UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**Teste de Cointegração para a Paridade de Poder de Compra
para o Brasil – Evidências do Efeito Balassa-Samuelson**

Leonardo Prudente Marques
Orientadora: Vera Lucia Fava

Dissertação de Mestrado em Economia

São Paulo - SP
Agosto de 2003

FICHA CATALOGRÁFICA

Marques, Leonardo Prudente

Teste de cointegração para a paridade de poder de compra para o Brasil : evidências do efeito Balassa-Samuelson / Leonardo Prudente Marques. -- São Paulo : FEA/USP, 2003.

80 p.

Dissertação - Mestrado

Bibliografia

1. Economia (Brasil) 2. Taxa de câmbio 3. Produtividade I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

CDD – 330

AGRADECIMENTOS

À professora Vera Lúcia Fava, minha orientadora, por sua dedicação, fundamental para o desenvolvimento do trabalho.

À Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas FIPE, em especial ao professor Heron do Carmo, pelos dados fornecidos.

Ao pessoal do *Bureau of Labour Statistics*, nos Estados Unidos, em especial aos economistas Keneth Stewart e Sharon Gibson, pelo fornecimento dos dados e pela infinita disposição e paciência em esclarecer minhas dúvidas sobre o CPI-U

Aos meus colegas do mestrado, pela amizade e pelo grande apoio dispensados.

À todos no Aeroporto Internacional de São Paulo, em Guarulhos, que entenderam as razões de meu mau-humor, principalmente em períodos de prova.

À minha família, pelo incentivo para que eu continuasse meus estudos.

E finalmente, a Andréia, por todo o apoio emocional, o incentivo e a compreensão dispensados durante todo o período do mestrado.

SUMÁRIO

SUMÁRIO	I
LISTA DE TABELAS	II
LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS.....	III
RESUMO	IV
ABSTRACT.....	V
1. INTRODUÇÃO	1
2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DA LPU E PPC.....	6
2.1 Evidências na Lei do Preço único.....	6
2.2 Evidências na PPC.....	7
3. CRÍTICAS À PPC E O EFEITO BALASSA-SAMUELSON	17
4. GANHOS DE PRODUTIVIDADE	22
4.1. Ganhos de produtividade no Brasil.....	22
4.2. Ganhos de Produtividade nos EUA.....	24
4.3. Comparativo Brasil x EUA	25
5. A METODOLOGIA DE JOHANSEN PARA COINTEGRAÇÃO.....	27
6. BASE DE DADOS E AS VARIÁVEIS UTILIZADAS	30
7. TESTES EMPÍRICOS	35
7.1 Testes de Raízes Unitárias	35
7.2. Procedimento de Johansen.....	45
8. CONCLUSÃO	56
9. REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA	60
10 ANEXO I-A. ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO DO CPI-U.....	63
11 ANEXO I-B. ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO DO IPC.....	66
12 ANEXO II-A. ITENS CLASSIFICADOS COMO PRODUTOS DO CPI-U.....	69
13 ANEXO II-B. ITENS CLASSIFICADOS COMO PRODUTOS DO IPC.....	72
14 ANEXO III. GRÁFICOS E ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS.....	75
15 ANEXO IV. VALORES CRÍTICOS. TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS.....	78
16 ANEXO V. TESTES DE ESPECIFICAÇÃO.....	80

LISTA DE TABELAS

TABELA 4.1 - PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL.....	23
TABELA 4.2 - PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL E NOS EUA.....	25
TABELA 7.1 - TESTE DE D.P. PARA DUAS RAÍZES UNITÁRIAS.....	37
TABELA 7.2 - TESTE DE D.P. PARA UMA RAIZ UNITÁRIA	37
TABELA 7.3 - TESTE ADF.....	38
TABELA 7.4 - TESTE DF-GLS.....	39
TABELA 7.5 - TESTE KPSS.....	40
TABELA 7.6 – COMPARAÇÃO ENTRE OS TESTES ADF E KPSS	41
TABELA 7.7 – TESTE “ t ” DE RAIZ UNITÁRIA SAZONAL	43
TABELA 7.8 – TESTE “ F ” DE RAIZ UNITÁRIA SAZONAL.....	44
TABELA 7.9 – MODELOS ARIMA	45
TABELA 7.10 – PPC TRADICIONAL: TESTE DE COINTEGRAÇÃO VEC(1).....	47
TABELA 7.11- PPC TRADICIONAL, TESTES DE RESTRIÇÕES	47
TABELA 7.12 – PPC NOS COMERCIALIZÁVEIS: TESTE DE COINTEGRAÇÃO VEC(2)	50
TABELA 7.13- PPC NOS COMERCIALIZÁVEIS, TESTES DE RESTRIÇÕES	50
TABELA 7.14 – PPC MODIFICADA: TESTE DE COINTEGRAÇÃO VEC(3)	51
TABELA 7.15- PPC MODIFICADA, TESTES DE RESTRIÇÕES	53
TABELA 7.16- TESTE DE COINTEGRAÇÃO ZBRA E ZEUA.....	53

LISTA DE GRÁFICOS E FIGURAS

GRÁFICO 4.1- PRODUTIVIDADE DO TRABALHO NO BRASIL E NOS ESTADOS UNIDOS	26
GRÁFICO 7.1 – PPC TRADICIONAL. VEC(1) RELAÇÃO DE LONGO PRAZO	48
FIGURA 7.1- PPC MODIFICADA. $\beta'_i X_t$ E ESTIMATIVAS RECURSIVAS	52
FIGURA 7.2. FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA	54

RESUMO

A economia brasileira passou por um período de profundas transformações ao longo das duas últimas décadas do século vinte. As mudanças no ambiente econômico induzidas pela abertura comercial e financeira, reforma do Estado e estabilidade monetária, tiveram efeitos positivos sobre a eficiência produtiva. Neste trabalho são apresentadas evidências de que a diferença nos ganhos de produtividade entre a economia brasileira e a americana é variável relevante para explicar, no longo prazo, desvios em relação a taxa real de câmbio dada pela doutrina da Paridade de Poder de Compra (PPC).

A metodologia de cointegração de Johansen foi utilizada em busca de evidências da validade do efeito Balassa-Samuelson para a taxa de câmbio bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos no período de janeiro de 1978 a agosto de 2002. Para tanto, foi verificada a existência de cointegração entre as variáveis câmbio real e o relativo de preços dos não comercializáveis/comercializáveis para o Brasil e Estados Unidos, de acordo com a modificação feita por Dutton e Strauss (1997) à formulação tradicional da PPC. Esses relativos de preços foram construídos a partir de dados desagregados de índices de preços nos dois países e considerando-se os serviços como pertencentes ao setor dos não comercializáveis e produtos manufaturados aos dos comercializáveis. O procedimento de Johansen foi também aplicado para testar a validade da PPC na sua versão tradicional e dentro o setor dos comercializáveis somente.

Os testes apontam para a validade da PPC em todas as três versões consideradas. Entretanto, a versão tradicional não é rejeitada com a presença de uma tendência determinista no vetor de cointegração e essa não rejeição pode ser consequência da presença de uma variável integrada de segunda ordem na estimação. Para a versão modificada os testes apontam fortemente para existência de cointegração e para um ajuste melhor do modelo em relação à versão tradicional. A conclusão é de que o efeito Balassa-Samuelson é relevante para explicar movimentos de longo prazo da taxa de câmbio bilateral Real/dólar americano no período estudado.

ABSTRACT

The Brazilian economy underwent a period of major transformations during the last two decades of the twentieth century. The changes in economic environment induced by commercial and financial opening, reform of the State and monetary stability, had positive effects on production efficiency. In this work I present evidences that the differential in productivity gain between Brazil and United States is a relevant variable in explaining long run deviations of real exchange rate from the one given by the Purchasing Power Parity (PPP) doctrine.

The Johansen's co integration methodology was used in the search of evidence for the significance of the Balassa-Samuelson effect in the bilateral exchange rate Real/US dollar between January 1978 and August 2002. The existence of co integration between the real exchange rate and non-tradables/tradables goods relative prices for Brazil and U.S. was therefore verified, in accordance to Dutton and Strauss (1997) modifications to standard PPP. These non-tradables/tradables relative prices were built from disaggregated data of price indexes in both countries and considering services as the non-tradable sector and manufacturing goods as the tradable sector. Johansen procedure was also used in testing the validity of PPP in its standard version and amongst tradable goods sector only.

The test results point out the validity of PPP in all three cases considered. However, the standard version is not rejected in the presence of a deterministic trend in the co integration vector and this non-rejection might be due to the presence of a second order integrated variable in estimation. For the modified version, the results strongly indicate the existence of co integration and a better fit of the model compared to the standard PPP version. The conclusion is that the Balassa-Samuelson effect is relevant in explaining long run movements of the bilateral exchange rate Real/US dollar in the period studied.

1. Introdução

A Paridade de Poder de Compra (PPC) é uma proposição empírica, com bastante apelo intuitivo, e estipula que a relação de troca entre duas moedas, a taxa de câmbio, deve ser aquela que iguala o poder real de compra de cada uma dessas moedas.

As primeiras referências à PPC provêm do século XVI e têm como ponto de partida a idéia da “lei do preço único” (LPU), ou seja, de que a arbitragem internacional levaria à igualdade de preços dos produtos em diferentes países quando medidos em uma mesma moeda. Ainda no século XIX, David Ricardo e John Whetlay¹ se referiram à doutrina como uma derivação da teoria quantitativa da moeda sendo, portanto, um fenômeno monetário. No início do século passado, Gustav Cassel utilizou a PPC no debate acerca da taxa de câmbio adequada para as economias recém saídas da primeira guerra mundial. Cassel compartilhava a visão monetarista da PPC e argumentava que, em períodos de guerra, haveria um peso maior da expansão monetária no aumento dos níveis de preços das diferentes economias e a PPC seria uma aproximação adequada para avaliar as taxas de câmbio do pós-guerra (Samuelson, 1964). O principal diferencial na abordagem feita por Cassel reside no fato de que ele foi pioneiro no tratamento empírico do tema (Rogoff, 1996).

O presente trabalho procura testar a validade da PPC a partir de uma modificação dessa versão tradicional, estritamente monetarista, de modo a se levar em conta os efeitos econômicos reais sobre os preços e taxa de câmbio. O ponto de partida é o argumento de Paul Samuelson (1964) e Bela Balassa (1964) de que os movimentos nas taxas de câmbio refletem diferenças no nível de produtividade entre países e também entre setores distintos de uma mesma economia, o que ficou conhecido na literatura como efeito Balassa-Samuelson (BS) ou efeito do diferencial de produtividade.

Alguns autores argumentam que a PPC não deve ser entendida como uma teoria da determinação da taxa de câmbio². A controvérsia em torno dessa doutrina reside exatamente em seu caráter informal. Conforme Frenkel (1981, pág. 146) atesta: “... *ela não*

¹ Ver Frenkel (1977).

² A referência à PPC como teoria das taxas de câmbio, entretanto, é comum na literatura de modo que os termos “doutrina da PPC” e “teoria da PPC” serão usados alternativamente neste trabalho.

especifica os mecanismos pelos quais as taxas de câmbio são atreladas aos preços nem especifica precisamente as condições que necessitam ser satisfeitas para que a doutrina seja correta (...) e, desse modo, não deve ser entendida como uma teoria de determinação da taxa de câmbio”³.

Tampouco a doutrina estipula ser a PPC a única determinante da relação entre duas moedas, mas sim seu elemento mais importante, e incorpora a possibilidade de desvios temporários da taxa de câmbio observada daquela “ideal”, ou de equilíbrio, dada pela PPC (Officer, 1976). A partir dessa idéia, pode-se identificar três variantes principais: a PPC relativa, a absoluta e a de custos.

A PPC absoluta estabelece que a taxa nominal de câmbio de uma determinada economia, ou o preço da divisa estrangeira em termos de moeda local, é igual à razão entre os níveis dos preços doméstico e externo. Ou seja, sendo E, P^* e P a taxa nominal e os níveis dos preços externo e interno, respectivamente, temos que $E = P / P^*$ ou, tomando logaritmos, o que é mais comum, $e = p - p^*$.

Na versão relativa, a teoria não procura estabelecer um valor para a taxa de câmbio, mas uma regra de correção da taxa nominal para que se mantenha a taxa real em equilíbrio. Nesse sentido, a doutrina estipula que o preço da moeda estrangeira deve ser corrigido proporcionalmente à razão da taxa de crescimento do nível de preço dos dois países em relação a um período base de equilíbrio. Mais precisamente $\hat{P} = \hat{E} \hat{P}^*$ ou, em termos de logaritmos, $\hat{e} = \hat{p}^* - \hat{p}$ onde o sinal $\hat{}$ indica taxa de variação. A versão relativa possui a dificuldade de se estabelecer o ano base, não existindo parâmetros objetivos estabelecidos para tanto.

A versão de custos procura identificar na taxa de câmbio a relação entre os custos efetivos de produção entre os diferentes países. O preço da divisa estrangeira seria dado pela razão entre os custos de produção interno e externo, de modo a representar adequadamente a competitividade externa de um país. Existiria dessa forma uma paridade de custos que poderia ser calculada em termos absolutos, a partir dos custos efetivos de

³ Tradução minha.

produção. Sob determinadas hipóteses, essa versão se iguala a uma paridade de preços (Officer, 1976).

A simplicidade conceitual e a presunção de ser utilizada como orientadora adequada para políticas cambiais disseminaram a PPC, e a lei do preço único, muito além do meio da pesquisa econômica, principalmente nos meios político e jornalístico⁴. Mas essa popularidade se deve também à importância que seus componentes e implicações possuem para o dia a dia das pessoas e para as políticas governamentais. Afinal de contas, dentre os assuntos relacionados à PPC estão inflação e índices de preços, eficiência dos mercados internacionais, tanto de ativos quanto de bens, e de equilíbrio no Balanço de Pagamentos, somente para citar alguns exemplos.

