 25 países, o autor mostra fortes evidências favoráveis a PPP relativa utilizando o painel, enquanto consegue baixas taxas de rejeição da hipótese de não cointegração quando utiliza séries individuais.

De acordo com Murray e Papell (2005), estimações feitas através de metodologias de dados em painel apresentaram meia-vida dos desvios mais curtas do que três anos. Este resultado é condizente com modelos que consideram alguma rigidez nominal (e.g. preços, salário) para captar a persistência e volatilidade da RER. Fleissig e Strauss (2001) adotam quatro testes de raízes unitárias em painel para avaliar a PPP sob seis índices de preços diferentes e apresentam estimativas para meia-vida dos desvios variando entre 1,10 e 3,68 anos.

## **2.2 Estudos com Dados Desagregados**

Considerando o suporte dado à PPP pela LOP, uma série de trabalhos trata a relação entre preços e taxas de câmbio através de dados desagregados visando adicionar informações ao debate. Em sua concepção, a PPP deveria valer se fosse verificada também a validade da LOP para todos os bens que compõem a cesta analisada.

Froot e Rogoff (1995) alertam para a possibilidade da presença de bens não comercializáveis na composição das cestas de consumo e mudanças em seus preços relativos serem responsáveis pelos níveis de persistência e flutuações observadas na RER. Entretanto, na literatura surgem evidências de dois tipos contra esta solução para o *puzzle*. Primeiro não se observa uma dicotomia clara entre os bens comercializáveis e não comercializáveis, mas sim graus diferentes de intensidade de comércio. Segundo, mesmo usando a separação, não parece claro que as flutuações na RER sejam causadas pelas mudanças nos preços relativos dos produtos não comercializáveis.

Engel (1999) mede a proporção dos movimentos da RER dos EUA que é devida a mudanças nos preços relativos dos bens não comercializáveis e conclui que estes bens têm pouca influência para explicar movimentos da taxa real de câmbio. O autor encontra resultados que mostram uma volatilidade maior dos preços relativos de um mesmo produto entre países do que dos preços de produtos diferentes dentro de um mesmo país. Betts e Kehoe (2006) também concluem que os desvios da LOP são mais importantes na geração de flutuações da RER do que as alterações nos preços relativos dos produtos não comercializáveis.

Isard (1977) está dentre os primeiros pesquisadores a estudar empiricamente a LOP. O autor documentou o tamanho e a volatilidade dos desvios da LOP para bens homogêneos e comercializáveis, e apresentou evidências que mudanças na taxa de câmbio nominal alteram substancialmente os preços relativos, definidos em dólar, dos bens nacionais e estrangeiros. Segundo Isard (1977), os desvios são grandes, persistentes e parecem simplesmente replicar os movimentos da taxa de câmbio nominal.

Kravis e Lipsey (1977) e Giovannini (1988) rejeitaram a LOP através do uso de índices de preços em regressões pelo método de mínimos quadrados ordinários. Giovannini (1988) encontra grandes desvios tanto nos preços de bens manufaturados considerados como sofisticados quanto nos preços de simples *commodities*. Tal como Isard (1997), o autor encontra resultados que mostram que as volatilidades dos desvios da LOP têm a mesma magnitude que a volatilidade das taxas de câmbio nominal. Entretanto, como em Frenkel (1981), as regressões realizadas em Giovannini (1988) sofrem objeções,

pois os coeficientes estimados são viesados e inconsistentes devido à possibilidade de endogeneidade dos preços e, a relação entre as variáveis pode ser espúria devido à presença de raízes unitárias.

Apesar de os trabalhos com dados desagregados terem mostrado que os desvios da LOP parecem replicar os movimentos da taxa de câmbio nominal, há trabalhos que mostram que grandes e persistentes desvios também ocorrem em regimes de câmbio fixo. Froot *et al.*(1995) examinaram dados anuais de preços de oito *commodities*, para Inglaterra e Holanda, ao longo de 700 anos. Os autores encontraram estabilidade na volatilidade e persistência dos desvios da LOP nesse período, contrapondo a visão de que estas sejam características peculiares ao regime de câmbio flutuante.

Estudos que trabalham com dados de preços de diferentes regiões dentro de um país têm encontrado persistência nos desvios, incrementando assim os resultados que mostram que a persistência dos desvios não são particularidades do regime de câmbio flutuante. Rogoff (1995) sugere que muitos dos mesmos fatores reais que podem induzir a desvios da PPP e LOP entre países, tais como custos de transporte, tarifas e valores adicionados no processo de distribuição, podem facilmente operar entre as cidades do mesmo país.

Cheung e Fujii (2008) examinaram as propriedades dos desvios da LOP de 86 produtos específicos comercializados em 67 cidades do Japão durante 25 anos. O estudo dos desvios da LOP através da comparação de preços dentro de um determinado país facilita a interpretação e promove a identificação de determinantes ao eliminar efeitos do câmbio e de políticas comerciais. Os resultados encontrados indicam que os desvios da LOP são consideravelmente persistentes e não há evidências claras de que os preços dos bens com maiores graus de comercialização apresentam velocidade maior de convergência.

Dados desagregados de preços também têm sido utilizados para abordar diretamente o *puzzle* da PPP. Imbs *et al.*(2005) mostram que a desconsideração da heterogeneidade da dinâmica de ajustamento dos preços no nível dos bens provoca um viés positivo nas estimações de persistência da taxa de câmbio real, devido a correlação entre a variável dependente e o erro. Os resultados alcançados pelos autores apresentam uma velocidade de convergência maior em média para os bens desagregados do que para a taxa real de

câmbio agregada. Controlando o viés de agregação, os autores encontram uma meia-vida entre onze e dezoito meses, bem abaixo do consenso que gerou o *puzzle*. Assim, para os autores, o controle da heterogeneidade dos bens torna-se importante na resolução do *puzzle* da PPP ao diminuir a persistência, deixando-a compatível com modelos baseados em rigidez nominal e, capazes de gerar uma persistência endógena.

Parsley e Wei (2007) cruzaram os preços do *Big Mac* com os preços de seus ingredientes individuais em 34 países e construíram uma taxa real de câmbio agregada particular. Por se tratar o *Big Mac* de um bem altamente homogêneo, a taxa real de câmbio construída pelos autores não enfrenta o problema de comparação dada a semelhança de composição entre os países, e também evita o viés de agregação exposto por Imbs *et al.* (2005) ao trabalhar com os preços dos ingredientes individuais. Parsley e Wei (2007) decompõem a taxa real de câmbio do *Big Mac* entre bens comercializáveis e não comercializáveis, e contrapõem a visão de Engel (1999) de que as mudanças nos preços relativos dos bens não comercializáveis possuem pouca influência nos movimentos da RER.

A contribuição de Crucini e Shintani (2008) para a literatura em questão se dá através da exploração de uma rica base de microdados sobre preços de varejo. Os dados são provenientes dos levantamentos realizados pela *Economist Intelligence Unit* (EIU). Os autores trabalham dados anuais que abrangem as principais categorias de consumo privado em 90 cidades de 63 países entre 1990 e 2005. Além das vantagens evidentes quanto ao alcance dos dados, outra vantagem relacionada à utilização desses microdados para o estudo da LOP está na fácil comparação dos bens e serviços entre as cidades, uma vez que o levantamento realizado objetiva principalmente a comparação dos custos de vida entre as diferentes localidades.

A respeito dos resultados obtidos por Crucini e Shintani (2008), tem-se que a persistência mediana dos desvios da LOP é de 19 meses para as cidades pertencentes à OECD e 12 meses para as cidades não pertencentes à OECD. No grupo OECD, a persistência mediana dos desvios da LOP para os bens não comercializáveis é de 24 meses, contra 18 meses da mediana dos desvios da LOP para os bens comercializáveis. Apesar dos autores terem feito a dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis com relativo sucesso, os resultados apontam uma sobreposição entre

os bens. Os desvios da LOP de 25% dos bens comercializáveis possuem persistências maiores do que a mediana das persistências dos desvios da LOP para os bens não comercializáveis. Ademais, os autores constroem uma RER a partir dos microdados e obtêm características similares à RER construída a partir do IPC oficial. Em particular, a persistência da RER obtida através do IPC oficial é semelhante à persistência mediana dos desvios da LOP. Desta forma, o trabalho de Crucini e Shintani (2008) contrapõe a visão de Imbs *et al.*(2005) de que o controle do viés de agregação é importante para solucionar o *puzzle*.

### 2.3 Estudos com Dados Nacionais

Quanto à produção acadêmica nacional envolvendo a relação entre preços de bens e taxas de câmbio, não foram encontrados trabalhos que abordem a Lei do Preço Único e o padrão de seus desvios, nem a mensuração da persistência e volatilidade através do uso de dados desagregados. A literatura nacional, entretanto, apresenta trabalhos que buscaram testar a validade da PPP. Kannebley Jr. (2003) faz uma seleção de oito trabalhos que testaram a validade da PPP para o Brasil. Nesse sentido, toma-se seu trabalho como ponto de partida para esta revisão e, na sequência, outros estudos são incorporados.

Kannebley Jr. (2003) analisa os resultados de testes para a validade da PPP à luz das políticas e fatos econômicos relevantes no período 1968 a 1998<sup>8</sup>. A análise do autor é motivada pela possibilidade dos acontecimentos econômicos provocarem mudanças nas propriedades estocásticas e quebras estruturais nas séries de preços e câmbio. As diferenças entre os trabalhos abordados recaem, de forma geral, no período, na frequência dos dados e na definição dos índices de preços. Quanto às metodologias, estes trabalhos se apóiam em testes de raízes unitárias ou cointegração por Engle-Granger (1987) e Johansen (1988).

Reproduzindo a síntese feita por Kannebley Jr. (2003), tem-se que todos os trabalhos analisados obtiveram resultados que indicam a não rejeição da PPP relativa. No entanto,

---

<sup>8</sup> Optou-se por colocar o período até 1998, contrapondo o objetivo de Kannebley Jr. (2003) de fazer a análise até 1994, pois incorpora-se o próprio trabalho de Kannebley Jr. que possui dados até 1998.

quando se trata da PPP absoluta os resultados são difusos. Entre os trabalhos que não rejeitaram a validade da PPP absoluta estão Rossi (1996) e Zhou (1997). Pastore *et al.* (1998) obtiveram rejeição da PPP ao fazer uso do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), ao passo que utilizando o Índice de Preços por Atacado (IPA) nacional os resultados não apontaram rejeição da PPP. Por sua vez, Rossi (1991) e Marçal *et al.* (2001) se inserem no grupo de trabalhos que sugerem a não validade da PPP. Por fim, os resultados de McNown e Wallace (1989) são inconclusivos no tocante à validade da PPP para o Brasil.

Ademais, Kannebley (2003) revisita os testes de validade da PPP incorporando o controle sobre a presença de múltiplas quebras estruturais. De forma geral, rejeitar<sup>9</sup> a presença de raiz unitária, tanto através do uso do IPA nacional como do IPC, só foi possível ao considerar a possibilidade de desvios permanentes e a presença de um componente sistemático<sup>10</sup> de valorização ou depreciação.

Menezes e Resende (1996) também estão entre os autores que testaram a validade da PPP para a economia brasileira. Eles fizeram uso das técnicas de cointegração para testar a relação de equilíbrio no período entre 1870 e 1906, um período bem peculiar no qual as taxas de câmbio eram flexíveis e as restrições comerciais eram escassas. Contudo, os autores não foram capazes de encontrar suporte para PPP no período analisado.

Alves *et al.* (2001) lançam mão de um teste de cointegração fracionária para verificar a validade da PPP absoluta e relativa no Brasil. Segundo os autores, a metodologia foi adotada para analisar o período entre 1855 e 1996, em detrimento da análise de cointegração, pois esta última falha em detectar a presença de memória longa no processo gerador dos dados. Os autores não encontraram evidências a favor da PPP absoluta, entretanto, obtiveram suporte para PPP relativa.

---

<sup>9</sup> Nível de significância de 10%.

<sup>10</sup> Inclusão de um termo de tendência determinista nos testes de raiz unitária.

### 3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

A análise descritiva dos dados faz-se especialmente importante, devido à pretensão de identificar padrões nos desvios da LOP. É esta descrição que torna possível mapear o comportamento dos desvios. O Capítulo 3, dividido em quatro seções, objetiva dar início ao exercício empírico através da apresentação e análise descritiva dos dados utilizados. A primeira seção expõe os dados empregados no trabalho, enquanto a segunda seção faz uma primeira análise descritiva destes. A terceira seção, como extensão à análise descritiva, concentra-se na apresentação da técnica de Análise de Componentes Principais. Por fim, na quarta seção, são apresentadas as estimativas das meias-vidas dos desvios, como medida de persistência.

#### 3.1 Apresentação dos Dados

O estudo da LOP e de seus desvios para bens disponíveis no Brasil requer, como apresentado na seção 1.2, além da série de preços praticados internamente, dados de preços de outro país e da taxa de câmbio em vigor entre eles. Os Estados Unidos são naturalmente o país escolhido como “controle”, dada a relevância de suas relações comerciais com o Brasil e sua importância na formação dos preços internacionais<sup>11</sup>.

Os preços dos bens disponíveis no mercado brasileiro são representados por dados não publicados da Fundação Instituto de Pesquisa Econômica (FIPE) que são utilizados na elaboração do índice de preços ao consumidor IPC-FIPE. Estes dados captam as variações quadrissemanais do IPC-FIPE, calculadas através da divisão dos preços médios das quatro últimas semanas (referência) pelos preços médios das quatro semanas anteriores a elas (base). Assim, para uma frequência mensal, são considerados os dados obtidos na última semana do mês, que representa o relativo entre as médias das semanas do mês referência e as médias das semanas do mês base.