Na década de 1970 do século XX, as economias centrais abandonaram as políticas de câmbio fixo e passaram por fortes processos de ajuste aos choques sofridos pela economia mundial. Os dois choques do petróleo e o choque de juros no início dos anos 80 impulsionaram o debate acerca do equilíbrio no balanço de pagamentos, da taxa de câmbio e sobre a efetividade da arbitragem internacional. Nesse contexto surgiram muitos trabalhos tanto de revisão teórica quanto de procura de evidências empíricas para a validade da PPC e da lei do preço único⁵.

No Brasil, ao longo de todo o último século, a discussão sobre regimes cambiais sempre possuiu papel importante no debate econômico. Isso decorre em grande parte do longo histórico de dificuldade em obter equilíbrio das contas externas que o país apresentou e das próprias características do nosso processo de desenvolvimento econômico.

No início do século XX, o setor cafeeiro exportador era o centro dinâmico da economia e responsável não somente pela capacidade de abastecimento interno, dependente em quase sua totalidade das importações, como pelo nível de renda interna.

A partir da década de 1930, o novo modelo de industrialização adotado, por meio de substituição de importações, dependia fortemente da geração de divisas para fazer frente às inversões necessárias à continuidade do processo. Até meados dessa década a

⁴ O índice “big-mac” publicado pela *The Economist* é o melhor exemplo disso

⁵ Ver Officer (1976), Rogoff (1996) e Sarno e Taylor (2002) para uma revisão geral da literatura sobre o tema

autoridade monetária teve o monopólio das transações envolvendo divisas com objetivo de equilibrar o balanço comercial. Durante o período de 1939-47, ocorreu a liberalização do mercado de divisas com a taxa nominal mantida estável, restrições a importações e acúmulo de reservas. No período pós-guerra, devido ao rápido escoamento das reservas acumuladas durante o conflito, novamente foram impostas restrições ao mercado de divisas e aplicada uma política de quotas para importações e exportações (Alves, Cati e Fava, 2001).

Nos anos 60 do século XX, houve um novo período de mercado livre de divisas. Apesar da política voltada para manutenção da estabilidade da taxa de câmbio nominal, houve uma valorização da taxa real. A política cambial adotada a partir de 1968 até o início de 1986 (não oficialmente), com a edição do plano cruzado, foi a de corrigir a taxa de câmbio de acordo com a PPC, tendo como objetivos principais evitar ataques especulativos contra a moeda nacional e estabilizar a remuneração do setor exportador (Zini, 1995). Os choques do petróleo, na década de 1970, e a crise dos juros e da dívida externa, nos anos 1980, mantiveram a discussão acerca da taxa de câmbio adequada.

Durante o período de 1986 a 1990, a política cambial passou por várias modificações. Os programas de estabilização Cruzado, em fevereiro de 1986, e Verão, em janeiro de 1989, se utilizaram do expediente do congelamento de preços, salários e da taxa de câmbio nominal na tentativa de eliminar o processo inflacionário. Nos dois casos a medida foi revogada por conta de desequilíbrios no Balanço comercial. Já o Plano Collor, lançado em março de 1990, apesar da forte recessão em que guiou o país, não impôs grandes restrições ao mercado de divisas (Alves, Cati e Fava, 2001).

Nos anos seguintes a 1990, o processo de abertura comercial e o aumento do influxo de capitais para o Brasil, com o conseqüente acúmulo de reservas internacionais, possibilitaram a formulação de um programa de estabilização, o plano Real, baseado na política chamada de “âncora cambial”. Os subseqüentes e sucessivos déficits comerciais apresentados mantiveram aceso o debate acerca do valor “correto” para a moeda nacional. Esse período foi caracterizado por uma valorização da taxa real até janeiro de 1999, quando a moeda nacional sofreu uma forte desvalorização. A partir de então a política cambial adotada tem sido de livre flutuação da taxa nominal.

Além da preocupação prática acerca da sua validade como instrumento de

orientação de política cambial, a relevância da doutrina da PPC é destacada pelo fato de ser ela utilizada como pressuposto teórico em vários modelos de ajustamento do setor externo.

O presente trabalho tem como objetivo testar, por meio da metodologia de cointegração de Johansen, a validade da doutrina da paridade de poder de compra para a taxa de câmbio bilateral Brasil/Estados Unidos, modificada pela inclusão do efeito BS. O período de estudo é de janeiro de 1978 a agosto de 2002, que engloba os anos subsequentes ao primeiro choque do petróleo até o período posterior à desvalorização do Real ocorrida em janeiro de 1999.

O trabalho se estrutura em oito partes, incluindo essa introdução. Na seção seguinte é apresentada uma revisão da literatura empírica acerca da teoria da paridade do poder de compra e da lei do preço único desde a década de 1970. Na terceira são mostradas algumas explicações teóricas mais comumente levantadas para falhas na PPC, o efeito Balassa-Samuelson e a literatura a respeito. A quarta parte trata da questão da evolução da produtividade no Brasil nas décadas de 1970 a 1990 com ênfase nas suas implicações para o modelo a ser testado. Neste sentido, uma breve comparação com a evolução da produtividade nos Estados Unidos se faz necessária, tendo em vista que o efeito BS trata desse diferencial. Na quinta seção é mostrada a metodologia de cointegração de Johansen. A sexta trata da base de dados, das variáveis utilizadas e da maneira como foram trabalhadas. Na sétima são apresentados os resultados da estimação e, por último, na oitava, as conclusões do trabalho.

2. Evidências empíricas da LPU e PPC

Dada sua simplicidade conceitual, os estudos sobre a PPC e LPU são geralmente empíricos, procurando evidenciar sua validade ao longo do tempo ou entre grupo de países e/ou regiões.

No que diz respeito à abordagem teórica, um dos principais temas estudados tem sido o efeito BS e a literatura daí derivada, que procura analisar esse efeito num contexto de equilíbrio geral⁶. O efeito BS, como principal objetivo desse trabalho, será discutido especificamente adiante.

2.1 Evidências na Lei do Preço único

Em paralelo aos testes que buscam evidências da validade da PPC, há diversos estudos que buscam testar a validade de seu pressuposto básico: a lei do preço único. Essa literatura procura, basicamente, determinar até que ponto ocorre convergência nos preços de produtos em diferentes mercados. Nesse sentido Isard (1977), utilizando dados desagregados de preços de produtos do setor industrial na Alemanha e Estados Unidos, no período 1968-1975, apresenta evidências da não validade da “lei do preço único” e sugere a impossibilidade da construção de índices de preços agregados que validem a PPC. Em geral os estudos acerca da validade da LPU apontam para os seguintes resultados⁷:

1. Existem desvios persistentes em relação à lei do preço único devido principalmente a mudanças na taxa de câmbio. Ou seja, o diferencial no preço dos produtos em diferentes países, medidos em uma mesma moeda, converge lentamente para zero;
2. Essa persistência ocorre inclusive no diferencial de preços de produtos idênticos exportados para países distintos;
3. Dentro de um mesmo país, grande parte do diferencial de preços de produtos similares pode ser explicada pela distância entre as cidades;

⁶ Asea. e Mendoza (1994).

⁷ A exposição a seguir basicamente compila a discussão nesta matéria contida em Rogoff (1996) e Sarno e Taylor (2002).

4. A volatilidade e persistência do diferencial de preços de produtos similares são aumentadas substancialmente comparando-se cidades próximas de países distintos (efeito fronteira);

Isso significa que a literatura empírica indica que a arbitragem internacional não é capaz de produzir, no curto prazo, a equalização no preço dos produtos, à exceção de um pequeno grupo de produtos bastante homogêneos. Dentre os motivos levantados para violações da LPU se destacam:

1. Existência de custos de transporte e outras barreiras ao comércio;
2. Fator “price to marketing”, no qual firmas oligopolistas impedem a arbitragem internacional por meio de limitações nas garantias de seus produtos comercializados em diferentes países ou no licenciamento para a comercialização desses produtos;
3. Não linearidade no processo de ajustamentos de preços não considerada nos modelos testados⁸.

De modo geral, a literatura sobre a LPU, ao negar a capacidade da arbitragem internacional de, no curto prazo, promover a equalização de preços por meio do comércio internacional, evidencia o caráter de relação de longo prazo atribuído a PPC.

2.2 Evidências na PPC

No que concerne aos testes para os preços agregados, ou seja, para a PPC, há uma grande quantidade de artigos na literatura desde a década de 1970.

Os primeiros testes empíricos procuravam verificar a validade de duas condições dadas implicitamente pela PPC. A partir da relação básica estipulada pela teoria entre a taxa de câmbio nominal e os níveis de preços interno e externo pode-se estimar a seguinte equação

⁸ Estas podem ser causadas pelas barreiras ao comércio e por componentes típicos do setor não comercializável em produtos comercializáveis, tal como aluguéis e impostos.

$$(1) e_t = \alpha + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \omega_t$$

onde ω_t é um termo aleatório. A magnitude e sinal dos coeficientes β_1 e β_2 estimados em (1) nos permitem testar a validade da PPC em sua versão absoluta. A primeira condição para a validade da doutrina é a de que os dois coeficientes tenham sinais opostos e mesma magnitude, condição de simetria, e a segunda de que ambos sejam, em módulo, iguais à unidade, condição de proporcionalidade. Para a versão relativa, a mesma equação é utilizada com as variáveis em primeiras diferenças e a condição adicional de que o termo constante seja igual a zero.

Frenkel (1981), utilizando dados das taxas de câmbio Dólar americano/Marco alemão, Dólar americano/Franco francês e Dólar americano/Libra, estima a equação (1) acima e compara os resultados obtidos para dois períodos de taxas flutuantes nessas economias: a década de 20 (que engloba um período de altas taxas de inflação na Alemanha) e a década de 70. Para o primeiro período há consistência entre os coeficientes estimados e as condições de simetria e proporcionalidade, o que não ocorre para o segundo. Observando a melhor performance para a PPC entre países europeus e com índices de preço no atacado, o autor atribui o “colapso” da PPC na década de 1970 a custos de transporte e outras barreiras ao comércio e ao fato de que a doutrina seria válida somente numa situação de constância na estrutura interna de preços das economias, isto é, quando a razão entre preços dos produtos transacionáveis e não transacionáveis permanecesse estável.

Com a disseminação da metodologia de testes de raízes unitárias para séries econômicas, os testes para validade da PPC passaram a se concentrar na estacionaridade da taxa de câmbio real, onde se destacam os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). O problema com esses testes de raízes unitárias é que possuem baixo poder e desse modo tendem a não rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária na série.

A equação (1) é o ponto de partida para os testes da PPC convencional baseados na metodologia de cointegração de Engle-Granger (1987). A existência de uma relação de longo prazo entre o câmbio nominal e os níveis de preço interno e externo significa que o termo ω_t na equação (1) deve ser estacionário. Se aceito o pressuposto de que as três variáveis citadas são integrados de primeira ordem, ou I(1), a validade da PPC pode ser

averiguada pela aplicação de testes de raízes unitárias nos resíduos estimados, $\hat{\omega}_t$.

Os estudos acerca da validade da PPC realizados com base nos testes de raízes unitárias deixaram resultados de certa forma embaraçosos para a doutrina. Pode-se dizer que há um determinado consenso na literatura (Rogoff, 1996):

1. A taxa de câmbio real tende à PPC somente no longo prazo;
2. A taxa de convergência é muito baixa, aproximadamente de 15% ao ano, o que representa uma meia-vida de três a cinco anos⁹;
3. As divergências de curto prazo em relação à PPC apresentam alta volatilidade;
4. A volatilidade de curto prazo é alta mesmo para bens homogêneos.

O embaraço para doutrina advém de duas controvérsias resultantes desses primeiros estudos empíricos. Em primeiro lugar, os testes freqüentemente não conseguiam rejeitar a hipótese de existência de uma raiz unitária para a série de câmbio real, indicando não haver convergência das taxas de câmbio para o suposto equilíbrio da PPC. Em segundo lugar há o “enigma da PPC”¹⁰. A baixa convergência no longo prazo pode ser atribuída a choques reais, de maior persistência no tempo, como preferências e tecnologia; esses fatores, entretanto, não explicam a alta volatilidade no curto prazo, mais ligada a fatores monetários, eficiência dos mercados internacionais, paridade de juros, ou a rigidez de preços nominais, etc. Duas questões são então colocadas:

1. Existe de fato uma convergência da taxa de câmbio para um equilíbrio estacionário, ou seja, a PPC é válida?
2. Como conciliar a alta volatilidade da taxa de câmbio no curto prazo, ligada a fatores monetários, com a extrema lentidão com que essa taxa converge para o equilíbrio?

⁹ Meia-vida é definida como o tempo gasto para dissipação de 50% do choque.

¹⁰ Tradução livre do termo “puzzle” utilizado por Rogoff (1996), que achei mais adequado que quebra-cabeça.

Pode-se dizer que as pesquisas realizadas na última década tentam responder a essas duas questões em aberto.

Quanto à primeira questão, uma das estratégias utilizadas mais recentemente é a de incrementar o poder dos testes de raízes unitárias pelo aumento no número de observações, tanto com uso de dados em painel quanto pelo uso de séries mais longas, e pela melhor especificação das equações estimadas. Além disso, novas metodologias de teste têm sido utilizadas; dentre essas se destaca a metodologia de cointegração de Johansen.

Pippenger (1993), utilizando a metodologia de cointegração de Engle-Granger, apresenta evidências a favor da PPC para dados mensais de 12 países, no período de janeiro de 1973 a junho de 1988, com a diferença de que as taxas de câmbio foram calculados com base no Franco Suíço ao invés do Dólar americano. O autor aponta ainda razões que teriam levado estudos anteriores a rejeitar a PPC no longo prazo, dentre as quais a imposição das condições de simetria e proporcionalidade, tais como custos de transporte e barreiras ao comércio.

OH (1996), utilizando dados da *Penn World Tables*, efetua testes do tipo ADF e acha evidências a favor da PPC para um painel de países do G-6 e OECD no período 1973-1989. Comparando esses resultados com os testes tradicionais para as séries individuais, o autor conclui que as rejeições anteriores da PPC foram causadas pelo baixo poder dos testes e que os resultados com uso de dados em painel apontam para a validade da doutrina no longo prazo. No mesmo sentido apontam Lothian e Tylor (1996) utilizando dados anuais para as taxas de câmbio reais Franco Francês/Libra e Dólar/Libra, construídas utilizando-se índices de preços no atacado, e para um período que chega a 200 anos, no caso dos EUA e do Reino Unido.

Resultados favoráveis à PPC são também apresentados por Jorion e Sweeney (1996) que utilizam diversos modelos SUR¹¹ e dados do FMI para um grupo de 10 países industrializados e testam a hipótese de raiz unitária nas séries de câmbio real. Além disso, comparam a capacidade de previsão de quatro modelos distintos, dois modelos de passeio aleatório, com diferentes termos deterministas, e dois modelos auto regressivos, nos quais é

¹¹ Seemingly unrelated regressions, modelo multivariado do tipo $y_i = x_i\beta + \epsilon_i$ em que as i equações são relacionadas somente pela estrutura de variância e covariância do termo ϵ_i . No caso, o autor estimou modelos do tipo $R_{i,t} = \alpha_i + \alpha'_i D + R_{i,t-1}\beta + \gamma_i t + \epsilon_i$ que permitem constante, tendência, e uma *dummy* para quebra estrutural e R é a taxa de câmbio real.

permitida a reversão à média da taxa de câmbio real. Os autores concluem que esses últimos apresentam, sistematicamente, melhor performance em relação aos primeiros, principalmente no longo prazo. A qualidade do ajuste é averiguada pela raiz do erro quadrático médio da previsão.

Papell (1997) argumenta que diversos estudos que rejeitaram a hipótese de raiz unitária para o câmbio real consideram períodos de políticas cambiais distintas e utilizam índices que possuem maior peso de produtos transacionáveis, mais suscetíveis à arbitragem internacional e, portanto, a aceitar a PPC. Com dados do FMI, para um período de 23 anos, o autor efetua testes de raízes unitárias para um painel de 20 países industrializados, e subconjuntos desses países, para taxa de câmbio em relação ao Dólar e em relação ao Marco. Os testes de painel foram estimados usando FGLS para levar em conta possível correlação serial nos resíduos. Os resultados revelam pequena evidência a favor da PPC no longo prazo com uma maior rejeição da hipótese nula para painéis menores, para dados mensais e para taxas calculadas em relação ao Marco Alemão. Quanto a esse último fato, o autor argumenta que é coerente com a grande quantidade de países europeus na amostra, mais integrados economicamente com a Alemanha que com os EUA.

O'Connel (1998) argumenta que os testes de painel que reportam forte evidência a favor da doutrina da PPC falham ao não considerar eventual dependência entre as taxas de câmbio dos diferentes países. Tomando como exemplo as taxas de câmbio Franco/Dólar e Marco/Dólar, o autor argumenta que elas são naturalmente correlacionadas dado que possuem, por construção, dois componentes comuns: a variação do valor da moeda e do índice de preços dos Estados Unidos. Nos testes realizados com controle para essa dependência, não acha evidências da validade da PPC.

Analisando uma série de questões econométricas para testes de raízes unitárias, tanto em painel quanto em séries de tempo, Boyd e Smith (1999) encontram evidências favoráveis à PPC no longo prazo, conforme literatura na área. Entretanto, discordam das estimativas de velocidade de ajustamento da ordem de 15% ao ano, principalmente no caso de dados em painel. Argumentam que, à exceção dos casos em que haja um longo período de observações e os parâmetros estruturais sejam constantes, as estimativas dos coeficientes possuem diversas fontes de viés e são sensíveis à especificação e método de estimação. No que concerne a séries de tempo, concluem que nos modelos mais parcimoniosos (ADF na taxa

de câmbio real, por exemplo), a raiz unitária pode não ser rejeitada devido a erros de medida ou má especificação dinâmica (defasagens da variável dependente). Por outro lado, modelos mais flexíveis também podem ter a hipótese nula não rejeitada dada uma redução no poder do teste devido à parametrização excessiva. Os autores ainda indicam que, devido a erros de medida, o modelo deve permitir uma tendência na cointegração do câmbio nominal com o diferencial de preços.

Utilizando os mesmos dados de Lothian e Tylor (1996), Cuddington e Liang (2000) rejeitam a estacionaridade da taxa de câmbio Dólar/Libra em decorrência de que, no teste ADF, os primeiros não teriam usado defasagens suficientes e, principalmente, de terem rejeitado a hipótese de não estacionaridade das séries de taxa de câmbio real com a inclusão de uma tendência determinista nas equações estimadas. Em resposta, Lothian e Tylor afirmam que: a) o número de defasagens encontrado por Cuddington e Liang é implausível tanto do ponto de vista econômico quanto estatístico; b) suas estimações no teste ADF consideram uma possível heteroscedasticidade não levada em conta por Cuddington e Liang, o que invalidaria o resultados deles; c) a tendência determinista, apesar de estatisticamente significativa, explica somente em 0,16% por ano as variações da taxa Dólar/Libra, o que não invalida o uso de um simples AR(1) como primeira aproximação para as séries no período estudado; e d) considerando a evolução econômica dos dois países, é razoável supor que efeitos reais, tal como o efeito BS, se fariam sentir na estimação. Além disso, argumentam que a inclusão de uma tendência diminui pela metade a meia-vida estimada para os choques, agindo no sentido de resolver o “enigma da PPC”, fortalecendo os resultados encontrados.

Num painel de 20 países e para um período de mais de um século, tendo como variável o câmbio real bilateral em relação aos EUA e em relação a uma cesta de moedas, Taylor (2002) produz evidências favoráveis à PPC. O autor apresenta duas abordagens para o problema. Na primeira, utiliza um teste de cointegração baseado no método de Johansen. Na outra, apresenta um teste DF-GLS¹². Em ambos os casos a hipótese favorável à PPC é aceita, necessariamente com inclusão de uma tendência no teste de cointegração e com sua aceitação no teste DF-GLS. A partir daí o autor assume estacionaridade ao longo de uma tendência das séries de câmbio real e procura investigar as fontes de desvios desse equilíbrio ao longo do

¹²Segundo o autor o teste de cointegração é tirado de Taylor e Sarno (1998) e o teste ADF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996).

século XX¹³. Procurando diferenciar as causas entre persistência (variação na meia-vida) e incidência de choques nas séries, o autor apresenta evidências de que são esses últimos os responsáveis pelos desvios da PPC no período, concluindo que “desvios da PPC são sempre e em todo lugar um fenômeno monetário”¹⁴.

Os estudos empíricos com dados brasileiros têm sido no sentido de rejeitar a validade da PPC. Zini (1995) conclui que, no período de 1968 a 1986, a política de desvalorização com base na PPC levou ao desalinhamento da taxa de câmbio.

Pastore, Blum e Pinotti (1998), utilizam os testes de Philips-Perron e Dickey-Fuller aumentado para testar a hipótese de que a taxa de câmbio real possui uma raiz unitária e testes baseados na metodologia de cointegração de Johansen para a hipótese nula de que os desvios de qualquer combinação linear entre os índices de preço interno e externo e a taxa de câmbio nominal são permanentes. Com dados mensais de 1959 a 1996 (diversas sub amostras) e utilizando diferentes deflatores para o cálculo do câmbio real (IPC-FIPE, INPC e IPA), os autores concluem pela não validade da PPC no curto prazo, sendo os resultados sensíveis ao deflator utilizado, principalmente o IPA (maior presença de bens internacionais). Os autores concluem ainda que o processo de abertura comercial dos anos 90 pode ter quebrado a relação de longo prazo entre câmbio real e índice de preços ao consumidor devido a deslocamentos provocados na demanda por importações.

Alves, Cati e Fava (2001) utilizam a metodologia de cointegração fracionária para testar validade da doutrina da PPC no Brasil para os períodos de 1855 a 1990 e 1885 a 1996. Os resultados não suportam a validade da PPC absoluta, mas são favoráveis à validade da versão relativa no longo prazo.

Quanto à segunda controvérsia, o “enigma da PPC”, a literatura parece indicar a necessidade de melhor especificar as equações estimadas, principalmente com inclusão de ajustes não lineares para as séries estudadas e com a diminuição no grau de agregação dos dados.

Os custos de transporte e barreiras ao comércio internacional implicam a

¹³ Os desvios em relação às séries “filtradas” da tendência.

¹⁴ Tradução minha.

existência de custos de transação para arbitragem internacional. Para pequenos desvios em relação à taxa dada pela PPC, o custo marginal da arbitragem excede o respectivo benefício marginal, de modo que a taxa de câmbio real poderia seguir um processo não estacionário. A partir de certo ponto a situação se inverteria, estimulando a arbitragem internacional, e a taxa de câmbio real passaria para um regime de reversão ao equilíbrio da PPC. Esse tipo de modelagem não linear é conhecido na literatura como modelos TAR (*threshold autoregression*). Uma modelagem bem geral para esse tipo de ajuste, no âmbito da cointegração (*threshold cointegration*), e que permite assimetria no processo de correção dos desvios e defasagem temporal para que este se inicie, é dada por Balke e Fomby (1997):

$$(2) \quad y_t + \alpha x_t = z_t \quad e$$

$$(3) \quad z_t = \begin{cases} \mu^u + \rho^u(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^u, & \theta^u < z_{t-d} \\ \mu^m + \rho^m(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^m, & \theta^l \leq z_{t-d} \leq \theta^u \\ \mu^l + \rho^l(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^l, & \theta^l > z_{t-d} \end{cases}$$

onde z_t é a combinação linear estacionária entre y e x , $\rho^i(L)$ são polinomiais nas defasagens de z , ε_t^i tem média zero e desvio padrão σ^i e $i = l, m, u$. O parâmetro θ define a mudança de regime e d a defasagem de atuação no processo de correção dos erros. O respectivo modelo de correção de erros seria dado por

$$(4) \quad \Delta X_t = \mu_x^i + C^i(L)\Delta X_t + \gamma^i z_{t-1} + v_t^i \quad i = l, m, u$$

onde $\gamma^i z_{t-1}$ é o termo de correção de erros. A estacionaridade do modelo é dada pelas características do sistema fora do intervalo $\theta^l \leq z_{t-d} \leq \theta^u$ e depende não somente dos parâmetros de correção de erros, ρ e γ , mas também do termo de intercepto μ .

Baseados em experimentos de Monte Carlo, os autores comparam o poder dos testes tradicionais em dados gerados de acordo com a especificação acima (com $(L) = d = 1$) e lineares. A conclusão é de que os métodos tradicionais ainda apresentam performance razoável para detectar a existência da relação de longo prazo. A perda de poder dos testes é

acentuada com aumento de θ , de modo que a presença de não linearidade afeta esses testes quanto menor for a predominância do regime de reversão à média na amostra. Um procedimento em dois estágios para o teste cointegração não linear é proposto. No primeiro, é testada a existência de cointegração entre as variáveis consideradas com utilização das metodologias tradicionais (Engel-Granger e Johansen). Na segunda etapa, as observações em z_t são arranjadas em ordem crescente de valor, e não de tempo, de modo que a existência de quebras estruturais nessa variável modificada evidenciam a natureza não-linear da série original.

Taylor (2001) faz uma série de simulações para averiguar os efeitos sobre da utilização de uma especificação linear na estimação de um DGP tipo TAR, utilizando diferentes níveis de agregação nas séries construídas. Os resultados indicam que os dois problemas geram um considerável viés para cima na estimação da meia-vida dos desvios dos preços em relação a PPC. Além disso, intensificam o problema de poder dos testes de raízes unitárias tradicionais, se bem que estes podem ser anulados, segundo o autor, se suficiente número de observações for incluído na amostra.

A especificação apresentada acima permite mudanças de regime de forma abrupta. A utilização de índices de preços agregados e a existência de agentes heterogêneos, entretanto, indica que a mudança de regimes pode ser mais bem descrita por um modelo de transição suave (modelos STAR), no qual a reversão à média se intensifica quanto maior o desequilíbrio na taxa de câmbio real. Seja q_t a taxa real

$$(5) [q_t - \mu] = \sum_{j=1}^p \beta_j [q_{t-j} - \mu] + \left[\sum_{j=1}^p \beta_j^* [q_{t-j} - \mu] \right] \Phi[\theta; q_{t-d} - \mu] + \varepsilon_t$$

onde $\Phi[.]$ é uma função de transição (geralmente exponencial, modelo ESTAR) limitada entre zero e um e que determina o grau de reversão à média, com o parâmetro θ dando a velocidade de transição.

Taylor, Peel e Sarno (2001) utilizam testes por meio de simulações de Monte

Carlo e concluem que testes para raízes unitárias para sistema de várias variáveis¹⁵ são mais poderosos que os testes tradicionais em rejeitar uma falsa hipótese nula na presença de ajuste não linear. Os autores analisam a taxa de câmbio real bilateral em relação ao Dólar americano da Libra, do Franco francês, do Marco alemão e do Yen japonês, para o período de janeiro de 1973 a dezembro de 1996, e acham evidências favoráveis a PPC. Além disso, por meio de simulações dinâmicas no modelo estimado, os autores mostram que, com a utilização de especificação ESTAR, somente choques de pequena magnitude produzem meia-vida entre três e cinco anos, sendo a velocidade de convergência bem maior para choques de maior intensidade.