---

<sup>11</sup> Kannebley (2003) afirma que a discussão sobre política cambial no Brasil sempre teve como base a relação entre a moeda nacional e a moeda americana e que, preponderantemente, os estudos empíricos sobre a PPP para o Brasil utilizaram a taxa real definida como o relativo de preços entre os EUA e o Brasil.

No IPC-FIPE são consideradas as variações de preços de produtos e serviços pertencentes a sete grupos de análise: *i)* alimentação, *ii)* despesas pessoais, *iii)* educação, *iv)* habitação, *v)* saúde, *vi)* transportes e *vii)* vestuário. A composição do índice em termos de produtos e pesos de ponderação é definida por meio da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) a fim de refletir o custo de vida de famílias, residentes na cidade de São Paulo, com renda mensal de 1 a 20 salários mínimos.

Há que se chamar atenção para o fato do mercado brasileiro estar representado pelo IPC-FIPE, que é um índice de preços ao consumidor da cidade de São Paulo. No tocante à mensuração dos desvios da LOP, o uso de um índice de preços que abrange apenas a cidade de São Paulo não traz prejuízos, já que a proposição requer apenas que os produtos sejam comercializados em localidades distintas e os preços convertidos em uma moeda comum. No entanto, dizer que o índice representa os produtos disponíveis no mercado brasileiro carece de uma justificativa. E, essa se dá pela representatividade do mercado de São Paulo que absorve grande parte da comercialização dos bens com outros países e outras regiões brasileiras. Destarte, optou-se por trabalhar com uma gama maior de produtos e um nível mais elevado de desagregação permitida pelos dados não publicados do IPC-FIPE em detrimento de algum índice alternativo que abranja uma área geográfica maior, mas que não disponibilize a desagregação desejada.

Para os preços praticados no mercado internacional serão utilizados os dados do IPC americano (*CPI – All Urban Consumers*), publicados pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS), convertidos a Reais pela taxa de câmbio extraída da série ‘Taxa de Câmbio Comercial para Venda – Real (R\$)/Dólar Americano (US\$) – média’ divulgada através do Boletim do Banco Central do Brasil. O IPC americano abrange os seguintes grupos de despesas: *i)* alimentação; *ii)* habitação; *iii)* vestuário; *iv)* transporte; *v)* saúde; *vi)* recreação; *vii)* educação e comunicação; e *viii)* outros bens e serviços. Os dados estão disponíveis em frequência mensal para algo em torno de 305 bens e grupo de bens e, os pesos atribuídos a cada um é estabelecido em acordo com o “*Consumer Expenditure Survey*”.



Portanto, são analisados desvios da LOP de 44 produtos (relacionados no Anexo I)<sup>12</sup> comercializados no mercado brasileiro e norte americano. A seleção desses 44 produtos resultou do atendimento a três restrições: *i*) o produto comercializado no mercado brasileiro deve ter um par com um grau relativamente alto de similaridade no mercado americano; *ii*) a análise não deverá contemplar dois produtos em que um deles representa um nível de desagregação maior do outro; e *iii*) deve haver observações para o produto durante todo o período analisado, que se estende de janeiro de 1998 a março de 2008.

A restrição de um alto grau de similaridade entre o produto no mercado brasileiro e seu par no mercado americano é uma tentativa de atender o requisito de homogeneidade dos produtos estabelecida pela LOP. A não coexistência de dois produtos em que um deles é um subconjunto do outro visa evitar problemas na análise ao se agrupar os dados. E, por fim, a exigência de observações para todo o período torna-se uma precaução contra possíveis problemas gerados por falta de valores ou painel não-balanceado.

As séries de desvios da LOP, dos produtos para os quais as restrições mencionadas foram atendidas, foram construídas por meio da seguinte equação:

$$q_{it} = P_{it}^b - E_t^{be} P_{it}^e \quad (10)$$

Em que  $q_{it}$  denota o desvio da LOP para o bem  $i$  no tempo  $t$ ,  $P_{it}^b$  é o preço do produto  $i$  no mercado brasileiro,  $P_{it}^e$  é o preço do mesmo produto  $i$  no mercado norte americano e  $E_t^{be}$  é o preço do Dólar americano em Reais. Os desvios correspondentes ao primeiro período da série, para todos os 44 produtos, foram normalizados para zero, implicando assim a suposição de que a LOP é válida no mês inicial da amostra (janeiro/1998). Para que os desvios do primeiro mês,  $q_{i1}$ , sejam zero, as séries de preços e câmbio correspondentes ao mesmo mês foram normalizadas para assumirem valores iguais a 1, cada uma.

---

<sup>12</sup> Há uma classificação dos bens como comercializáveis e não comercializáveis na lista de produtos apresentada no Anexo 1 A classificação pode variar conforme a fonte utilizada. Neste trabalho, seguimos a classificação apresentada em Lopes (2008).

## 3.2 Análise Descritiva dos Dados

### 3.2.1 Média

A tabela 1 reporta as médias dos desvios da LOP para cada produto, calculados conforme a equação (10). As figuras 1 e 2 representam as evoluções da média dos desvios da LOP e um comparativo desta média com a evolução da taxa de câmbio, respectivamente. A análise da figura 1 mostra que a média dos desvios da LOP assume valores negativos durante todo o período, indicando que em relação à base (janeiro/98) os preços em moeda comum (Real) praticados no mercado externo cresceram<sup>13</sup>, em média, mais rápidos do que os preços praticados no mercado interno.

Tabela 1: Média dos Desvios da LOP

Produto	fev/98-mar/08	Produto	fev/98-mar/08
Mediana	-0.9293	Média	-0.9878
1 Alface	-0.8415	23 Salgadinhos	-1.2780
2 Aparelho de Som	-0.7799	24 Salsicha	-1.2584
3 Arroz	-0.6801	25 Sopa	-0.9176
4 Banana	-1.2189	26 Sorvete	-1.0959
5 Batata	-1.6337	27 Tapete	-1.0802
6 Calçado de Homem	-0.7267	28 Televisor	-0.1608
7 Calçado de Mulher	-0.8730	29 Tomate	-1.2426
8 CD/Fita Gravação	-0.5893	30 Uísque	-1.0923
9 Cigarros	-2.5375	31 Vinho	-0.4797
10 Filme Máquina Fotográfica	-0.3222	32 Água/Esgoto [N]	-0.8650
11 Laranja	-2.0139	33 Alimentação fora Domicílio [N]	-1.0491
12 Maçã	-1.8452	34 Concerto de Equip Doméstico [N]	-1.3679
13 Manteiga	-1.3144	35 Correio [N]	-0.6567
14 Máquina de Lavar Roupa	-0.8247	36 Dentista [N]	-1.2859
15 Máquina Fotográfica	-0.5265	37 Energia Elétrica [N]	-0.4861
16 Margarina	-1.2380	38 Ensino Superior [N]	-1.3364
17 Massas, Farinhas e Féculas	-0.7867	39 Gás Canalizado [N]	-1.4189
18 Ovos	-0.6184	40 Locação de Fita [N]	-0.8277
19 Presunto	-1.3768	41 Médico [N]	-1.1361
20 Relógio	-0.4308	42 Revelação de Negativo [N]	-0.7483
21 Roupa de Homem	-0.7788	43 Seguro de Veículo [N]	0.3375
22 Roupa de Mulher	-0.9411	44 Serviço Doméstico [N]	-1.1208

Pela análise da figura 2,<sup>14</sup> percebe-se que a média dos desvios da LOP possui uma trajetória parecida com a da taxa de câmbio, dando um primeiro indício de que os desvios da LOP são primordialmente provocados pela variação cambial. De fato, a correlação entre o câmbio e a média dos desvios é de -0,9884. A alta correlação entre o

<sup>13</sup> Entende-se por crescimento dos preços, tanto o crescimento positivo quanto o negativo.

<sup>14</sup> O eixo secundário, referente à evolução da média dos desvios da LOP, está invertido.

câmbio e os desvios da LOP também é encontrada nos estudos de Isard (1977) e Giovannini (1988).

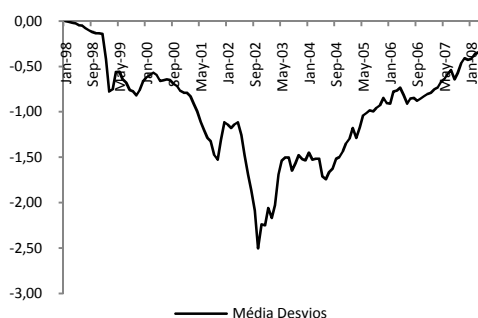


Figura 1: Evolução da Média dos Desvios

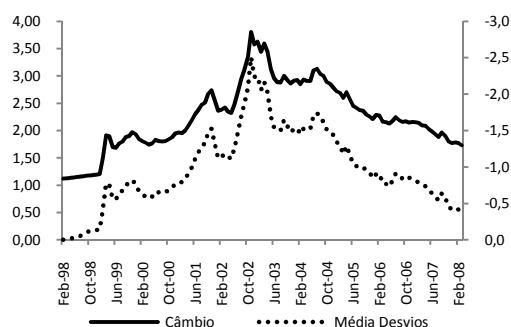


Figura 2: Evolução do Câmbio x Média dos Desvios

Por sua vez a figura 3 mostra que os desvios em relação à média dos desvios da LOP têm aumentado ao longo do tempo com curtos períodos de reversão. A trajetória crescente do desvio padrão dos desvios da LOP indica que, ao longo do tempo, os desvios da LOP para os diversos bens têm se diferenciado mais entre eles.

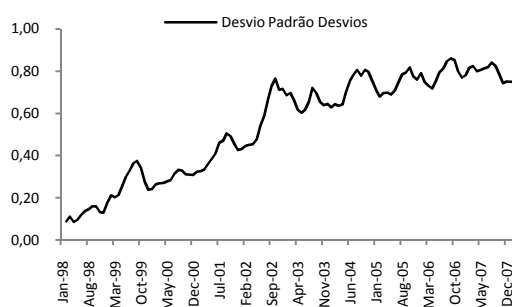


Figura 3: Evolução do Desvio Padrão dos Desvios

### 3.2.2 Correlação

Por construção, os desvios são gerados pela variação de seus componentes: *i)* preço no mercado interno, *ii)* preço no mercado externo e *iii)* taxa de câmbio. Uma variação positiva do preço interno resulta em uma variação positiva no desvio, enquanto variações positivas do preço externo e da taxa de câmbio provocam uma variação negativa no desvio. A variação na taxa de câmbio é comum a todos os produtos, então o comportamento dos desvios difere entre os bens devido às trajetórias dos preços interno e externo de cada um. A tabela 2<sup>15</sup> apresenta a correlação dos desvios da LOP de cada

<sup>15</sup> A tabela 2 completa é apresentada no Anexo 3

produto com os seus componentes: preço no mercado brasileiro, preço no mercado americano e taxa de câmbio.

Tabela 2: Correlação dos Desvios da LOP de cada produto com: i) câmbio, ii) preço interno e iii) preço externo

<b>Produto</b>	<b>Câmbio (a)</b>	<b>Preço Interno (b)</b>	<b>Preço Externo (c)</b>	<b>(a) / (b)</b>	<b>(a) / (c)</b>
Média dos Desvios	-0.9884	-0.2531	-0.1068	3.9053	9.2519

De forma geral, os desvios estão fortemente correlacionados com o câmbio. Na tabela 2, pode-se verificar que para a média dos desvios da LOP, a correlação dos desvios com o câmbio, em termos absolutos, é 3,9 vezes maior do que a correlação com o preço interno e mais de 9 vezes maior do que a correlação com o preço externo. Além disso, era de se esperar uma correlação positiva entre os desvios e os preços internos, ao passo que a correlação média entre essas variáveis se mostrou negativa, o que acarreta em mais uma evidência de que o câmbio é o principal determinante dos desvios.

Observando as correlações bem a bem, também se percebe que o câmbio é o principal governante dos desvios. Apesar da correlação média entre os desvios e os preços externos ser negativa, como esperado, ela é positiva para mais de 30% dos bens. Desta forma, os resultados sugerem que os preços internos e externos comportam-se de acordo com as especificidades de cada mercado, assumindo um papel secundário. Entretanto, aparecem duas exceções: Seguro de Veículo e Televisor. Para estes bens, as correlações dos desvios com os preços internos e externos são maiores do que com o câmbio, em termos absolutos. Porém, para o televisor, o efeito dos movimentos do preço interno, mostrado pela sua correlação negativa com os desvios, vai ao sentido contrário ao esperado.

O seguro de veículo apresentou média positiva de desvios, como mostra a tabela 1, devido ao forte aumento do preço no mercado interno ao longo de todo o período, ao passo que o preço no mercado externo permaneceu relativamente estável. Assim, o aumento das taxas de câmbio até o final de 2002 foi acompanhado por um aumento dos preços internos, fazendo com que os desvios negativos não fossem grandes e, depois que o câmbio começou a cair, os preços internos permaneceram em trajetória crescente provocando desvios positivos cada vez maiores.