Apesar de reconhecer a relevância das abordagens não lineares, o presente trabalho se restringirá aos testes tradicionais de raízes unitárias e cointegração. Conforme será mostrado a seguir, há um diferencial significativo na evolução da produtividade no Brasil e nos Estados Unidos, de modo que pode ser considerado razoável pressupor que, mesmo sob um DGP não linear, as variáveis de interesse, no período estudado, estiveram preponderantemente num regime de reversão à média, diminuindo os efeitos da não linearidade sobre os testes tradicionais, de acordo com Balke e Fomby (1997). Além disso, dada a perda de poder dos testes tradicionais num DGP não linear, uma eventual rejeição da hipótese de não cointegração reforçaria evidências da validade do efeito BS para a taxa de câmbio Brasil/Estados Unidos no período.

¹⁵ Os autores utilizam os testes MADF e JLR descritos em Taylor e Sarno (1998).

3. Críticas à PPC e o efeito Balassa-Samuelson

Dentre as razões básicas apontadas como causas para fricções na PPC, há, em primeiro lugar, a questão dos índices de preços e seus erros de medida. Como argumenta Samuelson (1974), os índices de preço tradicionalmente utilizados, do tipo Laspeyres e Paasche, nos dão tão somente os limites superior e inferior da variação do poder de compra real da moeda. Na comparação entre dois países, a diferença de estrutura de ponderação utilizada no cálculo desses índices invalida a igualdade entre as respectivas taxas de variação. Não obstante, esses índices são as melhores *proxies* que temos para medir o fenômeno desejado. Erros de medida podem ocorrer no processo de levantamento de dados para o cálculo dos índices finais.

Custos de transporte e a existência de barreiras ao comércio internacional, tanto tarifárias quanto não tarifárias, são impedimentos ao livre fluxo de bens. Os dois casos implicam a existência de uma banda de inação para a arbitragem internacional dos preços e, desta forma, desvios em relação à LPU. Nessa linha, Rogoff (1996) analisa a contradição existente entre a alta volatilidade das taxas de câmbio observada no curto prazo e as estimativas que indicam que os efeitos de choques exógenos se dissipam muito lentamente e conclui pela existência de barreiras à arbitragem de modo que “*O mercado internacional de bens é altamente integrado, mas ainda não chega perto do nível de integração dos mercados domésticos de bens.*” (Rogoff, 1996, pág. 665)¹⁶.

Essas considerações levam alguns autores a sugerir que as condições de simetria e proporcionalidade não devem ser impostas ao se testar a validade da PPC. As duas restrições se baseiam nos pressupostos de inexistência de barreiras ao comércio e índices de preços calculados identicamente, sem erros de medida. Levados em consideração, esses fatores determinam uma forma fraca da PPC, onde a única restrição seria de que os coeficientes dos preços na PPC tenham sinais opostos, sem restrições quanto à sua magnitude.

Outra crítica aponta para a direção da relação causal entre preços e taxa de câmbio. Na PPC essa direção é tomada como sendo no sentido dos preços para o câmbio, havendo estudos que apontam na direção oposta. Os fluxos de capital também são apontados

¹⁶Tradução minha.

como fator de desvio da taxa de câmbio em relação à doutrina da PPC.

Por fim, há as críticas acerca da não inclusão pela doutrina de efeitos econômicos reais, mas que são captados pelos índices de preços utilizados (Officer, 1976), assunto que tratarei a seguir.

Paul Samuelson (1964) e Bela Balassa (1964) argumentam que, contrariamente ao pressuposto pela visão monetarista da PPC, os movimentos nas taxas de câmbio refletem diferenças no nível de produtividade entre países e também entre setores distintos de uma mesma economia. O argumento pressupõe que a arbitragem internacional vale para os produtos comercializáveis, igualando o preço desses produtos internacionalmente. A mobilidade interna da mão-de-obra age no sentido de elevar o salário dos setores menos produtivos e anular o diferencial de salários dentro de cada economia. Assumindo que preços igualam custos marginais, a igualdade salarial se refletirá nos preços do setor menos produtivo. Se os ganhos de produtividade tendem a ser mais significativos nos setores ligados ao comércio exterior, então os preços nos setores que não participam do comércio internacional tendem a ter crescimento relativo maior, pressionando para cima o nível de preços agregado da economia. Esse efeito será tão mais intenso quanto maior for o diferencial de produtividade entre os setores. A medida da taxa de câmbio real pela PPC, ao desconsiderar esse efeito da produtividade sobre os níveis de preço, tenderia a sobrevalorizar a moeda do país mais produtivo.

Os bens manufaturados tendem a ser os de maior participação no comércio internacional e os países mais ricos tendem a ser mais eficientes na produção desses bens (sujeitos a inovação tecnológica) em comparação com os não comercializáveis, basicamente serviços. Dessa forma existe uma maior pressão para o aumento do nível geral de preços nesses países, oriundo de um aumento salarial no setor de serviços que não se beneficia da redução de custos gerada pelo aumento de eficiência. A relação de troca entre duas moedas, em valores do país menos produtivo, calculada a partir do preço relativo dos não comerciáveis, apresentaria um valor inferior ao que seria dado pela PPC.

De acordo com Asea e Corden (1994) o ponto central dos artigos de 1964 foi ter identificado o diferencial do crescimento de produtividade entre os dois setores, comercializáveis e não comercializáveis, como instrumento de alteração na estruturas de

preços de uma economia. Ao trabalhar com o modelo proposto trinta anos antes num contexto mais geral, com dois fatores de produção, dois setores, função de produção homogênea e pleno emprego, os autores chegam a dois resultados principais: a) numa pequena economia aberta, os salários são inteiramente definidos pela produtividade do trabalho no setor dos comercializáveis; e b) a estrutura de preços interna depende do diferencial de produtividade entre os dois setores. Indo além, os autores identificam a riqueza do efeito BS em racionalizar fatos empíricos verificados ao longo do tempo, principalmente nas pesquisas do Programa Internacional de Comparação das Nações Unidas e concluem que “a teoria como proposta por Balassa e Samuelson é útil em explicar desvios de longo prazo da PPC e uma grande variedade de fenômenos econômicos similares”.

Asea e Mendoza (1994), baseados num modelo intertemporal de equilíbrio geral, examinam duas previsões do efeito BS. Analisando dados de 14 países da OCDE, encontram evidências de que o diferencial de produtividade entre os dois setores explica o preço relativo interno dos não comercializáveis¹⁷ mas a diferença desses últimos entre os países é só parcialmente explicada por desvios em relação a PPC. Este último resultado é interpretado como não validade da PPC para os comercializáveis. Outra explicação, entretanto, seria de que ganhos de produtividade se dissipam no longo prazo, tendendo a anular o diferencial de produtividade entre países. Resultado semelhante é obtido por Canzoneri, Cumby e Diba (1999), que usam um painel de 13 países da OCDE para testar se o preço relativo interno dos não comercializáveis em cada país reflete o diferencial de produtividade do trabalho entre os dois setores e se a PPC vale para os comercializáveis.

Resultados favoráveis ao efeito BS são fornecidos por DeLoach (2001) que utiliza a metodologia de Johansen para verificar se há cointegração entre o preço relativo interno dos não comercializáveis, calculado como a diferença do logaritmo do índice de preços ao consumidor e do índice de preços no atacado, e o produto real, conforme previsto pelo efeito BS.

É nesse sentido que Dutton e Strauss(1997) utilizam a razão índice de preços dos bens não comercializáveis/índice de preços dos bens comercializáveis para explicar os desvios da taxa de câmbio em relação a PPC. Os autores partem do pressuposto de que a arbitragem é mais efetiva para os bens comercializáveis, para esses valendo a lei do preço

¹⁷ Este é a razão entre o preço dos comercializáveis e dos não comercializáveis dentro de uma mesma economia.

único, ou seja,

$$(6) \eta_t = e_t - (p_t^C - p_t^{C*}),$$

onde e_t é o logaritmo natural (log) da taxa de câmbio nominal, p_t^C é o log do nível de preço doméstico dos bens comerciáveis e p_t^{C*} o mesmo referente aos preços externos. Desse modo η_t é um termo estacionário de média zero.

A taxa de câmbio real “ q_t ” é calculada da forma usual, ou seja,

$$(7) q_t = e_t - (p_t - p_t^*),$$

onde p_t e p_t^* são os logaritmos do nível de preço doméstico e externo, respectivamente. A PPC implica em q_t ser estacionário de média zero. Os preços são definidos da seguinte forma:

$$(8) p_t = (1 - \alpha)p_t^C + \alpha p_t^N,$$

$$(9) p_t^* = (1 - \alpha^*)p_t^{C*} + \alpha^* p_t^{N*},$$

onde p_t^N se refere aos preços dos bens não comerciáveis, α é a participação do setor desses bens na economia e o sinal * indica a variável em relação à economia externa.

Definindo as variáveis $z_t = p_t^N - p_t^C$ e $z_t^* = p_t^{N*} - p_t^{C*}$ e substituindo (8) e (9) em (6) temos:

$$(10) \eta_t = e_t - (p_t - p_t^*) + \alpha z_t - \alpha^* z_t^* \Rightarrow \eta_t = q_t + \alpha z_t - \alpha^* z_t^*,$$

que representa a existência de uma combinação linear estacionária de média zero entre o

câmbio real e os preços relativos dos bens não comerciáveis, em outras palavras, essas variáveis seriam cointegradas.

Do que foi apresentado acima, pode se dizer que a literatura possui um certo consenso na validade da PPC no longo prazo, mas não possui ainda elementos que permitam esclarecer o “enigma da PPC” levantado por Rogoff (1996). Se por um lado o uso de dados em painel aumentou o poder dos testes de raízes unitárias, por outro também possui questões em aberto, principalmente no que se refere à velocidade de ajuste, ou meia-vida, estimada. Os caminhos mais promissores parecem ser de melhorar a especificação dos modelos a fim de contar com eventuais não linearidades e incluir novos elementos que justifiquem os desvios da taxa de câmbio em relação à PPC.

Neste trabalho será utilizada a abordagem de Dutton e Strauss (1997) para testar a influência do efeito BS na taxa de câmbio real entre a moeda brasileira e o dólar americano. É pressuposto que há uma alta correlação entre os índices disponíveis e a real variação no preço das moedas de modo que a trajetória entre eles seja bastante semelhante. Diferentemente dos trabalhos acima, este trata de dois países bem distintos no que se refere à produtividade, de modo que espero uma maior intensidade do efeito BS na taxa de câmbio bilateral.

4. Ganhos de produtividade

4.1. Ganhos de produtividade no Brasil

Durante a década de 1990 a indústria brasileira passou por um processo de reestruturação. Este se iniciou com a abertura econômica no começo da década, um dos primeiros passos dados pela economia brasileira na tentativa de reformular seu modelo de desenvolvimento, claramente inadequado frente às alterações na estrutura econômica mundial ocorridas desde a década de 70. A resposta dada pelo setor industrial brasileiro parece ter sido positiva. A economia brasileira como um todo, e o setor industrial em particular, foi capaz de obter ganhos significativos de produtividade em toda a década de 1990.

O ambiente econômico do início da década passada foi de mudanças na organização das empresas como resposta, principalmente, à ameaça do aumento de competição que a abertura comercial geraria. E é reflexo interno da evolução técnica que ocorre em nível mundial. Flexibilização, terceirização, *downsizing* são práticas empregadas externamente e se refletem internamente. No início do processo, as características atípicas da economia brasileira, com altas taxas de inflação e alta verticalização na produção de vários setores industriais, inibiram os efeitos da redução tarifária iniciada em 1990. Entretanto, havia a percepção clara de que essa situação de excepcionalidade não persistiria e que se faziam necessários fortes ajustes gerenciais, redefinição do foco das atividades e melhoria na seleção de produtos. A partir de 1994, com o plano Real, a indústria avançou para uma fase em que o processo passou a incorporar novas tecnologias poupadoras de trabalho, dada a facilidade gerada para importação de equipamentos e insumos (Castro, 2001).

Ao longo da década de 1990, as mudanças em nível gerencial, otimização dos processos e logística, aumentaram a eficiência no uso dos recursos, ou seja, na Produtividade Total dos Fatores, a PTF. Os processos de abertura e reestruturação possibilitaram melhor utilização dos insumos e melhor qualidade do produto. Estes ganhos de competitividade e menores custos de produção foram fatores importantes para contrabalançar a valorização do Real e as altas taxas de juros vigentes no período pós 1994 (Bonelli e Fonseca, 1998).

No que se refere à produtividade do trabalho, o aumento nas taxas de

crescimento observado nos anos noventa do século passado é uma inflexão em relação à trajetória declinante observada desde a década de 1970 até fins da década de 1980, conforme mostrado na tabela 4.1. Os dados apontam claramente para a reversão na tendência de queda. Dentre as causas desse surto de crescimento estão a queda nas horas pagas na indústria, principalmente após metade de 1995, troca de mão de obra por capital, substituição de matérias primas nacionais por importadas e difusão de novas técnicas organizacionais.

Tabela 4.1 - Produtividade do trabalho no Brasil

Período	Taxas médias de crescimento - %
1971 a 1973	5.59
1974 a 1980	1
1981 a 1985	0.34
1986 a 1989	0.25
1991 a 1997	8.5

Fonte: Bonelli e Fonseca (1998)

Os indícios para ganhos de eficiência de todos os fatores são semelhantes. A PTF para toda economia apresenta altas taxas de crescimento nos anos 70, queda nos anos 80 e recuperação no início dos anos 90, fruto da diminuição no uso do insumo trabalho na recessão daquele período, que continuou até 1997. A produtividade do trabalho foi o principal fator de aumento da PTF no período de 1993 a 1997, explicando aproximadamente 2/3 do crescimento do produto potencial. Para a indústria de transformação, a evolução da PTF se aproxima da medida para a economia como um todo, mas com magnitudes mais baixas. Mesmo assim, para os anos de 1993 a 1997, a taxa de crescimento da PTF é de 5%, bem maior que o padrão histórico da economia brasileira desde 1970. De novo, é a produtividade do trabalho que explica a maior parte desses ganhos de eficiência (Bonelli, 2002).