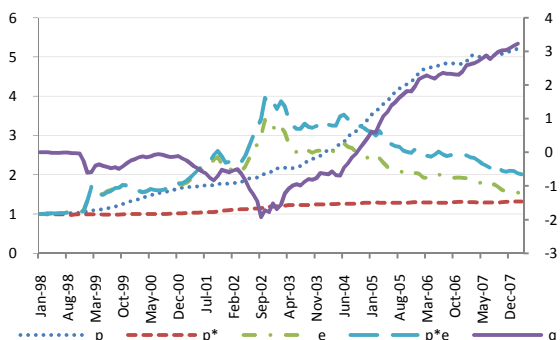


Figura 4: Seguro de Veículo - Componentes do Desvio

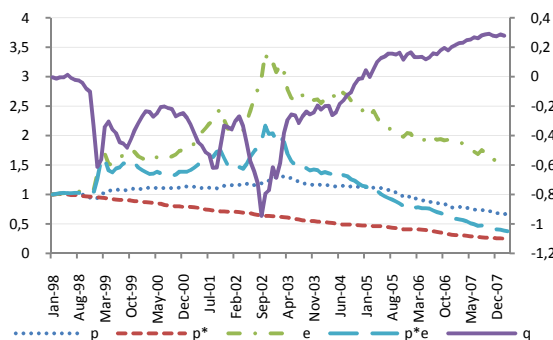
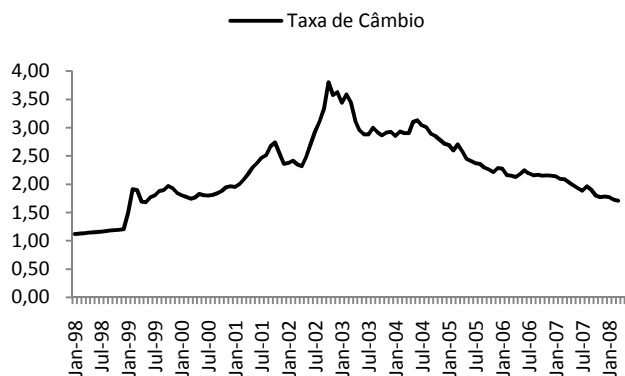


Figura 5: Televisor - Componentes do Desvio

O televisor é o produto que apresentou a menor média negativa de desvios, como apresenta a tabela 1. Observando a evolução dos componentes do desvio, percebe-se que o preço no mercado externo caiu muito ao longo do tempo enquanto o preço no mercado interno se manteve relativamente estável até o início de 2005 quando começou uma trajetória de queda mais persistente. As trajetórias decrescentes dos preços do televisor, tanto no mercado interno quanto no mercado externo, justificam a menor correlação dos desvios da LOP com o câmbio.

### 3.2.3 Volatilidade

O período abrangido pela amostra é muito interessante por apresentar uma boa variabilidade das taxas de câmbio. O período compreende tanto um movimento de depreciação do câmbio como a apreciação experimentada nos últimos anos. Neste intervalo houve pelo menos dois choques cambiais, a mudança para o câmbio flutuante em 1999 e o “risco Lula” em 2002. A figura 6 mostra a evolução das taxas de câmbio.



Fonte: Boletim do Banco Central

Figura 6: Evolução da Taxa de Câmbio

Com o intuito de descrever algumas fases distintas do câmbio, tais como regime de bandas cambiais, regime de câmbio flutuante, período de ascensão e decréscimo das

taxas de câmbio, a volatilidade cambial foi calculada para cinco períodos diferentes através da seguinte equação:

$$Vol = \sum_{t=1}^T \left| \frac{E_{t+1} - E_t}{E_t} \right| \div T \quad (11)$$

Os cinco períodos considerados são: *i*) janeiro/98 a março/08 (toda a amostra); *ii*) janeiro/98 a dezembro/98 (bandas cambiais); *iii*) janeiro/99 a março/08 (câmbio flutuante); *iv*) março/99 a abril/02 (ascensão das taxas de câmbio<sup>16</sup>); e *v*) novembro/02 a março/08 (decréscimo das taxas de câmbio).

Verifica-se, através da tabela 3, que após a adoção de um regime de câmbio flutuante, as taxas cambiais passaram a ser bem voláteis (0,0339) se comparadas com o período em que vigorava um sistema de bandas cambiais (0,0067). Parte desta volatilidade está ligada à própria alteração do regime em janeiro de 1999 e ao choque que o câmbio sofreu quando se mostraram claras as chances do Presidente Lula chegar ao poder, em maio de 2002. Se forem excluídos os meses em que ocorreram estes dois choques, então a volatilidade calculada é de 0,0293 para o período em que houve uma trajetória de desvalorização do Real e 0,0247 para o período em que a trajetória foi de valorização.

Para as séries de desvios da LOP, calculadas conforme a equação (10), foram obtidas as volatilidades da mesma forma como se procedeu com a taxa de câmbio. A tabela 3<sup>17</sup> apresenta os valores das volatilidades calculados para cada bem e para a taxa de câmbio nos períodos: janeiro/98 a dezembro/98; janeiro/99 a março/08; março/99 a abril/02; novembro/02 a março/08 e janeiro/98 a março/08.

O paralelo entre a volatilidade da taxa de câmbio e a volatilidade dos desvios, ao contrário do que foi encontrado pela análise das médias e correlações, leva a resultados diferentes dos encontrados por Isard (1977) e Giovannini (1988). Os autores concluíram que as volatilidades do câmbio e dos desvios são da mesma magnitude. Entretanto, como mostra a tabela 3, este trabalho encontrou volatilidades dos desvios da LOP maiores do que a volatilidade das taxas de câmbio nos períodos analisados. No mais,

<sup>16</sup> Exclui-se deste período os dois choques cambiais

<sup>17</sup> A tabela 3 completa é apresentada no Anexo 2.

comparando os períodos parece não haver um padrão entre a volatilidade do câmbio e as volatilidades dos desvios, uma vez que períodos de volatilidade mais alta do câmbio não correspondem necessariamente a períodos de maior volatilidade dos desvios da LOP.

Tabela 3: Volatilidade dos Desvios da LOP e da Taxa de Câmbio

Produto	jan/98-dez/98	jan/99-mar/08	mar/99-abr/02	nov/02-mar/08	jan/98-mar/08
	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade
Câmbio	0.0067	0.0339	0.0293	0.0248	0.0315
Volatilidade da Média dos Desvios	0.3837	0.0911	0.0663	0.0602	0.1152
Média da Volatilidade	1.3200	0.1642	0.0983	0.1512	0.2597
Mediana da Volatilidade	0.7565	0.1180	0.0791	0.0763	0.2069

Considerando o período de bandas cambiais, em que a média das volatilidades dos desvios foi de 1,32, o menor valor de volatilidade calculado foi referente à maçã (0,16), ao passo que a volatilidade dos desvios do tapete foi mais de 52 vezes maior (8,25). Abrangendo todo o período, a média das volatilidades dos desvios da LOP foi de 0,16, sendo que o menor valor encontrado refere-se ao cigarro (0,06) e o maior valor ao vinho (0,51). Levando-se em conta o período de ascensão das taxas de câmbio, sem os 2 choques ocorridos, a média das volatilidades dos desvios foi de 0,10, sendo os desvios relacionados ao tapete aqueles que apresentaram menor volatilidade (0,06) e os desvios relacionados ao alface aqueles que apresentaram maior volatilidade (0,41). E, finalmente, a média das volatilidades dos desvios para o período de queda das taxas de câmbio foi de 0,15, variando de 0,06 (cigarros) a 0,67 (energia elétrica).

### 3.3 Meia Vida

A meia vida dos desvios da LOP é uma medida de persistência e é interpretada como o tempo decorrido até que o choque que perturbe a relação entre as variáveis se dissipe pela metade. O cálculo da meia vida é, geralmente, feito por meio das equações (6) e (7) replicadas abaixo:

$$H_i = \ln \frac{1}{2} / \ln \rho_i \quad (6)'$$

Em que  $H_i$  representa a meia vida do desvio e  $\rho_i$  é o coeficiente de correlação serial de primeira ordem de um AR(1):

$$q_{it} = \alpha + \rho q_{it-1} + v_{it} \quad (7)'$$

Em que  $(q_{it})$  é construído por meio da equação (10). A tabela 4 apresenta a meia vida estimada para cada bem, para a média dos desvios e para o câmbio. Pelo exame da tabela 4 percebe-se que a persistência da taxa de câmbio de 25 meses é próxima à persistência da média dos desvios da LOP (24,7 meses). Apesar de a estimativa da persistência da média dos desvios estar em linha com a literatura, quando os bens são analisados individualmente se observa uma grande dispersão dos valores. Em relação à persistência dos desvios da LOP de cada bem, a tabela 4 mostra uma persistência mínima de 4 meses (tomate) e uma máxima de 102 meses (alimentação fora do domicílio).

Os resultados encontrados também apontam uma dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis. Esta separação é percebida através das medianas computadas, sendo que para os bens comercializáveis é de 32 meses e para os bens não comercializáveis é de 44 meses. Entretanto, aproximadamente 25% dos bens comercializáveis apresentam estimativas de meia vida para seus desvios superiores à mediana das meia vidas dos bens não comercializáveis, assim como o contrário.

Tanto a dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis em termos de mediana da persistência, quanto a sobreposição das estimativas para 25% dos bens podem ser verificadas por meio de um paralelo com o trabalho de Crucini e Shintani (2007). Todavia, as estimativas obtidas por estes autores apontam uma persistência menor do que as encontradas neste trabalho.



Tabela 4: Persistência dos Desvios da LOP

Produto	fev/98-mar/08		Produto	fev/98-mar/08	
	$\rho$	Meia Vida		$\rho$	Meia Vida
<b>Câmbio</b>	<b>0.97</b>	<b>25</b>	<b>Média<sup>†</sup></b>	<b>0.97</b>	<b>24.70</b>
Alface	0.89	6.1	Salgadinhos	0.98	30.3
Aparelho de Som	0.98	32.5	Salsicha	0.97	23.1
Arroz	0.93	10.2	Sopa	0.99	47.2
Banana	0.98	32	Sorvete	0.98	39.8
Batata	0.96	15.3	Tapete	0.99	60.1
Calçado de Homem*	0.99	72.6	Televisor	0.98	34.6
Calçado de Mulher	0.98	36.6	Tomate	0.85	4.1
CD/ Fita Gravação*	0.99	77.9	Uísque	0.98	39.5
Cigarros	0.98	29.8	Vinho	0.99	45.9
Filme Máquina Fotográfica	0.99	57.5	Água/Esgoto [N]	0.99	70.6
Laranja	0.91	7.5	Alimentação fora Domicílio [N]	0.99	102.3
Maçã	0.96	18.6	Conserto de Equip Doméstico [N]	0.98	43.7
Manteiga	0.97	25.1	Correio* [N]	0.99	63.4
Máquina de Lavar Roupas	0.98	43.9	Dentista [N]	0.98	40.6
Máquina Fotográfica	0.99	62.4	Energia Elétrica [N]	0.95	15
Margarina	0.96	16.8	Ensino Superior [N]	0.97	25.9
Massas, Farinhas e Féculas	0.96	17.9	Gás Canalizado [N]	0.96	15.6
Ovos	0.95	13.6	Locação de Fita [N]	0.98	33.8
Presunto	0.96	19.3	Médico [N]	0.99	70.3
Relógio*	0.99	77.9	Revelação de Negativo [N]	0.99	47.4
Roupa de Homem	0.98	41.3	Seguro de Veículo** [N]	-	-
Roupa de Mulher	0.96	17.1	Serviço Doméstico [N]	0.98	45.6
<b>Comercializáveis - Mediana</b>		<b>32.00</b>	<b>Não comercializáveis - Mediana</b>		<b>44.65</b>

<sup>†</sup> Meia Vida Calculada para média dos desvios  
\*  $\rho$  calculado através de um AR(1) sem constante;  
\*\*  $\rho$  maior do que 1, levando à uma meia vida negativa

A próxima seção apresenta os resultados da análise de componentes principais na tentativa de identificar algum padrão nos desvios da Lei do Preço Único para os bens aqui trabalhados.

### 3.4 Análise de Componentes Principais

#### 3.4.1 Discussão do Método

A análise de componentes principais (PCA) é um método que pertence ao ramo da Estatística Multivariada e é usado como um meio de identificar padrões nos dados através da formação dos componentes principais. Segundo Jolliffe (2002), o objetivo central do método é reduzir a dimensionalidade do problema quando se trabalha com um conjunto grande de dados. A idéia é gerar um novo conjunto de variáveis, ortogonais entre si, que são combinações lineares do conjunto original. A sua aplicação

justifica-se à medida que os dados originais tendem a alterar-se de forma coordenada, apresentando uma redundância de informação que pode ser eliminada.

Alternativamente, podemos representar a idéia da seguinte forma. Seja  $(x)$  uma matriz composta por  $(p)$  variáveis aleatórias e  $(\alpha'_1 x)$  uma função linear dos elementos de  $(x)$  tendo máxima variância, em que  $(\alpha'_1)$  é a transposta de um vetor de  $(p)$  constantes. Assim,

$$\alpha'_1 x = \alpha_{11}x_1 + \alpha_{12}x_2 + \dots + \alpha_{1p}x_p = \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}x_j. \quad (12)$$

E, tenha  $(\alpha'_2 x)$  máxima variância com a restrição de não ser correlacionado com  $(\alpha'_1 x)$ , e assim sucessivamente, de tal forma que  $(\alpha'_k x)$  tenha máxima variância e não seja correlacionada com  $\alpha'_1 x, \alpha'_2 x, \dots, \alpha'_{k-1} x$ . Então, a variável  $(\alpha'_k x)$  é o  $k$ -ésimo componente principal (PC).

Para encontrar os componentes principais, deve-se obter a matriz de variância e covariância  $(\Sigma)$  do vetor de variáveis aleatórias  $(x)$ . Então, o  $k$ -ésimo componente principal é dado por  $z_k = \alpha'_k x$ , onde  $(\alpha_k)$  é um autovetor de  $(\Sigma)$  correspondente ao seu  $k$ -ésimo maior autovalor  $(\lambda_k)$ . Os elementos do vetor  $(\alpha_k)$  são denominados “cargas” e representam uma medida de importância de uma variável  $(j)$  para o componente  $(z_k)$ , ou seja, as cargas são pesos de ponderação atribuídos aos bens na composição dos componentes principais.<sup>18</sup> Podem ser encontrados até  $(p)$  componentes principais, sendo que os primeiros contabilizam a maior parte da variação dos dados.

Tendo em vista a finalidade de reduzir a dimensionalidade dos dados para que os padrões sejam mais facilmente identificados, adota-se o critério “porcentagem da variação total acumulada” para escolher o número de PCs que serão retidos. Segundo este critério, deve-se escolher uma porcentagem da variação total acumulada e então, o número de PCs a serem retidos é o menor que supere esta porcentagem. A percentualidade da variação contabilizada pelos  $m$  primeiros PCs é definida por:

---

<sup>18</sup> O coeficiente de correlação entre o  $k$ -ésimo componente principal e a  $j$ -ésima variável aleatória  $(x_j)$  é dado por  $\alpha_{kj}\alpha_k^{1/2}/(\text{Var}(x_j))^{1/2}$ , em que  $(\alpha_{kj})$  denota o  $j$ -ésimo elemento do vetor  $(\alpha_k)$ .

$$t_m = 100 \sum_{k=1}^m l_k / \sum_{j=1}^p s_{jj} = 100 \sum_{k=1}^m l_k / \sum_{k=1}^p l_k \quad (13)$$

em que  $l_k$  é a variância do  $k$ -ésimo PC,  $s_{jj}$  é a variância da variável  $j$  de  $x$ .

Neste trabalho, a análise de componentes principais será aplicada à matriz de variáveis composta pelos desvios da LOP dos 44 produtos. Desta forma,  $(x)$  será uma matriz de dimensão  $(44 \times 123)$  cujas linhas representam os produtos, e as colunas os períodos. Uma vez construídos os componentes principais, serão retidos para análise o mínimo necessário que explique 90% da variação total dos dados.

### 3.4.2 Resultados

A tabela 4 apresenta a proporção que cada um dos dois primeiros componentes principais explica da variação da amostra. Dos 44 componentes principais que podem ser construídos, são apresentadas as proporções apenas para os dois primeiros componentes (PC1 e PC2), pois eles são suficientes para atender o critério de corte ao contabilizarem mais de 92% da variação dos dados.

Tabela 4: Proporção da Variação Total da Amostra

	PC 1	PC 2
Proporção	0.8215	0.1012

A figura 7, cujo eixo horizontal é composto pelos produtos<sup>19</sup>, permite verificar que todas as cargas do PC1 possuem valores positivos, assumindo o valor mínimo de 0,100 (Laranja) e o máximo de 0,166 (Tapete). Uma vez que as cargas adotam valores positivos para todos os bens, o PC1 pode ser interpretado como um índice de desvio médio da LOP. Isto é, o PC1 é um índice que representa os desvios da LOP provocados por um conjunto de fatores, comuns aos bens, responsáveis pela maior parte da variação dos desvios.

<sup>19</sup> O eixo horizontal compreende os produtos na forma de código. O anexo 1 apresenta a relação de códigos e produtos.

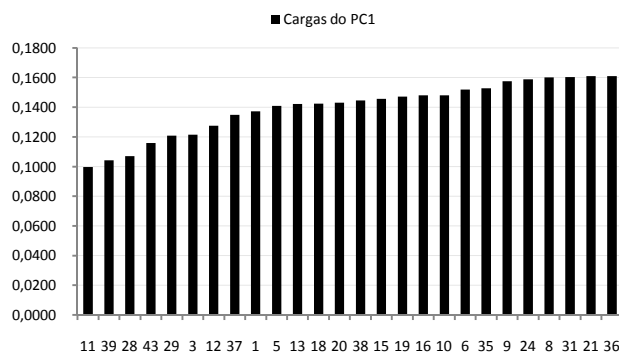


Figura 7: Cargas do PC1

A figura 8 traz um comparativo da evolução do PC1, que é responsável por 82% da variação dos desvios da LOP com a evolução do câmbio entre janeiro de 1998 e março de 2008. A análise do gráfico mostra que as duas séries são relacionadas. Realmente, a correlação entre o câmbio e o PC1 é  $-0,9886$ . O fato do PC1 representar um conjunto de fatores, altamente correlacionado com o câmbio, que provocam desvios na LOP corrobora a idéia de que os desvios são guiados primordialmente pela variação cambial.

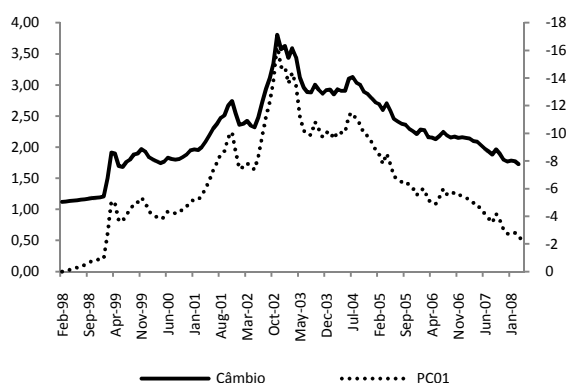


Figura 8: PC1 × Câmbio

As figuras 9 e 10 ilustram o papel das cargas do PC1 referentes aos desvios de dois produtos diferentes. A carga do PC1 correspondente ao tapete ser maior do que a carga do PC1 ligada à laranja indica que o primeiro possui peso maior do que segundo na composição do índice de desvio provocado pela conjunção de fatores altamente correlacionados com a taxa de câmbio. Nesse sentido, a evolução do PC1 fica mais parecida com as evoluções dos desvios da LOP para o tapete e para os demais produtos que apresentaram trajetórias parecidas com a do câmbio. Assim, os resultados sugerem

que o câmbio exerce uma influência nos desvios da LOP relativa a outros fatores maior no tapete do que na laranja e, assim por diante, segundo as cargas do PC1.

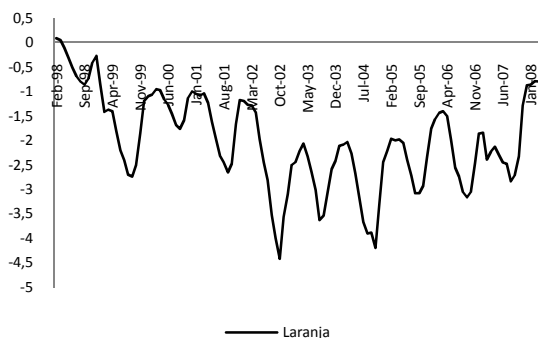


Figura 9: Evolução dos Desvios da Laranja

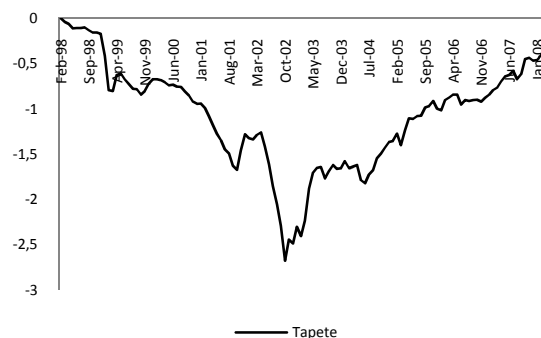


Figura 10: Evolução dos Desvios do Tapete

Pela análise das cargas do PC1 não foi possível identificar uma dicotomia clara entre bens comercializáveis e não comercializáveis. Nesse sentido, não foi possível associar o grau de comercialização do bem com a importância relativa dos movimentos do câmbio em seus desvios da LOP.

O PC1 é uma média ponderada cujos pesos variam muito pouco entre os bens, partindo de um mínimo de 0,100 a um máximo de 0,166, ou seja, ele é muito correlacionado com a média aritmética simples. Entretanto, analisar o PC1 em detrimento da média dos desvios possui duas grandes vantagens. A primeira é que o PC1 é ortogonal ao PC2 e, portanto, as variações contidas no primeiro componente são independentes das variações contidas no segundo. Em outras palavras, isso significa que, se os desvios representados pelo PC1 têm origem no câmbio, então os desvios representados pelo PC2 não estão relacionados a esta variável.

A segunda vantagem de se utilizar o componente principal é a possibilidade de trabalhar com as cargas deste componente, que tornam mais fácil a comparação do comportamento das séries de desvios dos diversos bens. Através dos valores das cargas é possível comparar a influência do conjunto de fatores, que é altamente correlacionado ao câmbio, nos desvios da LOP relativos a outros fatores nos diversos bens.

O segundo componente principal (PC2) contribui com mais de 10% da variação total dos dados da amostra e sua evolução está representada pela figura 11. Dado a

ortogonalidade entre PC1 e PC2, sabe-se que este último não está relacionado com o conjunto de fatores fortemente correlacionados com a variação cambial. A figura 12 ilustra a evolução do PC1 relativa à evolução do PC2. Dada a trajetória apresentada, percebemos que o PC2 representa fatores que têm ganhado importância relativa aos fatores correlacionados ao câmbio na explicação dos desvios da LOP ao longo do tempo.

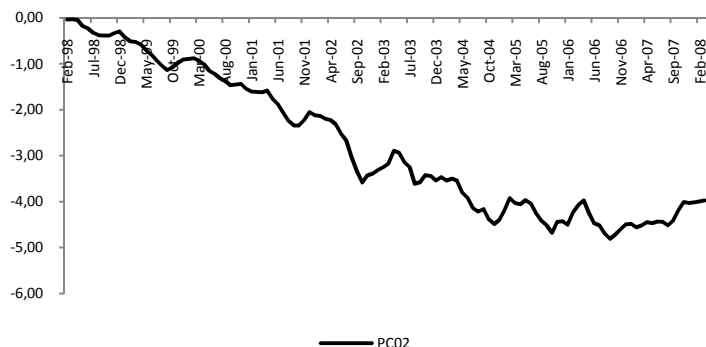


Figura 11: Evolução do PC2

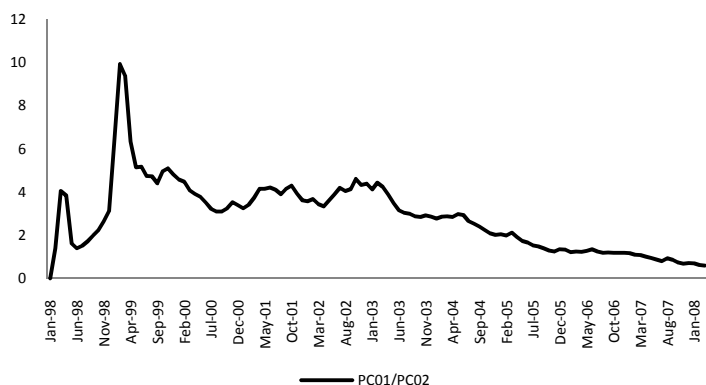


Figura 12: Evolução do PC1 relativa ao PC2

As cargas do PC2 estão reproduzidas na figura 13<sup>20</sup>. A análise gráfica permite identificar os produtos que possuem cargas menores do que -0,1, produtos cujas cargas são maiores do que 0,1 e por fim, aqueles cujas cargas se aproximam de zero (entre -0,1 e 0,1). Entretanto, novamente não foi possível identificar uma dicotomia clara entre bens comercializáveis e não comercializáveis. Nesse sentido, não foi possível associar o grau de comercialização do bem às disparidades de desvios ocorridas nos últimos anos e a fatores não muito correlacionados ao câmbio.

<sup>20</sup> O eixo horizontal compreende os produtos na forma de código. O anexo 1 apresenta a relação de códigos e produtos

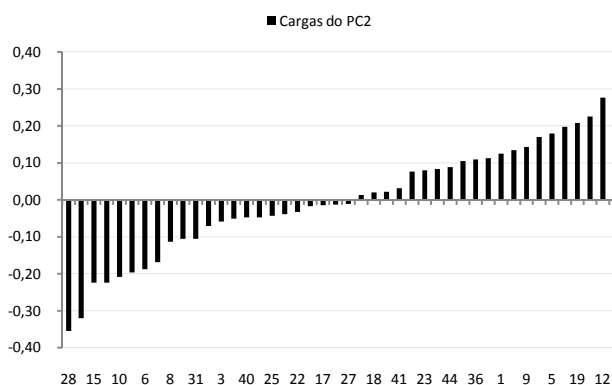


Figura 13: Cargas do PC2

A figura 14 ilustra a evolução dos desvios da LOP para três produtos distintos. O televisor, que possui carga do PC2 de -0,35 apresenta uma reversão de desvios passando a apresentá-los de forma positiva nos últimos anos. O tapete, que possui carga do PC2 próxima de zero (-0,01) apresenta uma trajetória bem parecida com a do câmbio, pois o PC2 tem pouca influência em seus desvios. Já o gás canalizado, que possui a maior carga do PC2 (0,29), apresenta desvios negativos nos últimos anos acima da média.

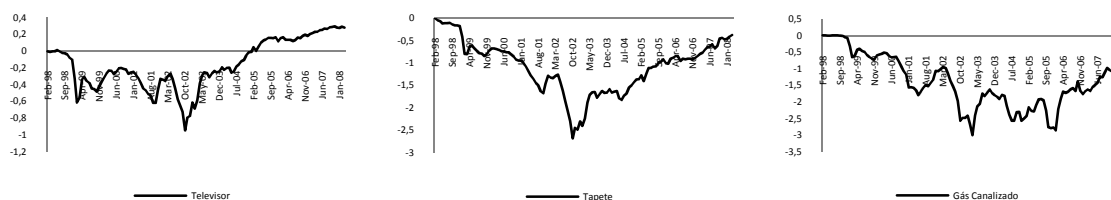


Figura 14: Evolução dos Desvios

## 4 PAINEL

O Capítulo 4 apresenta o estimador para painel “*group mean Fully Modified Ordinary Least Squares*” como alternativa para estimar e testar hipóteses sobre vetores de cointegração, com vistas a obter informações sobre a relação de longo prazo entre os preços praticados nos mercados brasileiro e americano. O capítulo está dividido em duas seções. A primeira delas mostra a metodologia enquanto a segunda apresenta os resultados.