No setor agrícola, a trajetória é bem diferente. Durante toda a década de 80 o setor apresentou crescimento com grandes aumentos de produtividade. Esse comportamento é desigual entre diferentes culturas, com produção das *commodities* agrícolas apresentando taxas mais elevadas que as culturas não comercializáveis. Aqui também foi a produtividade do trabalho que mais contribuiu para o crescimento da eficiência total do setor (Bonelli e Fonseca, 1998).

Do ponto de vista da produtividade setorial, temos que a taxa média de

crescimento entre todos os 42 setores das contas nacionais, para o período 1990 a 2000, é de 3,49%. 17 setores, sendo 15 industriais, apresentaram taxas de crescimento na produtividade do trabalho acima dessa média. Os setores de comunicação e utilidades públicas são as exceções e aparecem em 1º e 3º lugares por ordem decrescente de ganhos de eficiência. 19 setores, dentre os quais 11 setores manufatureiros apresentaram taxas abaixo dessa média, porém positivas. Os financeiros e transportes estão nesse grupo bem como o setor de construção civil. Além desses, os setores da administração pública, negócios imobiliários e agrícolas apresentaram crescimento positivo abaixo da média. Por último estão seis setores, quatro sendo serviços, que apresentaram taxas negativas de crescimento da produtividade do trabalho. Os setores da indústria de plásticos e roupas e acessórios estão nesse grupo. Os ganhos de produtividade apresentados se devem a incrementos reais de eficiência, com a proporção de empregos mantida constante, e não decorre do fluxo de mão de obra dos setores de baixa para os de alta produtividade. A exceção é o setor de comunicações que teve aumento do emprego e produtividade. O reverso ocorrendo com agricultura e construção (baixa produtividade e perdendo mão de obra). Não houve convergência da produtividade no período tendo aumentado o diferencial de produtividade entre o setor mais produtivo e o menos produtivo (Bonelli, 2002).

Para os fins deste trabalho, entretanto, os ganhos de produtividade no Brasil ao longo das décadas de 1970, 1980 e 1990 devem ser analisados vis-à-vis a mesma medida para economia americana, haja vista que o efeito BS trata exatamente do diferencial de produtividade entre duas economias.

4.2.Ganhos de Produtividade nos EUA

A produtividade do trabalho nos Estados Unidos também apresentou uma forte alta a partir da metade da década de 1990. A taxa de crescimento média para o período 1973/95 foi de 1,3% ao ano. Para o período de 1995/99 essa mesma taxa praticamente dobrou, passando para 2,5 % ao ano (Stiroh, 2001). Comportamento similar apresentou a PTF cuja taxa média de crescimento anual aumentou de 0,34% no período 1973/95 para 0,99% no período 1995/98. Essas taxas de crescimento apresentadas no período, tanto da PTF quanto da produtividade do trabalho, podem ser atribuídas ao desenvolvimento e rápido crescimento da tecnologia da informação, ou seja, de investimentos em computadores, *softwares*,

equipamentos para comunicação e seu consumo como produtos finais. Esse aumento da tecnologia induz ao uso mais intensivo de capital, e de melhor qualidade, gerando ganhos de eficiência para a mão de obra. Os setores com maior crescimento médio da produtividade do trabalho no período de 1958/96 foram os setores ligados à tecnologia da informação, máquinas e equipamentos para indústria e equipamentos elétrico-eletrônicos, com taxas médias anuais de 3,15% e 4,08% respectivamente. Os serviços de comunicação também apresentaram crescimento significativo, à taxa média anual de 3,93% (Jorgenson e Stiroh, 2000)¹⁸.

4.3. Comparativo Brasil x EUA

Pelo acima exposto vemos que durante as décadas de 1970 a 1990, tanto o Brasil quanto os Estados Unidos passaram por alterações significativas na sua estrutura econômica e apresentaram grandes aumentos de produtividade ao longo da última década. Aparentemente, a magnitude dos ganhos de produtividade no Brasil nos anos seguintes a 1990 foi superior àquela dos Estados Unidos, o inverso valendo para a década de 1980. O gráfico 4.1¹⁹ apresenta a evolução da produtividade do trabalho para o setor manufatureiro, definida como produto por horas trabalhadas, dessas duas economias ao longo do período de janeiro de 1985 a março de 2001. A tabela 4.2 apresenta a mesma comparação para um período mais longo.

Tabela 4.2 - Produtividade do trabalho no Brasil e nos EUA

P e r í o d o	B r a s i l	E U A
1 9 7 5 - 1 9 8 0	1 , 9 4	2 , 3
1 9 8 0 - 1 9 8 5	- 2 , 8 3	2 , 8
1 9 8 5 - 1 9 9 0	- 0 , 6 8	2 , 6
1 9 9 0 - 1 9 9 5	7 , 1 9	3 , 2
1 9 9 5 - 2 0 0 0	8 , 3 1	4 , 3

Os dados para os EUA foram calculados da série MPU300001 do BLS. Taxas médias anuais

¹⁸ A causas para o aumento da produtividade nos EUA não são consensuais. Ver Nordhaus (2001).

¹⁹ O gráfico foi construído com base em cálculo próprio a partir dos dados do BLS, Federal Reserve Board of Governors para as horas trabalhadas no setor manufatureiro e para o produto industrial real nos EUA. Para o Brasil os dados são pessoal ocupado na indústria e índice de quantum da produção industrial, ambos do IBGE.

Gráfico 4.1- Produtividade do trabalho no Brasil e nos Estados Unidos

A tabela 4.2 e o gráfico 4.1 indicam que há efetivamente um diferencial de produtividade entre a economia brasileira e americana no período de 1975 a 2000. Pode-se perceber nas duas curvas acima um forte componente cíclico, muito provavelmente associado a componentes sazonais. A seguir, é apresentada a metodologia econométrica a ser utilizada no trabalho.

5. A metodologia de Johansen para cointegração

Duas variáveis são ditas cointegradas se possuem a mesma ordem de integração e existe uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Expandindo para o caso de mais de uma variável, seja X_t um vetor $N \times 1$. X_t é cointegrado de ordem “ d, b ”, $X_t \sim CI(d, b)$ se todas as variáveis em X_t forem $I(d)$ e existir um $Z_t = \beta' X_t$ que seja estacionário, ou seja $Z_t \sim I(d-b)$, com $b > 0$. No caso particular de cointegração entre variáveis integradas de primeira ordem, temos que $d = 1$ e $d - b = 0$. O caso de variáveis integradas de primeira ordem é o mais comum em economia. A explicação a seguir, portanto, trata dessa condição.

O procedimento proposto por Johansen admite a análise para duas ou mais séries $I(1)$. O ponto de partida é o teorema de representação de Granger. Esse teorema diz que todo vetor X_t de variáveis cointegradas de ordem $(1,1)$ pode ser representado sob a forma de um modelo de correção de erros, VEC. Seja X_t um vetor coluna de N variáveis aleatórias $I(1)$ cointegradas, $X_t \sim CI(1,1)$; podemos representar X_t por

$$(11) \Delta X_t = \alpha Z_{t-1} + \sum A_i \Delta X_{t-i} + \mu_t,$$

onde $Z_{t-1} = \beta' X_{t-1} \sim I(0)$, A_i é matriz $N \times N$ e μ_t é estacionário. Ou seja, a partir do VAR (K) $X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$ podemos derivar o respectivo VEC:

$$(12) \Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \text{ onde } \Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I \text{ e } \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$$

e tem-se que (11) e (12) são iguais se a matriz $\Pi = \alpha\beta'$ tiver posto reduzido.

O cerne do procedimento de Johansen é a matriz $\Pi = \alpha\beta'$ em (12). Essa matriz é composta pela matriz β' , que contém em suas colunas os vetores de cointegração, isto é, a relação de longo prazo entre as variáveis do vetor X_t , e a matriz α , que pode ser interpretada como a matriz dos parâmetros de ajustamento. O termo $\beta' X_{t-1}$ é o que se chama de termo de correção de erros, TCE. Como, por hipótese, todas as variáveis de X_t são $I(1)$, tem-se que os

termos em primeira diferença são $I(0)$, o componente ϵ_t é também por hipótese $I(0)$, logo, para que exista cointegração, o termo ΠX_{t-1} deverá ser $I(0)$, o que implica a matriz $\Pi = \alpha\beta'$ ter posto entre zero e N , exclusive.

A estimação do modelo é feita pelo método de máxima verossimilhança e pressupõe uma distribuição específica do termo ϵ_t . Assim, faz-se necessário verificar se os resíduos da estimação satisfazem as hipóteses iniciais. Geralmente os modelos de co-integração se baseiam nos pressupostos de termos aleatórios normais e não auto correlacionados, ou seja, $\epsilon_t \sim N(0, \Omega)$ e $E[\epsilon_t \epsilon_s] = 0$ para $t \neq s$. Além disso deve-se atentar para a existência de termos deterministas, tendência, intercepto, ou *dummies*, tanto irrestritas quanto restritas ao vetor de cointegração no MCE.

A metodologia de Johansen prevê dois testes para estabelecer a significância dos vetores estimados. Os dois testes são do tipo de restrição sobre a função de máxima verossimilhança e se baseiam nos valores estimados dos autovalores associados à matriz Π . As estatísticas de referência são retiradas de simulações empíricas.

O primeiro é a estatística do traço. A hipótese nula para esse teste é que existem, no máximo, “ r ” vetores de cointegração. Sejam λ_i os autovetores associados à referida matriz, ordenados de forma decrescente; essa hipótese pode ser expressa da seguinte forma:

$$H_0: \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_N = 0$$

a estatística do teste resulta da razão entre os valores máximos das funções de máxima verossimilhança irrestrita e com a restrição imposta pela hipótese nula. Na prática, inicialmente é testada a hipótese nula de que todos os autovalores são estatisticamente iguais a zero. Se essa hipótese é rejeitada, é testado se $r \leq 1$, ou seja, $\lambda_1 \neq 0$, o posto da matriz Π é igual a um e possui um vetor de co-integração. Essas hipóteses são feitas sucessivamente até que não se consiga rejeitar a hipótese nula.

O segundo teste é o teste da estatística de máximo autovalor. A hipótese nula para esse teste é de que existem “ r ” vetores de co-integração, ou seja, $\lambda_{r+i} = 0$, $i = 1, 2, \dots, N-r$. Analogamente à estatística do traço, são feitos testes sucessivos enquanto puder ser

rejeitada a hipótese nula feita. As estatísticas dos dois testes são, respectivamente:

$$\lambda_{tr} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{e} \quad \lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

onde T é o número de observações e $\hat{\lambda}$ significa valores estimados.

6. Base de dados e as variáveis utilizadas

Para as estimações dos vetores de co-integração são utilizadas três variáveis. Uma para o relativo dos preços dos não comercializáveis externo, uma medida similar para o Brasil e a taxa de câmbio. O período de abrangência do estudo é de janeiro de 1978 a agosto de 2002, para a versão da PPC que incorpora o efeito BS²⁰, totalizando 296 observações, e de janeiro de 1975 a agosto de 2002, para a versão tradicional da doutrina, num total de 317 observações.

A taxa de câmbio foi calculada a partir da série “Taxa de câmbio R\$ / US\$ - comercial - venda - fim período - Mensal - R\$ - BM12_ERVF12” do Banco Central do Brasil, extraída da página do IPEA na *internet*. Para o cálculo da taxa real foram utilizados os índices de preço ao consumidor para os Estados Unidos, o *Consumer Price Index* (CPI_U) do *Bureau of Labour Statistics-BLS*, e para o Brasil, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) elaborado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). A opção por esse último índice se deu primordialmente em função da disponibilidade de dados. A opção considerada inicialmente, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi descartada, pois é disponível, em nível desagregado, somente para o período a partir de julho de 1989.

O CPI-U²¹ é um índice do tipo *Laspeyres*, conhecido como índice do *Bureau* ou *Laspeyres* modificado, que procura medir o preço pago pela população urbana dos Estados Unidos por uma determinada cesta de bens, sendo representativo dos hábitos de consumo de mais de 80% da população total daquele país. A cesta de bens do CPI-U é elaborada de acordo com pesquisas de orçamento familiar, ou *Consumer Expenditures Survey* (CES), que levantam dados dos gastos médios dos consumidores com bens e serviços (itens) da economia. Os gastos dos consumidores em cada item determinam os pesos, ou importância relativa²², atribuídos a cada item no cálculo do índice. O período considerado neste trabalho engloba as pesquisas CES de 1972-1973, pesos para o CPI-U utilizados entre janeiro de 1978

²⁰ O período utilizado para as versão modificada foi limitado pela não disponibilidade de dados desagregados para a série CPI_U, principalmente a estrutura de ponderação, para período anterior a janeiro de 1978.

²¹ As informações acerca do CPI-U foram todas obtidas junto ao BLS por meio do endereço eletrônico *www.bls.gov*, no *BLS Handbook of Methods*-capítulo 17 e outras publicações eletrônicas, ou diretamente junto a funcionários do órgão via correio eletrônico.

²² A rigor o peso e a importância relativa de cada item são conceitos diferentes. O primeiro é fixo no tempo enquanto o segundo leva em conta a variação no preço do item. Os pesos não são publicados pelo BLS e este aconselha aproximá-los pelas importâncias relativas do início do período de vigência de cada CES.

a dezembro de 1986, CES de 1982-1984; utilizada de janeiro de 1987 a dezembro de 1996; CES de 1993-1995, para os pesos de janeiro de 1998 a dezembro de 2001; e CES 1999-2000, base para os pesos de janeiro de 2002 em diante.