### 4.1 FMOLS para painéis cointegrados

Seja  $P_{it}^b$  e  $P_{it}^e$  os índices de preços em Real e Dólar americano, respectivamente, para o produto  $i$  no tempo  $t$ , e  $E_t^{be}$  a taxa nominal de câmbio definida por R\$/US\$. A LOP é, então, representada pela seguinte equação:

$$P_{it}^b = E_t^{be} P_{it}^e \quad (14)$$

Para acomodar a realidade de que os preços estão na forma de índices relativos a um período base, a equação (14) pode ser reescrita assim:

$$P_{it}^b = [\alpha_{i0} (P_{i0}^b / P_{i0}^e)] E_t^{be} P_{it}^e \quad (15)$$

Em que  $\alpha_{i0}$  é um fator de escala contabilizando as possíveis violações da LOP absoluta e  $P_{i0}^j$  ( $j = b, e$ ) denota o índice no ano base. Para  $t = 0$ , temos:

$$E_0^{be} = 1 / \alpha_{i0} \quad (16)$$

A fim de testar empiricamente, normalizamos as séries de índices de preços e da taxa de câmbio, tal que:

$$P_{i0}^b = 1, P_{i0}^e = 1 \text{ e } E_0^{be} = 1 \quad (17)$$



A inclusão de  $\alpha_i = [\alpha_{i0}(P_{i0}^b/P_{i0}^e)]$  impõe a validade da LOP no período base ( $t = 0$ ) e, a normalização permite que a equação a ser estimada e testada possa ser escrita por meio do seguinte sistema de cointegração:

$$P_{it}^b = \beta_i x_{it}^e + v_{it} \quad (18)$$

$$x_{it}^e = x_{it-1}^e + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

Em que  $x_{it}^e = E_t^{be} P_{it}^e$ ,  $(v_{it})$  é um termo de erro capturando os desvios da relação de longo prazo e  $(\varepsilon_{it})$  é um ruído branco. Neste caso, se  $(P_i^b) \sim I(1)$  e  $\xi_{it} = (\hat{v}_{it}, \hat{\varepsilon}_{it})' \sim I(0)$ , então as variáveis  $(P_i^b)$  e  $(x_i^e)$  se cointegram com vetor de cointegração  $(\beta_i)$ . Caso contrário, se  $(\xi_{it}) \sim I(1)$ , então as variáveis  $(P_i^b)$  e  $(x_i^e)$  não se cointegram, inexistindo uma relação de longo prazo entre elas.

Para validade da LOP é requerido  $\beta_i = 1$ . Então, em termos da equação (18), o exercício torna-se estimar  $\beta_i$  e testar  $H_0: \beta_i = 1$  contra  $H_A: \beta_i \neq 1$ . Aqui, é importante notar que o modelo permite a heterogeneidade entre os produtos nos movimentos de longo prazo dos preços do Brasil/EUA ao indexar o coeficiente  $\beta_i$  por  $i$ . A heterogeneidade justifica-se, pois os produtos podem apresentar características diferentes, as quais lhes atribuem graus distintos de comercialização ou concentração de mercado, por exemplo.

Para estimar e testar a equação (18) será utilizado o “*group mean panel Fully Modified Ordinary Least Squares*” proposto por Pedroni (2000). Este é um método conveniente para estimar e testar hipóteses sobre vetores de cointegração comuns, representando uma relação de longo prazo entre variáveis, por ser consistente com painéis heterogêneos. O “*group mean panel FMOLS*” fornece um teste consistente para a hipótese nula de que o vetor de cointegração possui um valor comum contra a hipótese alternativa de que os valores do vetor de cointegração não precisam ser comuns. Considerando o painel heterogêneo formado pelos diversos produtos ao longo do tempo, essa metodologia torna-se uma boa escolha para trabalhar os dados e alcançar o objetivo de identificar os padrões existentes nos desvios da LOP.

A fonte de heterogeneidade no painel trabalho origina-se nos diferentes comportamentos pelos indivíduos perante os desvios de curto prazo dos vetores de cointegração de equilíbrio. Modela-se esta fonte de heterogeneidade através da permissão de variação das propriedades de correlação serial do resíduo entre os membros individuais do painel.

O uso de testes de cointegração em painel tem sido motivado por ter mais poder do que os testes de cointegração aplicados a séries individuais. Isto é, os testes em painel exploram as propriedades teóricas de regressões não estacionárias enquanto lidam com os problemas de pequenas amostras. Especificamente, o estimador *group mean FMOLS* em painel é não viesado assintoticamente e produz erros padrão e testes-*t* consistentes que são robustos à presença de endogeneidade nos regressores,<sup>21</sup> que resulta da existência de uma relação de cointegração.

O estimador *group mean FMOLS* também se mostra superior aos estimadores *pooled FMOLS* e *pooled DOLS* (“*Dynamic Ordinary Least Squares*”), pois eles assumem homogeneidade na relação de longo prazo das variáveis para os membros do painel. Então, caso a homogeneidade assumida seja falsa, as estimações feitas tanto por *pooled FMOLS* quanto por *pooled DOLS* serão inconsistentes, ao passo que as estimações feitas pelo *group mean FMOLS*, que comporta heterogeneidade, serão consistentes.

Mas, as vantagens citadas vêm com o preço de se assumir a independência dos processos individuais entre as *cross sections*. A hipótese de independência, típica em trabalhos de dados em painel, é usada para derivar as distribuições assintóticas das estatísticas do painel de cointegração. Em termos das equações (18) e (19), a hipótese de independência significa que, sendo  $\xi_{it} = (\hat{v}_{it}, \hat{\varepsilon}_{it})'$  o vetor composto pelos resíduos estimados e pelas diferenças nos preços do mercado externo, então  $E[\xi_{it}\xi'_{js}] = 0$ , para todo  $s, t, i \neq j$ .

De forma mais geral, seja a matriz de covariância assintótica de  $\xi_{it}$  ser representada por:

---

<sup>21</sup> Na presença de endogeneidade o método OLS é viesado e inconsistente.

$$\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{11i} & \Omega_{21i} \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Então, a hipótese de independência entre as *cross-sections* implica que a matriz de variância para um painel de tamanho  $N \times T$  é bloco diagonal definida positiva. O  $i$ -ésimo bloco da diagonal é formado pelas covariâncias assintóticas ( $\Omega_i$ ) para o membro  $i$ , enquanto os blocos não pertencentes à diagonal são preenchidos por zeros, tal que:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Omega_i & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \Omega_N \end{bmatrix} \quad (21)$$

A matriz de covariância de longo prazo ( $\Omega_i$ ) pode ser obtida através do estimador de Newey-West (1987) e decomposta como:

$$\Omega_i = \Omega_i^o + \Gamma_i + \Gamma_i' \quad (22)$$

Em que  $\Omega_i^o$  é a covariância contemporânea e  $\Gamma_i$  é uma soma ponderada das autocovariâncias. Deste modo, o estimador para o coeficiente  $\beta$  do painel através do método de *group mean FMOLS* para painel é dado por:

$$\hat{\beta}_{NT}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \{ [\sum_{t=1}^T (x_{it}^e - \bar{x}_i^e)^2]^{-1} \times [\sum_{t=1}^T (x_{it}^e - \bar{x}_i^e) p_{it}^{b*} - T \hat{\gamma}_i] \} \quad (23)$$

Em que

$$p_{it}^{b*} = (P_{it}^b - \bar{P}_i^b) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it}^e \quad (24)$$

$$\hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^o) \quad (25)$$

Ressalta-se que  $\hat{\beta}_{NT}^*$  é o estimador do coeficiente  $\beta$  do painel e representa a relação de longo prazo entre os preços praticados no mercado brasileiro e americano. As

estimações de  $\beta_i$  são dadas pela expressão que segue o somatório em  $i$  na equação (23), ou seja:

$$\beta_i = [\sum_{t=1}^T (x_{it}^e - \bar{x}_i^e)^2]^{-1} \times [\sum_{t=1}^T (x_{it}^e - \bar{x}_i^e) p_{it}^{b*} - T \hat{\gamma}_i] \quad (26)$$

Para conduzir as estimações, faz-se uso do algoritmo<sup>22</sup> descrito em Pedroni (2000). O algoritmo é dividido em três partes. A primeira consiste em estimar os coeficientes individuais ( $\beta_i$ ) da equação (18) em painel e coletar os resíduos. O segundo passo é estimar a matriz de variância e covariância de longo prazo dos erros. Para isso, usam-se os resíduos estimados na primeira parte e as diferenças de cada regressor para construir a série de um vetor de erros  $\xi_{it} = (\hat{v}_{it}, \hat{\varepsilon}_{it})'$ . Ao vetor de erros aplica-se qualquer estimador da matriz de covariância<sup>23</sup> para estimar os elementos da covariância  $\Omega_i$  e das autocovariâncias  $\Gamma_i$  de longo prazo. Por fim, o terceiro passo é construir o estimador tal como descrito pelas equações (23), (24) e (25).

## 4.2 Painel: Resultados

### 4.2.1 Testes de Raiz Unitária

Antes da estimação, examina-se a estacionariedade das séries individuais  $P_{it}^b$  e  $x_{it}^e$ . Na análise de cointegração, supõe-se que as variáveis do modelo são de ordem um I(1) e verifica-se a ordem dos resíduos produzidos pela regressão. Sob a hipótese nula de não cointegração os resíduos são I(1) e, sob a hipótese alternativa de cointegração os resíduos produzidos são estacionários I(0).

A tabela 5 apresenta os resultados de dois testes de raiz unitária dos dados em painel. Os testes para presença de raiz unitária em painel são similares aos testes projetados para séries individuais. Ambos os testes reportados na tabela 5 partem da especificação de um teste ADF. Entretanto, os dois testes diferem quanto à hipótese alternativa trabalhada.

---

<sup>22</sup> Pedroni disponibiliza, sob requerimento, uma programação para computador contendo o algoritmo que realiza as estimações e os testes.

<sup>23</sup> Este trabalho fez uso do estimador de Newey-West (1987).

O teste-LLC (Levin, Lin e Chu 2002) considera a seguinte especificação ADF básica:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \epsilon_{it} \quad (27)$$

Em que  $(X_{it})$  representa as variáveis exógenas do modelo, incluindo efeitos fixos e tendências individuais e,  $(\alpha = \rho - 1)$  é assumido como comum a todos os membros do painel, mas permite-se que as ordens de defasagem para o termo de diferença  $(p_i)$  variem entre as *cross-sections*. Segundo o modelo descrito em Levin *et al.* (2002), as estimações de  $(\alpha)$  são realizadas através de *proxies* para  $\Delta y_{it}$  e  $y_{it}$  que são normalizadas e livres de autocorrelação. O teste-LLC estabelece a hipótese nula de uma raiz unitária contra a alternativa de um coeficiente autorregressivo comum. Isto é,  $H_0: \alpha = 0$  e  $H_A: \alpha < 0$ .

Por sua vez, o teste-IPS (Im, Pesaram e Shin 2003) testa a hipótese nula de uma raiz unitária contra a alternativa de um coeficiente autorregressivo heterogêneo. O teste parte da especificação de uma regressão ADF como (27) para cada um dos membros do painel. Depois de estimar as regressões ADF separadamente, a média das estatísticas- $t$  para  $\alpha_i$  é ajustada para se obter a estatística desejada para o teste em painel. As hipóteses, nula e alternativa, do teste-IPS são assim representadas:

$$H_0: \alpha_i = 0, \text{ para todo } i$$

$$H_A: \begin{cases} \alpha_i = 0, & \text{para } i=1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0, & \text{para } i=N+1, N+2, \dots, N. \end{cases}$$

A hipótese alternativa<sup>24</sup> ( $H_A$ ) é interpretada como uma fração positiva de processos individuais estacionários. Neste trabalho, os testes de raiz unitária são realizados em um painel formado pelos preços praticados no mercado brasileiro e em um painel formado pelos preços, em Reais, praticados no mercado americano. Em termos da equação (27), a variável  $(y_{it})$  representa os preços em cada painel, enquanto  $(X_{it})$  comporta a inclusão de efeitos fixos e tendências individuais. Quanto ao critério de seleção das

---

<sup>24</sup> Em  $(H_A)$ , os processos individuais  $(i)$  podem ser reordenados para ficar em acordo com a especificação, se necessário.

ordens de defasagem para o termo de diferença ( $p_i$ ), em ambos os testes realizados (LLC e IPS) foi utilizado o critério de Schwarz.

Os resultados dos testes, reportados na tabela 5, em sua maioria apontam para a não rejeição da hipótese de raiz unitária nas séries de preço, considerando-se tanto testes com apenas efeitos fixos individuais quanto testes com efeitos fixos e tendências individuais.

Tabela 5: Testes de Raiz Unitária

Hipótese Nula: Raiz Unitária	Com Tendência Individual		Sem Tendência Individual	
	$p_{it}^b$	$x_{it}^e$	$p_{it}^b$	$x_{it}^e$
jan99-mar08				
Levin-Lin-Chu t-test	-2.41743*	3.53866	5.97070	0.24246
Im-Pesaran-Shin t-test	-0.56771	7.75911	6.30737	0.46323

\*Rejeita  $H_0$  a 5%

#### 4.2.2 Testes de Cointegração

Dada a não estacionariedade das séries, sete testes de cointegração em painel desenvolvidos por Pedroni (1999, 2004), baseados nos testes em dois estágios de Engle-Granger (1987), são realizados considerando-se a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \dots + \beta_{Mi,t} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (28)$$

Para  $t = 1, \dots, T$  e  $i = 1, \dots, N$ , em que se assume que  $y$  e  $x$  são I(1). Neste trabalho, a variável do lado esquerdo ( $y_{it}$ ) representa os preços praticados no mercado brasileiro, enquanto ( $x_{Mit}$ ), em que  $m = 1$ , representa os preços, convertidos a Reais, vigentes no mercado americano. Os parâmetros  $\alpha_i$  e  $\delta_i$ , que podem ser declarados como zero, são os efeitos fixos e as tendências individuais, respectivamente.

Então, sob a hipótese nula de não cointegração, coletam-se os resíduos da equação (28) para realização do segundo passo, que consiste em verificar a ordem de integração dos resíduos através de uma das seguintes regressões auxiliares para cada *cross-section*:

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (29)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (30)$$

Dependendo da necessidade de inclusão do termo de diferença, utilizou-se para algumas *cross-section* a regressão auxiliar (29) e para outras a regressão auxiliar (30). As ordens de defasagens ( $p_i$ ), neste trabalho, são determinadas pelo critério de Schwarz. A tabela 6 mostra que cinco testes rejeitam a hipótese nula de não cointegração com a inclusão de um termo de tendência individual, ao passo que todos os testes rejeitam a hipótese de não cointegração para o caso em que não há tendência individual.

As quatro primeiras estatísticas reportadas na tabela 6 analisam a hipótese alternativa  $\rho_i = \rho < 1$  para todo ( $i$ ), enquanto as três estatísticas restantes consideram como hipótese alternativa  $\rho_i < 1$  para todo ( $i$ ). Os resultados encontrados sugerem uma relação de longo prazo entre os preços praticados nos dois mercados.

Tabela 6: Teste de Cointegração em Painel -  $P_{it}^b$  e  $x_{it}^e$

Hipótese Nula: Não Cointegração	Com Tendência Individual	Sem Tendência Individual
jan99-mar08 <i>(within)</i>		
Panel v-Statistic	3.7019*	-4.7381*
Panel rho-Statistic	-4.3199*	4.5163*
Panel PP-Statistic	-5.0337*	5.9389*
Panel ADF-Statistic	-14.1024*	3.2588*
jan99-mar08 <i>(between)</i>		
Group rho-Statistic	0.3758	4.8573*
Group PP-Statistic	-0.4683	7.9474*
Group ADF-Statistic	-3.7127*	7.2506*

\*Rejeita  $H_0$  a 5%

### 4.2.3 Group Mean FMOLS

Para estimar e testar a magnitude das relações de longo prazo entre os bens faz-se uso do estimador *group mean Fully Modified Ordinary Least Squares* (Pedroni 2000). Este estimador é adequado a este trabalho, uma vez que permite que os coeficientes ( $\beta$ ) variem entre os produtos. A diferença entre os coeficientes estimados é especialmente interessante para a investigação do padrão dos desvios da LOP entre os bens, ao passo que a estimação dos dados em painel contribui para analisar a validade da LOP através de testes com maior poder.

A tabela 7<sup>25</sup> apresenta as estimações dos coeficientes ( $\beta_i$ ) da equação (18) para dois períodos sobrepostos: janeiro/98 a março/08 e janeiro/99 a março/08. A diferença entre os dois períodos considerados reside na inclusão do ano de 1998 que representa a vigência do regime de bandas cambiais. Para ambos os períodos, o coeficiente ( $\beta$ )<sup>26</sup> estimado para o painel indica uma forte rejeição da Lei do Preço Único, ou seja, há uma forte rejeição de que  $\beta = 1$ . Entretanto, há uma relação longo prazo positiva entre os preços praticados no mercado brasileiro e os preços, em Reais, no mercado americano. Essa relação é dada por ( $\beta = 0.18$ ) e ( $\beta = 0.23$ ) para os períodos (janeiro/98 a março/08) e (janeiro/99 e março/08), respectivamente.

Tabela 7: Estimação do  $\beta_i$ , por meio do *group mean FMOLS* -  $H_0: \beta_i = 1$

Produto	jan/98-mar/08		jan/99-mar/08	
	$\beta$	<i>t</i> -stat	$\beta$	<i>t</i> -stat
Panel Group FMOLS	0.18	(-145.39)*	0.23	(-78.32)*
Não Comercializável - Média	0.15		0.21	
Comercializável - Média	0.30		0.28	

\* Rejeita a 5%

De forma geral, o ( $\beta_i$ ) para o período de janeiro/99 a março/08 é maior do que o ( $\beta_i$ ) para o período que inclui o ano de 1998. O teste para verificar se o incremento na estimação do ( $\beta$ ) em painel é devido a uma mudança estrutural (alteração de regimes cambiais) é realizado através da inclusão de uma *dummy* de interação (multiplicativa). Com a inclusão da *dummy*, a equação (18) passa a ser representada da seguinte forma:

$$P_{it}^b = \beta_{1i}x_{it}^e + \beta_{2i}\delta x_{it}^e + v_{it} \quad (18')$$

Em que ( $\delta$ ) é a *dummy* de interação assumindo valores (=0) para o ano de 1998 e (=1) para os demais. A tabela 8<sup>27</sup> reporta os resultados da estimação da equação (18') e pela análise dos valores apresentados percebe-se que o coeficiente ( $\beta_2$ ) relacionado à *dummy* é estatisticamente significativo, indicando que houve uma alteração na relação entre os

<sup>25</sup> Tabela 7 completa é apresentada no Anexo 4

<sup>26</sup> O coeficiente ( $\beta$ ) para painel é estimado através da equação (22). Comparando a equação (22) com a equação (25), que estima os coeficientes individuais ( $\beta_i$ ), percebe-se que o coeficiente ( $\beta$ ) para painel é a média dos coeficientes individuais ( $\beta_i$ ).

<sup>27</sup> Tabela 8 completa é apresentada no Anexo 5



preços praticados nos mercados brasileiro e americano devido à mudança do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999.

Tabela 8: Estimação do  $\beta_i$ , por meio do group mean FMOLS -  $H_0: \beta_i = 1$  - com quebra estrutural

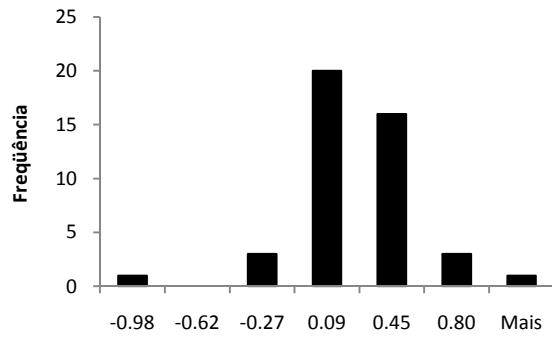
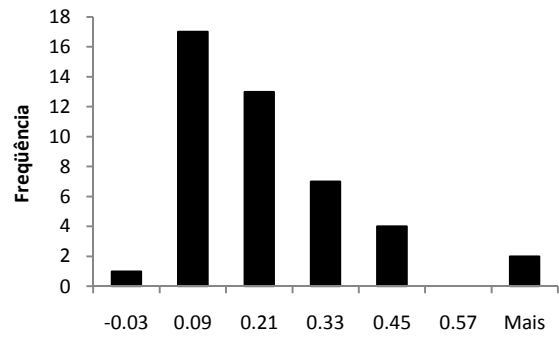
Produto	jan/98-mar/08				Regime	
					Bandas	Flutuante
	$\beta_1$	t-stat	$\beta_2$	t-stat	$\beta_B$	$\beta_F$
Panel Group FMOLS	0.08	(-48.39)*	0.08	(-72.8)*	0.08	0.16
Comercializável - Média	0.09		0.04		0.09	0.13
Não Comercializável - Média	0.04		0.19		0.04	0.23

\* Rejeita a 5%

Comparando-se os coeficientes ( $\beta$ ) representativos de cada regime, percebe-se um incremento positivo na relação de longo prazo entre os preços praticados nos dois países. A estimativa para o período em que vigorava bandas cambiais é de ( $\beta_B = 0,08$ ), ao passo que para o período de câmbio flutuante é de ( $\beta_F = 0,16$ ). Mediante a dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis é possível verificar que na média a relação aumentou em ambos os grupos, embora tenha ocorrido de forma mais acentuada para os bens não comercializáveis.

As figuras 15 e 16 apresentam os histogramas das estimações do ( $\beta_i$ ) por produto para os períodos (janeiro/98 a dezembro/98) e (janeiro/99 a março/08). A comparação das duas figuras permite visualizar a menor dispersão para as estimativas do ( $\beta_{Fi}$ ) em relação às estimativas de ( $\beta_{Bi}$ ). As estimações variam de um mínimo de -0,98 (seguro de veículo) a um máximo de 1,16 (arroz) analisando o regime de bandas cambiais. E variam de um mínimo de -0,03 (alface, maçã e salgadinhos) a um máximo de 0,69 (arroz) para regime de câmbio flutuante. A grande variação dos ( $\beta_i$ ) é consistente com outros estudos que utilizaram o estimador FMOLS. Yan et al. (2006) encontraram coeficientes ( $\beta_i$ ) da relação entre preços de indústrias nos EUA e Canadá que variam entre 0,39 e 1,55. Canzoneri et al. (1999) encontram coeficientes de longo prazo que variam entre -0.03 (Dinamarca) até 1,91 (Austria)<sup>28</sup>.

<sup>28</sup> Canzoneri et al. (1999) estudam a PPP para 13 países da OCDE.

Figura 15: Estimação do  $\beta_{Bi}$  por produto - Bandas CambiaisFigura 16: Estimação do  $\beta_{Fi}$  por produto - Câmbio Flutuante

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com a teoria econômica internacional se aprende que deve ser exata a relação entre o preço de um mesmo bem cotado em uma mesma moeda, mas comercializado em mercados distintos. Entretanto, na prática observam-se fricções nessa relação, conhecida como Lei do Preço Único. Tendo em vista essas fricções observadas, o presente trabalho é motivado a identificar padrões nos desvios da Lei do Preço Único por meio da utilização de dados nacionais. Nesse sentido, esta dissertação pretende atender a este objetivo por meio do uso da análise de componentes principais e técnicas de estimação em painéis não estacionários. A base de dados utilizada neste estudo é composta por preços de produtos comercializados no mercado brasileiro (FIPE), de seus pares no mercado americano (BLS) e da taxa de câmbio definida como Reais por Dólar.

Mediante a metodologia proposta, os resultados encontrados indicam que os desvios da Lei do Preço Único replicam a trajetória das taxas de câmbio nominal, corroborando os estudos de Isard (1977) e Engel (1999). As fortes correlações dos desvios com o câmbio deixam um papel secundário para os movimentos dos preços praticados nos mercados interno e externo. Este papel secundário é evidenciado por três motivos: *i*) as correlações dos desvios com o câmbio, em termos absolutos, são maiores do que as correlações dos desvios com os preços; *ii*) em média, a correlação dos desvios com o preço praticado no mercado brasileiro é negativa, ao passo que era de se esperar uma correlação positiva; e *iii*) para 30% dos produtos, a correlação dos desvios com os preços do mercado americano são positivas, apresentando sinais contrários ao esperado.

A análise de componentes principais permitiu a extensão da análise descritiva, possibilitando constatar que um índice que representa um conjunto de fatores fortemente correlacionado com o câmbio é responsável por mais de 82% da variação total dos desvios dos 44 produtos estudados. É interessante notar que este índice tem perdido importância relativa para outro conjunto de fatores, fracamente correlacionado com as taxas de câmbio, na explicação dos desvios da LOP.

No tocante à persistência dos desvios da LOP, foram utilizadas estimações de processos AR(1) para os desvios a fim de extrair-lhes a meia-vida. Tanto a metodologia como o

nível de persistência (2 anos) para os desvios são bastante difundidos na literatura. Entretanto, a dispersão das meias-vidas para os diversos bens, que aqui variam de 4 a 102 meses, possui menor consenso.

Por meio do cálculo da mediana das meias-vidas dos desvios é possível perceber uma dicotomia entre bens comercializáveis e não comercializáveis, apesar de ocorrer uma sobreposição destes grupos. Crucini e Shintani (2007) reportaram a mesma dicotomia e, inclusive a sobreposição dos bens comercializáveis e não comercializáveis.

Os resultados alcançados com o uso de dados em painel sugerem a existência de uma relação de longo prazo entre os preços praticados no Brasil e nos EUA, quando cotados na mesma moeda. Contudo, não é possível afirmar a validade da Lei do Preço Único, dado que as estimações para os coeficientes que estabelecem o equilíbrio são diferentes de 1. De fato, as estimações aludem uma relação fraca e dispersa entre os produtos sem, entretanto, apresentar qualquer padrão.

Por fim, ainda com referência aos resultados encontrados por meio das estimações em painel, tem-se uma indicação de que a alteração do regime cambial ocorrida em janeiro de 1999 provocou uma mudança na relação de longo prazo entre os preços, em moeda comum, praticados nos mercados interno e externo. Há indícios de que esta relação é maior no período de câmbio flutuante, sendo que o aumento da relação para os bens não comercializáveis é o principal responsável por este incremento.

**BIBLIOGRAFIA**

ABUAF, N. & JORION, P.. “Purchasing Power Parity in the Long Run.” *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 157-174, 1990.

ALVES, D.; CATI, R. & FAVA, V.. “Purchasing Power Parity in Brazil: a test for fractional cointegration.” *Applied Economics*, Vol. 33, pp. 1175-1185, 2001.

BETTS, C & KEHOE, T.. “U.S. Real Exchange Rate Fluctuations and Relative Price Fluctuations” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 7, pp. 1297-1326, 2006.

CANZONERI, M.; CUMBY, R. & DIBA, B.. “Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: evidence for a panel of OECD countries.” *Journal of International Economics*, 47, pp. 245-266, 1999.