O IPC da FIPE é um índice de preços que mede a variação de uma cesta de bens na cidade de São Paulo. Analogamente ao índice americano, o IPC é calculado com base em pesquisas de gastos dos consumidores com diferentes produtos e serviços da economia, as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF), realizadas em intervalos de aproximadamente dez anos, utilizadas para conferir os pesos dos vários produtos no cômputo do índice agregado. No caso do IPC-FIPE, o período de abrangência deste trabalho engloba quatro estruturas de ponderação distintas: janeiro de 1975 a dezembro de 1984, janeiro de 1985 a dezembro de 1993, janeiro de 1994 a dezembro de 1999 e a partir de janeiro de 2000. Diferentemente do CPI-U o IPC é calculado não como um índice do tipo Laspeyres, mas como média geométrica dos itens considerados²³. A escolha do IPC como medida do nível de preços doméstico se deve à disponibilidade de dados desagregados desde 1975, condição não satisfeita pelos outros índices de preço ao consumidor publicados, e ao peso econômico da região onde ele é calculado.

O cálculo do relativo dos preços dos produtos não comercializáveis foi feito a partir dos dois índices de preço citados, mas em nível desagregado. Os serviços foram considerados como bens não comercializáveis e os produtos como comercializáveis. A agregação dos produtos para cada índice se dá então com as fórmulas:

$$(13) P_C^* = \sum_{ic} p_{ic}^* W_{ic}^* \quad \text{e} \quad (14) P_C = \Pi_{ic} p_{ic}^{W_{ic}}$$

onde P_C é o índice de preços para os produtos comercializáveis, p_{ic} o índice de preços para cada produto “i” classificado como comercializável e w_{ic} o respectivo peso, ajustado para a nova estrutura de ponderação com P_C tendo peso igual à unidade, e o símbolo * representa a variável em relação aos Estados Unidos. A medida equivalente para os não comercializáveis foi feita residualmente da seguinte forma:

$$(15) P_{NC}^* = (P^* - P_C^* W_C^*) / W_{NC}^* \quad \text{e} \quad (16) P_{NC} = [P / (P_C)^{W_C}]^{1/(W_{NC})}$$

²³ O cálculo por meio da média geométrica atua no sentido de levar em conta o efeito substituição dos consumidores. o BLS, desde janeiro de 1999, utiliza essa fórmula para calcular a variação de preços de produtos similares que compõem um mesmo item do índice agregado (ver Dalton, Greenlees. e Stewart, 1998).

A estrutura de ponderação de ambos os índices, os pesos atribuídos a cada item e grupo de produtos são apresentados no anexo I. Os itens classificados como produtos são apresentados no anexo II, tanto para o Brasil como para os Estados Unidos, juntamente com os pesos ajustados.

Todas as séries foram transformadas para números-índices com base na média de 1984, ano de relativo equilíbrio nas contas externas brasileiras, e os testes estatísticos foram realizados com o logaritmo natural desses índices. As variáveis utilizadas no trabalho são:

1. LNominal, o logaritmo natural da taxa de câmbio;
2. LIPC, o logaritmo do IPC FIPE;
3. LCPI-U, o logaritmo do CPI_U do BLS;
4. LPTBRA, o logaritmo do índice de preços dos produtos comercializáveis para o Brasil;
5. LPTEUA, o logaritmo do índice de preços dos produtos comercializáveis para os Estados Unidos;
6. LREAL, o logaritmo natural da taxa real de câmbio;
7. ZEUA – logaritmo do relativo dos preços não-comercializáveis/comercializáveis nos EUA;
8. ZBRA - logaritmo do relativo dos preços não-comercializáveis/comercializáveis no Brasil.

onde esses dois últimos são as razões (P_{NC}^* / P_C^*) e (P_{NC} / P_C) para os Estados Unidos e o Brasil respectivamente.

A classificação dos produtos entre comercializáveis e não comercializáveis é de certa forma arbitrária, pois não existe um limite claro de divisão entre essas duas categorias. Alguns itens, apesar de produtos, tais como livros, jornais, revistas e cd's,

classificados como *commodities*, são basicamente serviços de informação, entretenimento e educação incorporados num meio físico para fins de comercialização. Outros, como gás GLP em botijão, são comercializados em forma específica para o mercado local e não seria razoável classificá-los como produtos comercializáveis, não num volume compatível com o conceito de arbitragem internacional. Há ainda o fator “price to marketing” citado acima, que também é barreira ao livre comércio, sendo os produtos sujeitos a essa limitação melhor enquadrados no conceito de não comercializáveis. Alguns serviços, tal como de comunicação, apesar de não comercializados como bens finais, são fornecidos por empresas multinacionais que concorrem entre si na disputa pelos diversos mercados locais. É razoável supor que a formação desses preços seja de certa forma “internacionalizada”, tornando passível a classificação desse serviço como uma “*commodity*”. A classificação adotada neste trabalho, entretanto, não leva em consideração esses fatores.

No anexo III são apresentados os gráficos e as estatísticas descritivas das variáveis. Nas séries de preços para os Estados Unidos percebe-se uma clara tendência de crescimento no tempo, mais acentuada para os anos iniciais da amostra. No caso do Brasil, essas séries crescem exponencialmente até meados dos anos 90, reflexo do processo inflacionário de então, seguido de um período de relativa estabilidade. O mesmo comportamento é observado na série de câmbio nominal. O câmbio real é levemente ascendente, com uma inclinação que aparenta ser um pouco maior até meados da década de oitenta. A partir daí a série é relativamente estável, mas com períodos de bruscas mudanças em seu valor médio. Um desses períodos é relativamente longo e de forte queda ao que se segue novamente uma leve tendência de crescimento no fim da amostra. As trajetórias das séries ZBRA e ZEUA são ilustrativas. A primeira possui uma clara tendência de queda até o fim da década de oitenta e depois de alta, principalmente a partir de janeiro de 1993. A segunda é levemente crescente durante todo o período.

As trajetórias dessas duas últimas séries são compatíveis com os resultados de Asea e Corden (1994) de que a produtividade do trabalho no setor dos comercializáveis determina os salários de uma economia e de que a diferença nos níveis de preços entre esse setor e o dos não comercializáveis depende do diferencial de produtividade entre eles. As medidas de produtividade do trabalho da tabela 4.2 e do gráfico 4.1 são do setor industrial e possuem maior peso dos produtos comercializáveis. Dessa forma, pode ser uma boa aproximação do diferencial de crescimento da produtividade entre o setor dos

comercializáveis e o dos não comercializáveis e, conseqüentemente, das diferentes taxas de crescimento dos preços desses dois setores, admitindo-se que as alterações de eficiência produtiva tendem a ser mais intensas no setor exposto ao comércio externo ou, posto de outra forma, que o crescimento da produtividade no setor não sujeito à arbitragem internacional tende a ser bem menor, mais lento e menos volátil. A curva ZEUA é levemente crescente ao longo de todo o período, reflexo do aumento contínuo da produtividade do trabalho naquele país, e da conseqüente elevação nos preços dos serviços em relação aos produtos industriais. No Brasil, as taxas negativas de crescimento de produtividade, e de queda relativa dos preços dos serviços em relação aos bens industriais, induzem uma trajetória declinante para a curva ZBRA. O inverso ocorre a partir do início da década de 90, com os significativos ganhos de eficiência apresentados a partir de então.

7. Testes empíricos

A parte empírica do trabalho está dividida em duas seções. Na primeira estão os testes de raízes unitárias realizados com objetivo de determinar o grau de integração de cada série e identificação de seus componentes. Na segunda foi utilizada a metodologia de Johansen para determinar a existência da relação de longo prazo, a quantidade de vetores de cointegração e a estimação de seus coeficientes.

Foram realizados cinco testes de raízes unitárias distintos: o teste de Dickey e Pantula (D.P), o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste KPSS, o teste DF-GLS de Elliott, Rothenberg e Stock (1996) e o teste de raízes unitárias sazonais de Hylleberg, Engle, Granger e Yoo (1990), teste HEGY, na versão para dados mensais proposta por Beaulieu e Miron (1993).

Para efeito de comparação, a metodologia de Johansen foi aplicada às séries LIPC, LNOMINAL e LCPI_U para averiguar a versão tradicional da PPC. Foram realizados também alguns testes de especificação de modelos e de algumas restrições impostas sobre os parâmetros de longo e curto prazo²⁴.

Anteriormente à análise da versão modificada da PPC, foi testado o pressuposto de que a PPC é válida para o setor dos comercializáveis, formulado na equação (6), e que implica a cointegração entre o câmbio nominal e índice de preços dos bens comercializáveis no Brasil e EUA²⁵.

7.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes de raízes unitárias tradicionais, Dickey-Fuller aumentado e Philips-Perron, são formulados sob a hipótese de uma única raiz unitária na série. A não rejeição da hipótese nula, desse modo, não permite ao pesquisador determinar o grau de integração da variável considerada. O teste de D.P., primeiro teste realizado, incorpora em sua especificação

²⁴ Os testes de Dickey e Pantula e Dickey-Fuller foram realizados no EVIEWS versão 3.1. Os testes DF-GLS e KPSS no STATA versão 7.0 com uso de programas retirados do *Stata Technical Bulletin* (STB-58, sts 15.1). No procedimento de Johansen foi utilizado o PCFIML versão 9.0.

²⁵ A série LNOMINAL é utilizada para dois períodos distintos. Os testes de raízes unitárias, entretanto, reportam somente os resultados para o período mais longo, iniciado em janeiro de 1975, dado que não há alteração significativa nos testes.

a possibilidade de a série possuir mais de uma raiz unitária, permitindo identificar variáveis com diferentes graus de integração.

Neste trabalho é considerada inicialmente a possibilidade de existência de duas raízes unitárias, ou seja, procuramos evidências da existência de alguma variável que seja I(2). O teste é feito seqüencialmente a partir da estimação da regressão:

$$(17) \Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde se procura evidências de que $\beta_1 = 0$. Rejeitada essa hipótese, a existência de duas raízes unitárias é descartada. A etapa seguinte considera a possibilidade de existência de uma única raiz unitária e estima-se, então,

$$(18) \Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde é testada a hipótese de que $\beta_1 < 0$, coerente com o resultado da primeira etapa, e de que $\beta_2 = 0$. A não rejeição dessa hipótese evidencia a existência de uma única raiz unitária para a série. Foram utilizadas duas especificações, uma incluindo uma constante e outra sem termos deterministas ($\alpha = 0$), acrescentando defasagens k em (17) e (18) suficientes para fazer $\hat{\varepsilon}_t$ ruído branco, o que foi verificado pela análise do correlograma até a ordem 12. Os resultados do teste para $H_0: \beta_i = 0$ estão nas tabelas 7.1 e 7.2.

Os resultados do teste de D.P. apontam para rejeição da hipótese de duas raízes unitárias para todas as séries, à exceção da variável LCPI-U, cuja hipótese de duas raízes unitárias não é rejeitada num nível de significância de 5%²⁶. A hipótese seguinte de uma única raiz unitária é rejeitada para seis das sete variáveis restantes. Para a série LPTEUA há rejeição da hipótese de existência de uma raiz unitária. Quanto ao termo determinista, os testes indicam a presença de uma constante nas equações estimadas para duas variáveis, LCPI-U, LPTEUA e ZEUA.

²⁶ Maddala e Kim (1998, pág. 355 e 356) reportam estudo de Stock e Watson (Econometria, 1993) no qual estima-se a demanda de moeda no longo prazo para os EUA; os autores reportam que o índice de preços para os EUA pode ser I(2).

Tabela 7.1 - Teste de D.P. para duas raízes unitárias

Série	Modelo com constante				Modelo sem constante		
	k	t_{α}	$t_{\beta 1}$	BIC	k	$t_{\beta 1}$	BIC
LNOMINAL	2	2,81*	-4,37**	-2,515905	3	-2,98**	-2,495901
LIPC	1	2,49	-3,89**	-3,653939	1	-2,97**	-3,652641
LCPI_U	6	2,29	-2,86	-9,183432	6	-1,72	-9,184776
LPTBRA	0	2,37	-3,71**	-3,358330	0	-2,83**	-3,358585
LPTEUA	6	2,08	-3,56**	-7,907878	6	-2,88*	-7,912163
LREAL	0	1,64	-15,29**	-3,045364	0	-15,15**	-3,055518
ZBRA	0	-0,18	-13,92**	-4,098954	0	-13,95**	-4,118175
ZEUA	5	4,16**	-6,15**	-7,644402	6	-3,75**	-7,598275

Valores críticos no anexo IV. * ** indicam significância a 5 e 1%, respectivamente.

Tabela 7.2 - Teste de D.P. para uma raiz unitária

Série	Modelo com constante					Modelo sem constante			
	k	t_{α}	$t_{\beta 1}$	$t_{\beta 2}$	BIC	k	$t_{\beta 1}$	$t_{\beta 2}$	BIC
LNOMINAL	3	2,34	-3,95**	-0,57	-2,482424	2	-3,58**	1,44	-2,498146
LIPC	1	2,24	-3,88**	-0,60	-3,637444	0	-2,88**	1,03	-3,643253
LCPI_U	6	3,22**	-4,17**	-3,01*	-9,194063	6	-2,64**	2,00	-9,179592
LPTBRA	0	2,34	-3,79**	-1,03	-3,342636	0	-3,01**	1,10	-3,343397
LPTEUA	6	3,07*	-4,68**	-2,99*	-7,919789	6	-3,49**	1,97	-7,906212
LREAL	0	1,62	-15,13**	-1,49	-3,033676	0	-15,26**	1,51	-3,043973
ZBRA	0	0,83	-13,89**	-1,23	-4,084776	0	-13,87**	-0,77	-4,101747
ZEUA	2	6,68**	-14,14**	-2,04	-7,663140	6	-3,78**	-0,74	-7,580560

Valores críticos no anexo IV. * ** indicam significância a 5 e 1%, respectivamente.