CASSEL, G.. “Abnormal Deviations in International Exchanges.” *The Economic Journal*, Vol. 28, No. 112, pp. 413-415, 1918.

CHEUNG, Y-W. & FUJJI, E.. “Deviations from the Law of One Price in Japan.” CESifo Working Paper, No. 2275, 2008.

CRUCINI, M. & SHINTANI, M.. “Persistence in Law of One Price Deviations: evidence from micro-data.” *Journal of Monetary Economics*, 55, pp. 629-644, 2008.

COAKLEY, J. & FUERTES A.M.. “New Panel Unit Root Tests of PPP” *Economics Letters*, Vol. 57, No. 1, pp. 17-22, 1997.

EDISON, H.; GAGNON, J. & MELICK, W.. “Understanding the Empirical Literature on Purchasing Power Parity: the post-Bretton Woods era.” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-17, 1997.

ENGEL, C.. “Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes.” *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 3, 1999.

ENGLE, R. & GRANGER, C.. “Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987.

FLEISSIG, A. & STRAUSS, J.. “Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity for Price Indices.” *Journal of International Money and Finance*, No. 19, pp. 489-506, 2000.

FRANKEL, J.. “International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: imperfect integration of financial markets or goods markets?” NBER Working Paper, No. 1773, 1985.

FRANKEL, J., PARSLEY, D. & WEI, S.. “Slow Pass-through Around the World: a New Import for Developing Countries?” NBER Working Paper Series No. 11199, 2005.

FRANKEL, J & ROSE, A.. “A Panel Project on Purchasing Power Parity: mean reversion within and between countries.” *Journal of International Economics*, No. 40, pp. 209-224, 1996.

FRENKEL, J.. “The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970’s.” *European Economic Review*, No. 16, pp. 145-165, 1981.

FROOT, K.; KIM, M. & ROGOFF, K.. “The Law of One Price Over 700 Years.” NBER Working Paper, No. 5132, 1995.

FROOT, K. & ROGOFF, K.. “Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates.” NBER Working Paper Series No. 4952, 1994.

GIOVANNINI, A.. “Exchange Rates and Traded Goods Prices.” *Journal of International Economics*, No. 24, pp. 45-68, 1988.

GOLDBERG, P. & KNETTER, M.. “Goods Prices and Exchange Rates: What have We Learned?” NBER Working Paper Series No. 5862, 1996.

HAKKIO, C.. “A Reexamination of Purchasing Power Parity.” *Journal of International Economics*, No. 17, pp. 265-277, 1984.

IMBS, J.; MUMTAZ, H.; RAVN, M. & REY, H.. “PPP Strikes Back: aggregation and the real exchange rate.” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXX, No. 1, 2005.

IM, K.; PESARAN, M. & SHIN, Y.. “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.” *Journal of Econometrics*, No 115, pp. 53-74, 2003.

ISARD, P.. “How Far Can We Push the ‘Law of One Price’?” *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5, pp. 942-948, 1977.

JOHANSEN, S.. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, pp. 231-254, 1988.

JOLLIFFE, I.. “Principal Componente Analysis.” Springer Series in Statistics, 2<sup>a</sup> ed., 2004.

KANNEBLEY Jr., S.. “Paridade do Poder de Compra no Brasil – 1968 a1994.” *Estudos Econômicos*, Vol. 33, No. 4, pp. 735-769, 2003.

KIM, Y.. “Purchasing Power Parity in the Long Run: a cointegration approach.” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, No. 4, pp. 491-503, 1990.

KRAVIS, I. & LIPSEY, R.. “Export Prices and the Transmission of Inflation” *American Economic Review*, pp. 155-163, 1977.

LEVIN, A.; LIN, C. & CHU, C.. “Unit Root Tests in Panel Data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, No. 108, pp. 1-24, 2002.

LOPES, L. “A Rigidez Nominal de Preços na Cidade de São Paulo – evidências baseadas em microdados no índice de preços ao consumidor da FIPE.” Dissertação (Mestrado), Universidade de São Paulo, 2008.



LOTHIAN, J & TAYLOR, M.. “Real Exchange Rate Behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries.” *The Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 3, pp. 488-509, 1996.

MacDONALD, R.. “Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates” *Economics Letters*, Vol. 50, No. 1, pp. 7-11, 1996.

MARÇAL, E.; PEREIRA, P. & CANUTO, O.. “Paridade do Poder de Compra: testando dados brasileiros.” *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 57, No. 1, pp. 159-190, 2003.

MARK, N.. “Real Exchange Rates in the Long Run: an empirical investigation.” *Journal of International Economics*, No. 28, pp. 115-136, 1990.

MCKNOWN, R. & WALLACE, M.. “National Levels, Purchasing Power Parity and Cointegration: a test of four high inflation economies.” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 533-545, 1989.

MENEZES, F. & RESENDE, M.. “Testes de Co-integração da Paridade do Poder de Compra para a Economia Brasileira: 1870-1906.” *Estudos Econômicos*, Vol. 26, No. 1, pp. 51-62, 1996.

MURRAY, C. & PAPELL, D.. “Do Panels Help Solve the Purchasing Power Parity Puzzle?” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 23, No. 4, 2005.

NEWKEY, W. & WEST, K.. “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix.” *Econometrica*, 55, pp. 703-708.

OFFICER, L.. “The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: a review article.” *International Monetary Fund Staff Papers* 10, 545-579, 1976.

PARSLEY, D. & WEI, S.. “A Prism into the PPP Puzzles: the micro-foundations of Big Mac real exchange rates.” *The Economic Journal*, 117, pp. 1336-1356, 2007.

PASTORE, A.; BLUM, B. & PINOTTI, M.. “Paridade do Poder de Compra, Câmbio Real e Saldo Comerciais.” *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 52, No. 3, pp. 427-467, 1998.

PEDRONI, P.. “Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels.” *Advances in Econometrics*, Vol. 15, pp. 93-130, 2000.

\_\_\_\_\_ “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels” *The Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 727-731, 2001.

\_\_\_\_\_ “Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis.” *Econometric Theory*, 20, pp. 597-625, 2004.

ROGOFF, K.. “What Remains of Purchasing Power Parity?” *Economic Research Report*, 1995.

\_\_\_\_\_ “The purchasing power parity puzzle.” *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, pp. 647-668, 1996.

ROSSI, J.. “O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: testes para o Brasil.” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol. 26, No. 2, pp. 155-182, 1996.

YAN, B.; BERNARD, A. & WARREN, P.. “Industry Characteristics and the Law of One Price.” *North American Journal of Economics and Finance*, 18, pp. 93-105, 2007.

ZHOU, S. “Purchasing Power Parity in High Inflation Countries: a cointegration analysis of integrated variables with trend breaks.” *Southern Economic Journal*, Vol. 64, No. 2, pp. 450-467, 1997.

## ANEXO 1

LISTA DE PRODUTOS - *MATCHING*

<b>Código</b>	<b>Código FIPE</b>	<b>Item</b>	<b>Código BLS</b>	<b>Item</b>
1	335	Alface	SEFL02	Lettuce
2	58	Aparelho de Som	SERA05	Audio equipment
3	293	Arroz	SS01031	Rice
4	303	Banana	SEFK02	Bananas
5	331	Batata	SEFL01	Potatoes
6	559	Calçado de Homem	SEAE01	Men's footwear
7	560	Calçado de Mulher	SEAE03	Women's footwear
8	414	CD/ Fita Gravação	SS31022	Video cassettes and discs, blank and prerecorded
9	387	Cigarros	SEGA01	Cigarettes
10	421	Filme Máquina Fotográfica	SS61021	Film and photographic supplies
11	300	Laranja	SS11031	Oranges, including tangerines
12	304	Maçã	SEFK01	Apples
13	130	Manteiga	SS10011	Butter
14	66	Máquina de Lavar Roupas	SS30021	Laundry equipment
15	60	Máquina Fotográfica	SS61023	Photographic equipment
16	129	Margarina	SS16011	Margarine
17	194	Massas, Farinhas e Féculas	SEFA01	Flour and prepared flour mixes
18	346	Ovos	SEFH	Eggs
19	144	Presunto	SS04031	Ham, excluding canned
20	569	Relógio	SEAG01	Watches
21	538	Roupa de Homem	SAA1	Men's and boys' apparel
22	524	Roupa de Mulher	SAA2	Women's and girls' apparel
23	193	Salgadinhos	SEFT03	Snacks
24	142	Salsicha	SS05011	Frankfurters
25	223	Sopa	SEFT01	Soups
26	167	Sorvete	SEFJ03	Ice cream and related products
27	53	Tapete	SEHH01	Floor coverings
28	56	Televisor	SERA01	Televisions
29	316	Tomate	SEFL03	Tomatoes
30	401	Uísque	SS20021	Whiskey at home
31	403	Vinho	SEFW03	Wine at home
32	6	Água/Esgoto [N]	SEHG01	Water and sewerage maintenance [N]
33	348	Alimentação fora Domicílio [N]	SEFV	Food away from home [N]
34	14	Conserto de Equip Doméstico [N]	SEHP04	Repair of household items [N]
35	121	Correio [N]	SEEC01	Postage [N]
36	494	Dentista [N]	SEMC02	Dental services [N]
37	5	Energia Elétrica [N]	SEHF01	Electricity [N]
38	578	Ensino Superior [N]	SEEB01	College tuition and fees [N]
39	8	Gás Canalizado [N]	SEHF02	Utility (piped) gas service [N]
40	415	Locação de Fita [N]	SS62055	Rental of video tapes and discs [N]
41	492	Médico [N]	SEMC01	Physicians' services [N]
42	422	Revelação de Negativo [N]	SS62052	Film processing [N]
43	381	Seguro de Veículo [N]	SETE	Motor vehicle insurance [N]
44	12	Serviço Doméstico [N]	SEHP01	Domestic services [N]

[N] Não Comercializável

## ANEXO 2

Volatilidade dos Desvios da LOP e da Taxa de Câmbio – Tabela 1 Completa

Produto	jan/98-dez/98	jan/99-mar/08	mar/99-abr/02	nov/02-mar/08	jan/98-mar/08
	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade	Volatilidade
<b>Câmbio</b>	<b>0.0067</b>	<b>0.0339</b>	<b>0.0293</b>	<b>0.0248</b>	<b>0.0315</b>
<b>Volatilidade da Média dos Desvios</b>	<b>0.3837</b>	<b>0.0911</b>	<b>0.0663</b>	<b>0.0602</b>	<b>0.1152</b>
<b>Média da Volatilidade</b>	<b>1.3200</b>	<b>0.1642</b>	<b>0.0983</b>	<b>0.1512</b>	<b>0.2597</b>
<b>Mediana da Volatilidade</b>	<b>0.7565</b>	<b>0.1180</b>	<b>0.0791</b>	<b>0.0763</b>	<b>0.2069</b>
Alface	1.7174	0.2579	0.4079	0.1233	0.3786
Aparelho de Som	0.5174	0.0842	0.0701	0.0510	0.1200
Arroz	0.6812	0.1418	0.0776	0.1190	0.1864
Banana	0.8226	0.0760	0.0709	0.0534	0.1377
Batata	0.1954	0.0962	0.0917	0.0713	0.1044
Calçado de Homem	0.5839	0.2824	0.0634	0.4013	0.3073
Calçado de Mulher	1.6991	0.1081	0.0784	0.0835	0.2396
CD/ Fita Gravação	0.3231	0.2205	0.0761	0.2285	0.2290
Cigarros	0.2421	0.0620	0.0631	0.0366	0.0768
Filme Máquina Fotográfica	0.5312	0.3177	0.1511	0.3803	0.3353
Laranja	0.7945	0.1495	0.1294	0.1180	0.2029
Maçã	0.1577	0.0697	0.0632	0.0459	0.0770
Manteiga	3.5558	0.1011	0.1090	0.0826	0.3866
Máquina de Lavar Roupas	1.9577	0.0944	0.0673	0.0650	0.2484
Máquina Fotográfica	0.2539	0.2071	0.0734	0.2445	0.2109
Margarina	0.3064	0.1035	0.0810	0.0536	0.1203
Massas, Farinhas e Féculas	0.9872	0.1687	0.1176	0.1080	0.2363
Ovos	0.8357	0.2259	0.1810	0.2108	0.2763
Presunto	0.9200	0.0866	0.0839	0.0438	0.1554
Relógio	0.6764	0.3637	0.0943	0.4597	0.3896
Roupa de Homem	1.8778	0.1060	0.0814	0.0794	0.2525
Roupa de Mulher	8.2249	0.1201	0.1058	0.0930	0.7899
Salgadinhos	1.2796	0.0895	0.0788	0.0478	0.1879
Salsicha	4.3636	0.0948	0.0747	0.0559	0.4476
Sopa	0.3009	0.1247	0.0777	0.0920	0.1393
Sorvete	0.7185	0.1025	0.0848	0.0683	0.1534
Tapete	8.2507	0.0802	0.0556	0.0566	0.7555
Televisor	1.0090	0.3940	0.1167	0.5360	0.4448
Tomate	0.9761	0.2237	0.1619	0.2654	0.2858
Uísque	1.1025	0.1077	0.0704	0.0520	0.1899
Vinho	1.0808	0.5067	0.1483	0.6368	0.5541
Água/Esgoto [N]	0.2810	0.1440	0.0740	0.1086	0.1553
Alimentação fora Domicílio [N]	0.2785	0.0976	0.0625	0.0677	0.1126
Conserto de Equip Doméstico [N]	0.3550	0.0762	0.0579	0.0489	0.0993
Correio [N]	0.2995	0.2043	0.0803	0.2040	0.2121
Dentista [N]	0.7117	0.0877	0.0607	0.0493	0.1393
Energia Elétrica [N]	1.0963	0.5009	0.1158	0.6653	0.5501
Ensino Superior [N]	0.2577	0.0980	0.0837	0.0531	0.1112
Gás Canalizado [N]	4.9678	0.1275	0.0943	0.0706	0.5275
Locação de Fita [N]	0.2115	0.1193	0.0794	0.0562	0.1269
Médico [N]	0.5341	0.1048	0.0635	0.0587	0.1402
Revelação de Negativo [N]	0.3208	0.1168	0.0788	0.0732	0.1336
Seguro de Veículo [N]	0.9257	0.2598	0.1982	0.1830	0.3148
Serviço Doméstico [N]	0.8964	0.1201	0.0697	0.0526	0.1843