A seguir foram realizados os testes para presença de uma única raiz unitária, os testes ADF e DF-GLS. Os dois testes são baseados numa regressão do tipo

$$(19) \Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

No caso do teste DF-GLS temos $\alpha = \beta = 0$ e a equação utiliza as variáveis filtradas do efeito de constante e/ou tendência, ou seja,

$$(20) y_t \rightarrow y_t^d \quad \text{e} \quad y_t^d = y_t - \delta_0 - \delta_1 t$$

onde os coeficientes $(\delta_0 \text{ e } \delta_1)$ são obtidos da regressão de $\bar{y} = [y_1 - (1 - \bar{\alpha}L)y_2 - \dots - (1 - \bar{\alpha}L)y_T]$ em $\bar{z} = [z_1 - (1 - \bar{\alpha}L)z_2 - \dots - (1 - \bar{\alpha}L)z_T]$ e $z_t = (1, t)'$ e

$\alpha = 1 + (\bar{c}/T)$. Elliott, Rothenberg e Stock sugerem $\bar{c} = -7$ no modelo com constante e $\bar{c} = -13,5$ no modelo com tendência.

O critério para seleção do k no teste ADF é o do geral para o específico, começando com defasagem máxima $k = 15$ e utilizando o modelo para o qual o coeficiente é significativo a 5%. No teste DF-GLS, a defasagem ótima é obtida pelo método sugerido por Ng e Perron (1995). Nos testes ADF, a inclusão dos termos deterministas foi baseada nos testes “t” do coeficiente desses termos e no teste “F” de redução do sistema (não apresentados).

Os resultados apresentados na tabela 7.3 indicam que a hipótese de existência de uma raiz unitária não pode ser rejeitada em quase todos os casos. Uma exceção é a série LPTEUA, para a qual há rejeição da hipótese nula a 5% de significância. Para a série LCPI-U o teste ADF rejeita H_0 a 10%, o que pode ser consequência da presença de duas raízes unitárias na série. Constantes significantes aparecem nas séries LCPI-U, ZEUA²⁷ e constante e tendência na série LPTEUA²⁸.

Tabela 7.3 - Teste ADF

Série	k	γ	$t\gamma$	modelo utilizado
LNOMINAL	3	0,000183	-0,53	com constante
LIPC	1	0,000149	1,03	sem termos deterministas
LCPI_U	13	-0,001377	-2,63	com constante
LPTBRA	1	-0,000262	-1,03	sem termos deterministas
LPTEUA	15	-0,025421	-3,63*	com constante e tendência
LREAL	0	0,001158	1,71	sem termos deterministas
ZBRA	14	-0,003855	-1,07	sem termos deterministas
ZEUA	11	-0,002816	-1,54	com constante

Valores Críticos no anexo IV. * ** indicam significância a 5 e 1%, respectivamente.

O teste DF-GLS é uma tentativa de solução proposta para o problema de poder do teste ADF. Esse teste é a melhor opção em situações onde um teste uniformemente mais poderoso (UMP) não existe, que é o caso de testes sob a hipótese nula de existência de raiz

²⁷ No caso da variável ZBRA o correlograma dos resíduos indica a possibilidade da utilização de um $k=11$. Os resultados, entretanto, não se alteram no teste ADF.

²⁸ Tendência e constante são significantes para um nível de 5%. O critério de Schwartz (BIC) também aponta para presença desses termos.

unitária²⁹.

Tabela 7.4 - Teste DF-GLS

Série/H ₀	raiz unitária modelo com δ_0 e δ_1		raiz unitária modelo com δ_0	
	k	t_γ	k	t_γ
LNOMINAL	3	-0,98	3	1,30
LIPC	2	-1,12	2	1,08
LCPI_U	13	-1,30	13	0,09
LPTBRA	11	-1,82	1	0,88
LPTEUA	15	-0,89	15	0,90
LREAL	11	-1,38	11	0,75
ZBRA	14	-1,10	14	-0,99
ZEUA	11	-1,27	11	1,51

Valores Críticos no anexo IV. * ** indicam significância a 5 e 1%. Os modelos se referem aos coeficientes incluídos na equação (20)

A tabela 7.4 apresenta os resultados do teste DF-GLS. A hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma das variáveis consideradas, filtradas dos efeitos tanto de tendência quanto da constante. Esses resultados são coerentes com o teste ADF para quase todas as séries. A exceção é a variável LPTEUA, para o qual o teste DF-GLS não rejeita a hipótese de não estacionaridade. Dado que a hipótese nula é rejeitada pelo teste ADF, a discrepância nos resultados não pode ser explicada em termos do baixo poder desse teste. O ponto importante para este trabalho, entretanto, se refere aos testes para a variável LREAL, que não produzem evidências a favor da validade da PPC em sua versão tradicional.

Uma questão relevante em testes de raízes unitárias, entretanto, é qual a hipótese de interesse a ser testada. No caso da metodologia de Johansen para cointegração, o importante é saber se todas as variáveis incluídas no VAR possuem a mesma ordem de integração, no caso específico aqui estudado, de que todas são I(1). Nesse sentido, testes cuja hipótese nula é a estacionaridade seriam mais apropriados, tendo em vista que eventual rejeição dessa hipótese é forte evidência da presença de uma raiz unitária na série em comparação a uma não rejeição da hipótese de não estacionaridade dos testes utilizados anteriormente, principalmente no caso do teste ADF, devido ao seu baixo poder.

Na tabela 7.5 são apresentados os resultados do teste KPSS. A hipótese testada é oposta a dos testes anteriores, ou seja, testa-se a estacionaridade da série. O teste KPSS é um

²⁹ Ver a discussão acerca do poder dos testes de raízes unitárias em Maddala e Kim (1998), capítulo 4.

teste multiplicador de Lagrange (LM) de constância do parâmetro ζ_t no modelo

$$(21) y_t = \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \text{ e } (17) \zeta_t = \zeta_{t-1} + \mu_t$$

onde ε_t é estacionário e $\mu_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\mu^2)$.

O teste é efetuado sobre a variância do termo aleatório em (21), $\sigma_\mu^2 = 0$, o que equivale a ζ_t ser constante. A estatística do teste é

$$(22) \text{LM} = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_{lp\varepsilon}^2 \text{ e } S_t = \sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Seu denominador é uma estimativa da variância de longo prazo dos resíduos estimados de (21)³⁰. O modelo com $\delta t = 0$ é utilizado para o teste de estacionaridade em torno do nível.

Tabela 7.5 - teste KPSS

Série/H ₀	estacionaridade em torno da tendência		estacionaridade em torno do nível	
	<i>l</i>	LM	<i>l</i>	LM
LNOMINAL	4	0,773722**	4	6,31126**
LIPC	4	0,782688**	4	6,28542**
LCPI_U	4	1,32879 **	4	6,00531**
LPTBRA	4	0,684429**	4	5,62514**
LPTEUA	4	0,765663**	4	5,24942**
LREAL	4	0,683826**	4	2,74952**
ZBRA	4	1,19015**	4	1,54158**
ZEUA	4	1,17549**	4	5,42487**

Valores Críticos no anexo IV. * ** indicam significância a 5 e 1%.

Pelos resultados apresentados na tabela 7.5 a hipótese de estacionaridade é rejeitada para todas as séries e nas duas situações consideradas. O número de defasagens utilizado na estimativa da variância de longo prazo foi o *lag* ótimo determinado pelo método

³⁰ Calculada da função de autocorrelação utilizando o Kernel Spectral Quadrático e com defasagens escolhidas com procedimento proposto por Newey e West (1994) a partir de um *k-máximo* = 15.

proposto por Newey e West (1994)³¹

Os testes cuja hipótese nula é estacionaridade têm sido tomados na literatura como confirmatórios dos testes que têm a hipótese de raízes unitárias como nula. Dado que as hipóteses nulas são opostas, a ocorrência de resultados opostos, ou seja, rejeição da nula em um teste e não rejeição no outro, confirmariam conclusões acerca da presença de raízes unitárias em determinada série. No caso específico deste trabalho, a rejeição da hipótese de estacionaridade no KPSS seria entendida como uma confirmação da não rejeição da hipótese de existência de uma raiz unitária no teste ADF ou no DF-GLS. A tabela 7.6 apresenta uma comparação entre os resultados obtidos nos testes ADF e KPSS.

Para sete das oito séries, o teste KPSS é capaz de confirmar a hipótese de não estacionaridade das séries testadas, afastando a possibilidade de não rejeição no teste ADF devido ao seu baixo poder. Essa confirmação ocorre inclusive para a série de câmbio real, o que reforça as evidências da não validade da versão tradicional da PPC dada pelos testes ADF e DF-GLS. Para a variável LPTEUA, entretanto, os resultados dos dois testes são contraditórios, com a rejeição da hipótese nula em ambos, não havendo, portanto, resultado conclusivo acerca da estacionaridade ou não dessa variável.

Tabela 7.6 – Comparação entre os testes ADF e KPSS

Série/Teste	ADF	KPSS	Divergência
LNOMINAL	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
LIPC	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
LCPI_U	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
LPTBRA	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
LPTEUA	Rejeito H_0 a 5%	Rejeito H_0 a 1%	Sim
LREAL	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
ZBRA	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não
ZEUA	Não rejeito H_0	Rejeito H_0 a 1%	Não

Para seis das oito variáveis consideradas há evidências suficientes de que sejam tomadas por variáveis $I(1)$. Para duas delas, entretanto, LCPI_U e LPTEUA, os testes não são conclusivos. Nesses dois casos, entretanto, o valor da estatística de teste é próximo ao valor crítico, o que evidencia a importância de se considerar outros fatores, em complementação aos

³¹ Foi considerado um máximo de 15 defasagens para o teste. Para LREAL ocorre a não rejeição a 1% para o modelo filtrado da tendência e *lag* 15. O mesmo ocorre para LPTBRA nos *lags* 14 e 15. Para ZBRA a não rejeição ocorre no modelo sem tendência a 1% partir do *lag* 9 e a 5% no *lag* 15.

resultados dos testes de raízes unitárias, para determinar a natureza do processo gerador das variáveis.

O correlograma das séries tende a confirmar os resultados acima. Em todas elas as funções de autocorrelação (FAC e FACP) apresentam características típicas de um processo AR(1) não estacionário. As primeiras diferenças aparentam induzir estacionaridade para todas as variáveis exceto LCPI_U, LPTEUA e ZEUA, para as quais as respectivas FACs revelam um comportamento cíclico, principalmente nas duas últimas séries. Para a primeira delas há ainda uma certa persistência na FAC da série em primeiras diferenças, que corrobora a suspeita de que essa série seja de fato I(2). Entretanto, a diferença de segunda ordem dessa série apresenta uma FACP com relativa persistência, o que pode ser indicativo de uma raiz unitária no componente MA, fruto de diferenciação excessiva. A diferença sazonal ou combinação desta com a primeira diferença também não aparentam induzir a estacionaridade dessas três séries.

A análise acima evidencia a necessidade de ser mais bem investigada a possibilidade de que as séries sejam integradas sazonalmente, caso em que a utilização de termos sazonais deterministas deve ser evitada. Apesar de aparentemente não haver componente cíclico nos gráficos do anexo III, ele é bem visível nas séries de produtividade apresentadas no gráfico 4.1. Essas medidas de produtividade não são consideradas diretamente neste trabalho, mas seu componente cíclico pode estar presente nas séries construídas.

Para testar a hipótese de que as séries possuem raízes unitárias sazonais, foi efetuado o teste HEGY, na versão para dados mensais proposta por Beaulieu e Miron (1993). Seja $\varphi(B)x_t = \varepsilon_t$ o processo gerador da série de interesse, x , com ε_t ruído branco. O teste é baseado nas estatísticas “ t ” e “ F ” de uma regressão auxiliar da forma

$$(23) \quad \varphi(B)^* y_{13t} = \sum_{k=1}^{12} \pi_k y_{k,t-1} + \varepsilon_t$$

onde y_{13t} é primeira diferença sazonal mensal da série de interesse, ou seja $x_t - x_{t-12}$, $\varphi(B)^*$ é um polinomial nas defasagens de y_{13t} , com todas as raízes fora do círculo unitário, e os

y_k são transformações da variável de interesse associadas a frequências específicas, e são mostradas no anexo IV. Os valores críticos são calculados por simulação e o teste possibilita a adição de constante, *dummies* sazonais e tendência na equação de regressão. Para dados mensais, as raízes unitárias correspondentes a 6, 3, 9, 8, 4, 2, 10, 7, 5, 1 e 11 ciclos por ano e frequências π ; $\pm \pi/2$; $\pm 2\pi/3$; $\pm \pi/3$; $\pm 5\pi/6$ e $\pm \pi/6$ são, respectivamente, -1 ; $-1/2(1 \pm \sqrt{3}i)$; $1/2(1 \pm \sqrt{3}i)$; $-1/2(\sqrt{3} \pm i)$ e $1/2(\sqrt{3} \pm i)$.

As tabelas 7.7 e 7.8 apresentam os resultados para todas as oito séries consideradas neste trabalho e para a estimação sem tendência no tempo. Para as frequências zero e π testa-se a hipótese $\pi_1 = 0$ e $\pi_2 = 0$ contra a alternativa de que cada um deles é menor que zero. Para as demais frequências testa-se π_k (k par) igual a zero contra alternativa de que o respectivo coeficiente é diferente de zero (teste bicaudal). Se o teste com k par falha em rejeitar a hipótese nula, testa-se $\pi_{k-1} = 0$ contra a hipótese de que o coeficiente é menor que zero (teste monocaudal). Para essas frequências pode-se testar também a hipótese conjunta $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$ com um teste “ F ”. Caso não haja na série raiz unitária em nenhuma frequência sazonal, os coeficientes π_k são iguais a zero para k maior ou igual a 2.