## ANEXO 3

Correlação dos Desvios da LOP de cada produto com: *i*) câmbio, *ii*) preço interno e *iii*) preço externo

Produto	Câmbio (a)	Preço Interno (b)	Preço Externo (c)	(a) / (b)	(a) / (c)
<b>Média dos Desvios</b>	<b>-0.9884</b>	<b>-0.2531</b>	<b>-0.1068</b>	<b>3.9053</b>	<b>9.2519</b>
Alface	-0.897	0.326	-0.338	2.75	2.65
Aparelho de Som	-0.968	-0.226	0.108	4.29	8.94
Arroz	-0.796	-0.111	0.138	7.19	5.78
Banana	-0.984	0.060	-0.016	16.50	62.24
Batata	-0.933	-0.093	-0.517	10.05	1.81
Calçado de Homem	-0.845	0.277	0.154	3.05	5.47
Calçado de Mulher	-0.953	-0.016	0.312	60.32	3.05
CD/ Fita Gravação	-0.908	-0.035	-0.045	25.58	20.29
Cigarros	-0.987	-0.281	-0.632	3.51	1.56
Filme Máquina Fotográfica	-0.750	-0.076	-0.284	9.86	2.64
Laranja	-0.756	-0.238	-0.595	3.18	1.27
Maçã	-0.908	0.468	-0.591	1.94	1.54
Manteiga	-0.889	-0.312	-0.543	2.85	1.64
Máquina de Lavar Roupas	-0.965	-0.192	0.473	5.02	2.04
Máquina Fotográfica	-0.802	-0.764	-0.350	1.05	2.29
Margarina	-0.962	-0.542	-0.541	1.78	1.78
Massas, Farinhas e Féculas	-0.963	-0.449	-0.182	2.15	5.29
Ovos	-0.880	-0.339	-0.226	2.60	3.90
Presunto	-0.960	0.104	-0.489	9.23	1.96
Relógio	-0.736	0.404	0.202	1.82	3.64
Roupa de Homem	-0.932	-0.122	0.117	7.64	7.95
Roupa de Mulher	-0.964	-0.208	0.175	4.62	5.51
Salgadinhos	-0.989	0.315	-0.349	3.14	2.83
Salsicha	-0.984	-0.155	-0.468	6.34	2.10
Sopa	-0.960	0.015	-0.209	65.52	4.59
Sorvete	-0.982	-0.057	-0.525	17.12	1.87
Tapete	-0.982	0.033	-0.068	29.74	14.49
Televisor	-0.456	-0.780	-0.576	0.58	0.79
Tomate	-0.831	-0.063	-0.492	13.15	1.69
Uísque	-0.999	-0.413	-0.396	2.42	2.52
Vinho	-0.884	-0.059	0.292	15.09	3.03
Água/Esgoto [N]	-0.968	-0.039	0.047	24.72	20.50
Alimentação fora Domicílio [N]	-0.980	0.026	-0.088	38.41	11.19
Conserto de Equip Doméstico [N]	-0.998	-0.208	-0.335	4.80	2.98
Correio [N]	-0.840	0.127	0.064	6.60	13.16
Dentista [N]	-0.998	-0.218	-0.300	4.57	3.33
Energia Elétrica [N]	-0.741	0.064	0.250	11.57	2.97
Ensino Superior [N]	-0.963	-0.534	-0.457	1.80	2.11
Gás Canalizado [N]	-0.828	-0.680	-0.664	1.22	1.25
Locação de Fita [N]	-0.966	-0.202	0.531	4.79	1.82
Médico [N]	-0.993	-0.048	-0.242	20.88	4.10
Revelação de Negativo [N]	-0.969	-0.519	-0.412	1.87	2.35
Seguro de Veículo [N]	-0.395	0.855	0.566	0.46	0.70
Serviço Doméstico [N]	-0.998	-0.277	-0.333	3.61	3.00

## ANEXO 4

Estimação do ( $\beta_i$ ) por *group mean FMOLS* – Tabela 7 Completa

Produto	jan/98-mar/08		jan/99-mar/08	
	$\beta$	<i>t</i> -stat	$\beta$	<i>t</i> -stat
<b>Panel Group FMOLS</b>	<b>0.18</b>	<b>(-145.39)*</b>	<b>0.23</b>	<b>(-78.32)*</b>
Alface	-0.01	(-22.13)*	0.77	(-2.10)
Aparelho de Som	0.14	(-20.37)*	0.16	(-13.93)*
Arroz	0.51	(-6.17)*	0.57	(-4.27)*
Banana	0.04	(-25.26)*	0.22	(-9.08)*
Batata	0.10	(-23.08)*	0.01	(-13.60)*
Calçado de Homem	0.10	(-10.46)*	-0.04	(-33.10)*
Calçado de Mulher	0.10	(-17.00)*	0.06	(-11.46)*
CD / Fita Gravação	0.01	(-60.34)*	0.38	(-5.75)*
Cigarros	0.09	(-26.53)*	0.19	(-8.75)*
Filme Máquina Fotográfica	0.31	(-9.06)*	0.12	(-18.51)*
Laranja	0.20	(-18.01)*	0.40	(-11.02)*
Maçã	-0.04	(-66.01)*	0.13	(-10.78)*
Manteiga	0.15	(-20.81)*	0.49	(-13.69)*
Máquina de Lavar Roupa	0.27	(-31.09)*	0.33	(-12.3)*
Máquina Fotográfica	0.12	(-19.77)*	0.00	(-41.8)*
Margarina	0.14	(-31.67)*	0.06	(-9.15)*
Massas	0.32	(-13.70)*	0.49	(-2.85)
Ovos	0.42	(-9.91)*	0.28	(-6.30)*
Presunto	0.01	(-43.98)*	0.05	(-16.68)*
Relógio	0.19	(-6.73)*	0.05	(-37.21)*
Roupa de Homem	0.06	(-28.08)*	0.10	(-9.05)*
Roupa de Mulher	0.03	(-63.73)*	-0.01	(-5.26)*
Salgadinhos	-0.03	(-29.53)*	0.45	(-1.11)
Salsicha	0.07	(-28.78)*	0.13	(-8.33)*
Sopa	0.12	(-14.37)*	0.41	(-20.19)*
Sorvete	0.06	(-23.69)*	0.19	(-14.72)*
Tapete	0.08	(-17.05)*	0.20	(-8.13)*
Televisor	0.36	(-23.86)*	0.32	(-9.68)*
Tomate	0.21	(-15.12)*	0.06	(-18.61)*
Uísque	0.10	(-33.37)*	0.22	(-6.47)*
Vinho	0.31	(-8.79)*	0.15	(-6.67)*
Água / Esgoto [N]	0.33	(-8.10)*	0.41	(-6.64)*
Alimentação fora Domicílio [N]	0.15	(-12.42)*	0.08	(-23.67)*
Conserto de Equip Doméstico [N]	0.19	(-14.62)*	-0.04	(-16.05)*
Correio [N]	0.41	(-5.87)*	0.60	(-2.64)
Dentista [N]	0.17	(-16.27)*	0.25	(-16.49)*
Energia Elétrica [N]	0.66	(-3.75)*	0.07	(-8.80)*
Ensino Superior [N]	0.24	(-19.53)*	-0.06	(-15.67)*
Gás Canalizado [N]	0.29	(-22.19)*	0.86	(-0.85)
Locação de Fita [N]	0.06	(-32.72)*	0.39	(-4.12)*
Médico [N]	0.13	(-15.17)*	0.12	(-12.47)*
Revelação Negativo [N]	0.19	(-23.40)*	0.01	(-5.87)*
Seguro de Veículo [N]	0.64	(-1.13)	0.22	(-8.11)*
Serviço Doméstico [N]	0.13	(-20.77)*	0.22	(-7.56)*
<b>Não Comercializável - Média</b>	<b>0.15</b>		<b>0.21</b>	
<b>Comercializável - Média</b>	<b>0.30</b>		<b>0.28</b>	

\* Rejeita a 5%

[N] Não Comercializável

## ANEXO 5

Estimação do ( $\beta_i$ ) por *group mean FMOLS* – Tabela 8 Completa

Produto	jan/98-mar/08				Regime	
	$\beta_1$	t-stat	$\beta_2$	t-stat	Bandas	Flutuante
<b>Panel Group FMOLS</b>	<b>0.08</b>	<b>(-48.39)*</b>	<b>0.08</b>	<b>(-72.8)*</b>	<b>0.08</b>	<b>0.16</b>
Alface	-0.09	(-7.05)*	0.06	(-8.11)*	-0.09	-0.03
Aparelho de Som	0.50	(-6.67)*	-0.28	(-24.09)*	0.50	0.22
Arroz	1.16	(0.66)	-0.47	(-8.58)*	1.16	0.69
Banana	0.04	(-7.85)*	0.00	(-11.32)*	0.04	0.04
Batata	0.16	(-5.22)*	-0.05	(-8.20)*	0.16	0.11
Calçado de Homem	-0.27	(-5.46)*	0.26	(-4.59)*	-0.27	-0.01
Calçado de Mulher	-0.05	(-6.77)*	0.11	(-8.17)*	-0.05	0.06
CD / Fita Gravação	-0.03	(-29.15)*	0.04	(-39.25)*	-0.03	0.01
Cigarros	0.10	(-4.46)*	0.00	(-5.86)*	0.10	0.10
Filme Máquina Fotográfica	-0.23	(-6.97)*	0.41	(-4.81)*	-0.23	0.18
Laranja	0.21	(-4.29)*	-0.01	(-6.82)*	0.21	0.20
Maçã	0.01	(-16.20)*	-0.04	(-21.74)*	0.01	-0.03
Manteiga	0.03	(-7.42)*	0.10	(-8.93)*	0.03	0.13
Máquina de Lavar Roupa	0.45	(-12.63)*	-0.16	(-34.86)*	0.45	0.29
Máquina Fotográfica	0.00	(-7.52)*	0.09	(-9.75)*	0.00	0.09
Margarina	0.35	(-7.08)*	-0.16	(-16.51)*	0.35	0.19
Massas	0.17	(-4.87)*	0.12	(-6.87)*	0.17	0.29
Ovos	0.44	(-2.63)	-0.02	(-6.12)*	0.44	0.42
Presunto	0.23	(-10.57)*	-0.17	(-21.08)*	0.23	0.06
Relógio	-0.55	(-4.88)*	0.53	(-2.17)	-0.55	-0.02
Roupa de Homem	-0.06	(-12.26)*	0.09	(-15.28)*	-0.06	0.03
Roupa de Mulher	0.05	(-23.30)*	-0.01	(-35.75)*	0.05	0.04
Salgadinhos	-0.05	(-8.58)*	0.02	(-10.80)*	-0.05	-0.03
Salsicha	0.26	(-6.51)*	-0.15	(-13.31)*	0.26	0.11
Sopa	-0.19	(-5.95)*	0.24	(-5.09)*	-0.19	0.05
Sorvete	-0.20	(-8.98)*	0.21	(-7.78)*	-0.20	0.01
Tapete	-0.08	(-6.00)*	0.12	(-6.65)*	-0.08	0.04
Televisor	0.39	(-12.02)*	-0.03	(-26.33)*	0.39	0.36
Tomate	0.36	(-3.37)*	-0.12	(-7.41)*	0.36	0.24
Uísque	0.04	(-9.96)*	0.04	(-13.24)*	0.04	0.08
Vinho	-0.29	(-5.50)*	0.45	(-3.26)*	-0.29	0.16
Água / Esgoto [N]	0.12	(-2.76)	0.17	(-3.41)*	0.12	0.29
Alimentação fora Domicílio [N]	-0.04	(-4.18)*	0.15	(-4.54)*	-0.04	0.11
Conserto de Equip Doméstico [N]	0.14	(-3.56)*	0.04	(-4.98)*	0.14	0.18
Correio [N]	0.10	(-2.41)	0.25	(-2.60)	0.10	0.35
Dentista [N]	0.11	(-4.18)*	0.05	(-5.72)*	0.11	0.16
Energia Elétrica [N]	0.65	(-1.06)	0.01	(-3.99)*	0.65	0.66
Ensino Superior [N]	0.22	(-4.42)*	0.02	(-6.75)*	0.22	0.24
Gás Canalizado [N]	0.35	(-3.84)*	-0.05	(-7.31)*	0.35	0.30
Locação de Fita [N]	0.00	(-12.21)*	0.04	(-17.31)*	0.00	0.04
Médico [N]	-0.05	(-4.84)*	0.14	(-5.19)*	-0.05	0.09
Revelação Negativo [N]	0.02	(-9.66)*	0.13	(-11.89)*	0.02	0.15
Seguro de Veículo [N]	-0.98	(-1.63)	1.33	(0.34)	-0.98	0.35
Serviço Doméstico [N]	-0.07	(-6.78)*	0.16	(-6.88)*	-0.07	0.09
<b>Comercializável - Média</b>	<b>0.09</b>		<b>0.04</b>		<b>0.09</b>	<b>0.13</b>
<b>Não Comercializável - Média</b>	<b>0.04</b>		<b>0.19</b>		<b>0.04</b>	<b>0.23</b>

\* Rejeita a 5%

[N] Não Comercializável