Tabela 7.7 – Teste “ t ” de raiz unitária sazonal

Variável	Freq.	0	π	$\pi/2$		$2\pi/3$		$\pi/3$		$5\pi/6$		$\pi/6$	
	Coef.	π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	π_6	π_7	π_8	π_9	π_{10}	π_{11}	π_{12}
lipc_u		-2.55	-6.10**	-4.87**	-7.43**	-5.90**	6.16**	-1.04	-7.22**	-7.67**	2.93**	-1.13	-6.68**
lcpi		-0.95	-5.25**	1.16	-7.98**	-3.79**	6.02**	3.76	-5.52**	-7.92**	4.05**	5.65	-4.06**
lnominal		-0.86	-5.87**	-1.65	-6.93**	-3.73**	5.17**	0.93	-7.30**	-7.69**	2.54*	2.73	-5.96**
lpteua		-2.55	-5.86**	-3.66**	-5.79**	-4.58**	5.39**	-0.78	-5.27**	-6.76**	3.01**	-1.64	-6.11**
lptbra		-1.30	-5.04**	-0.30	-7.50**	-4.62**	5.05**	3.21	-5.06**	-7.70**	2.93**	5.48	-3.65**
zeua		-1.59	-6.01**	-3.17*	-5.77**	-4.27**	4.74**	-0.83	-5.43**	-8.16**	1.68	-2.70	-6.54**
zbra		-1.78	-6.36**	-5.71**	-4.01**	-8.25**	2.85**	-2.49	-4.86**	-8.68**	2.06*	-0.39	-5.91**
lreal		-1.54	-5.83**	-4.36**	-5.12**	-4.91**	3.61**	-3.78**	-4.93**	-7.63**	1.16	-1.34	-5.55**

* ** indicam significância a 5 e 1%. Valores críticos em Beaulieu e Miron (1993) e foram utilizadas aquelas para 240 observações.

Em todas as equações foram incluídas tendência, constante e onze dummies sazonais. Isso se faz necessário porque a perda de poder resultando de sua inclusão quando dispensáveis é insignificante frente ao viés de sua omissão quando necessárias (Beaulieu e Miron, 1993). O número de *lags* da variável dependente incluídas foram selecionadas pelo critério de Schwarz e somente para LIPC_U a inclusão de uma defasagem foi necessária.

Tabela 7.8 – Teste “F” de raiz unitária sazonal

Variável	Freq. F _i	$\pi/2$ F _{3,4}	$2\pi/3$ F _{5,6}	$\pi/3$ F _{7,8}	$5\pi/6$ F _{9,10}	$\pi/6$ F _{11,12}
lipc_u		39.66**	38.8**	26.22**	35.01**	22.77**
lcpi		32.82**	27.16**	23.88**	43.58**	26.14**
lnominal		25.9**	21.9**	27.27**	34.31**	22.4**
lpTEUA		25.44**	27.52**	14.27**	29.53**	20.63**
lpTBRA		28.2**	25.71**	19.05**	36.19**	23.38**
zeua		23.03**	22.15**	15.14**	35.75**	26.61**
zbra		26.57**	40.48**	15.49**	41.11**	17.57**
lreal		24.99**	20.2**	20.74**	30.13**	16.96**

** indicam significância a 5 e 1%. Valores críticos em Beaulieu e Miron (1993) e foram utilizadas aquelas para 240 observações.

Pelos resultados apresentados, nos dois testes a hipótese de raiz unitária para cada uma das frequências sazonais é rejeitada. Entretanto, na frequência zero, onde a hipótese nula é a mesma que a dos testes ADF e DF-GLS, a hipótese de raiz unitária não é rejeitada para todas as séries consideradas.

A conclusão geral dos testes realizados é de que a maioria das variáveis utilizadas é não estacionária e possui uma única raiz unitária. As possíveis exceções são as variáveis LCPI-U e LPTEUA. Para a primeira a hipótese da presença de duas raízes unitárias não pode ser rejeitada. Quanto à segunda, o teste ADF rejeita a hipótese de não estacionaridade enquanto o KPSS rejeita a estacionaridade da série.

Para essas séries foi realizado um pequeno exercício de ajuste de um modelo ARIMA(1, I, 1) para procurar evidências de qual a verdadeira ordem de integração dessas duas variáveis (os efeitos cíclicos forma considerados por meio da inclusão de termos AR(12) e/ou MA(12) multiplicativos). Para cada ordem de integração foi escolhido o melhor ajuste por meio do critério de informação de Schwartz (BIC), do erro padrão da regressão e pela análise do correlograma dos resíduos estimados (teste Ljung-Box).

Os resultados apresentados na tabela 7.9 indicam que a variável LCPI_U é melhor aproximada por um processo I(2), mas deixa dúvidas quanto ao resultado do teste ADF para a variável LPTEUA, pois os ajuste dos dados a um modelo integrado de primeira ordem aparenta ser mais adequado, o que é uma evidência favorável ao resultado obtido no teste KPSS.

Tabela 7.9 – Modelos ARIMA .

Variável	Ordem Integração (I)	Critérios de Ajuste		Ljung-Box	
		Schwartz	Erro Padrão da Reg.	Q (8)	Q (12)
LCPI-U	1	-9.25387	0.002281	11.59 (0.021)	18.38 (0.019)
	2	-9.2646	0.002268	7.35 (0.118)	9.10 (0.334)
LPTEUA	0	-8.0440	0.004161	10.41 (0.034)	16.13 (0.041)
	1	-8.0493	0.004150	6.26 (0.181)	12.81 (0.118)

Desvio padrão dos coeficientes entre parênteses.

Na parte seguinte do trabalho são apresentados os resultados do procedimento de Johansen. A variável LCPI_U é assumida como I(1), tendo em vista que a versão tradicional da PPC será realizada somente para comparação com os resultados tradicionais obtidos na literatura. Apesar da análise dessa sessão apresentar evidências favoráveis ao resultado do teste KPSS para a série LPTEUA, foi efetuado um teste no contexto da metodologia de cointegração de Johansen para averiguar a estacionaridade dessa variável.

7.2. Procedimento de Johansen

O procedimento de Johansen foi aplicado a três grupos de variáveis. O primeiro grupo, para comparação, foi o das variáveis LNominal, LCPI-U e LIPC sendo, portanto, um teste de cointegração do modelo da PPC na sua versão tradicional. No segundo grupo, a versão modificada, o efeito BS é levado em conta e temos o procedimento aplicado, inicialmente, às variáveis LNominal, LPTBRA e LPTEUA, para avaliação do pressuposto de que a arbitragem internacional ocorre nos bens comercializáveis, e, em seguida, às variáveis LREAL, ZBRA e ZEUA.

A primeira etapa é a decisão quanto ao número de defasagens das variáveis dependentes que serão incluídas no VAR(k). Para tanto, foram utilizados três critérios: um teste tipo multiplicador de Lagrange, $LR = 2(\ln L_I - \ln L_R)$, para averiguar a significância da matriz Π associada à maior defasagem k , onde os termos entre parênteses são o valor da função log-verossimilhança irrestrita (com maior defasagem) e restrita, e os critérios de informação BIC e Hannan-Quinn (HQ). A escolha da ordem do VAR é de extrema importância dado que os resultados são sensíveis à má especificação do modelo. A inclusão

de poucas defasagens pode gerar distorções de tamanho nos testes. Por outro lado, muitas defasagens acarretam perda de poder³².

Após a escolha do número de defasagens há o problema da inclusão dos termos deterministas. Para levar em conta a presença de componentes sazonais nas séries, foram estimados VEC's com inclusão das *dummies* sazonais significativas nos respectivos VAR's, tendo em vista a rejeição da presença de raízes unitárias sazonais pelo teste HEGY. Quanto à presença de constante ou tendência no VEC, a opção foi por modelos gerais baseados na análise gráfica e nas estatísticas descritivas das séries (Anexo III). Dessa forma, para a PPC tradicional, cujas variáveis apresentam clara tendência no tempo, foi estimado um VEC com constante irrestrita e tendência restrita ao vetor de cointegração. Essa mesma especificação foi utilizada para o pressuposto de que a PPC é válida para os bens comercializáveis, tendo em vista o gráfico das séries. O procedimento de Johansen possibilita testar formalmente a presença da tendência na relação de longo prazo. Para a versão modificada foi estimado o modelo somente com constante restrita ao vetor de cointegração no VEC. Isso porque não é evidente a existência de uma tendência determinista nos gráficos das variáveis incluídas nessa versão; somente a variável ZEUA tem crescimento perceptível contínuo, mas ainda assim a média da série em primeiras diferenças é menor que o intervalo de 0.4 desvio padrão de zero. Ou seja, as estatísticas descritivas apontam para a inexistência de tendência no nível das variáveis da versão modificada.

Para a PPC tradicional, os critérios de informação BIC e HQ sugerem um modelo com apenas duas defasagens. O teste LR, entretanto, indica maior adequação para o modelo com 12 defasagens.

Na tabela 7.10 temos os resultados dos testes de cointegração para a PPC tradicional, os coeficientes estimados e os testes de normalidade, autocorrelação e heteroscedasticidade condicional dos resíduos estimados³³. Ambos os testes de cointegração rejeitam a hipótese nula inicial de que não há cointegração entre as três variáveis consideradas para nível de significância de 1%, mas rejeitam a hipótese de que exista mais de uma relação de longo prazo entre elas. Pelos testes de especificação, os resíduos estimados não são normais e possuem algum grau de autocorrelação e heteroscedasticidade condicional, principalmente para a variável LCPI_U.

³² Ver Maddala e Kim (1996), página 215.

³³ Um detalhamento desses testes está no anexo VI.

Tabela 7.10 – PPC tradicional: Teste de cointegração VEC(1)

Teste de Cointegração e Vetores Estimados				
H_0	$\lambda_{\max}$	crítico 5%	$\lambda_{\text{traço}}$	crítico 5%
$r = 0$	35.14 **	25.5	51.45**	42.4
$r \leq 1$	12.11	19.0	16.32	25.3
Vetores estimados				
	LNOMINAL	LIPC	LCPI_U	TEND.
β'	1	-0.92274	1.5353	-0.011679
α'	-0.0032391	0.012669	-0.002831	
Testes de especificação				
	Ljung-Box(12)	Autcorr. (1-7)	Jarque-Bera	ARCH-7
LNOMINAL	8.9586	1.639 [0.1239]	741.17 [0.0000] **	0.3726 [0.9179]
LIPC	14.88	1.6553 [0.1196]	205.82 [0.0000] **	1.1003 [0.3628]
LCPI_U	28.365 *	1.719 [0.1040]	9.5167 [0.0086] **	4.4272 [0.0001] **
VAR	128.32	1.2664 [0.0844]	570.84 [0.0000] **	

** * significam rejeição a 5 e 1% respectivamente. Foram utilizadas ainda nove *dummies* sazonais na estimação. Os valores críticos para Ljung-Box a 5% são 21.03 para as séries individualmente e 198 para o VAR.

Esses resultados podem ser evidência em favor da validade da PPC absoluta e são contrários aos resultados de estudos anteriores. Pastore, Blum e Pinoti (1998) e Alves, Cati e Fava (2001), utilizando a metodologia de Engle-Granger, rejeitam a validade da PPC absoluta para o Brasil. Os primeiros encontram evidências de sua validade somente quando utilizam a taxa de câmbio real calculada a partir do índice de preços por atacado (IPA) da Fundação Getúlio Vargas. Esse índice, entretanto, possui um peso maior de bens comercializáveis, de modo que é mais favorável à hipótese testada.

A análise realizada na seção anterior, entretanto, sugere que a variável LCPI_U é, de fato, $I(2)$ ³⁴. Os testes de especificação sugerem que o ajuste do modelo pode ser melhorado com a inclusão de um maior número de defasagens das variáveis dependentes no VAR. A rejeição da hipótese de não cointegração, desse modo, pode ser devida a distorções de tamanho nos testes realizados ou à presença da variável $I(2)$ na estimação.

Tabela 7.11- PPC tradicional, testes de restrições

Testes de restrições em β_i	
$\beta_{TEND} = 0$	7.5048 [0.0062] **
$\beta_{NOM} = \beta_{IPC} = 1; \beta_{CPIU} = -1$	12.82 [0.0016] **
$\beta_{IPC} = -\beta_{CPIU}$	1.2344 [0.2665]
Testes de restrições em α_i	
$\alpha_{NOM} = 0$	0.036301 [0.8489]
$\alpha_{IPC} = 0$	1.7362 [0.1876]
$\alpha_{CPIU} = 0$	18.741 [0.0000] **

³⁴ No caso do teste ADF de raiz unitária, a presença de variáveis integradas de ordem maior que gera distorções no sentido de aumentar o tamanho nominal do teste, indo no sentido contra-intuitivo de aumentar a probabilidade de rejeição da hipótese nula (Maddala e Kim, 1998 cap. 11).

A tabela 7.11 apresenta os testes de restrições aplicados sobre os coeficientes estimados. As condições de simetria e proporcionalidade são rejeitadas, mas o mesmo não ocorre com a condição de que os dois coeficientes nos índices de preços são iguais em módulo. Curiosamente, os testes também indicam que somente a variável LCPI_U é responsável pela reversão do sistema ao equilíbrio de longo prazo, sugerindo que o câmbio nominal e o nível de preços no Brasil são fracamente exógenos em relação aos parâmetros estimados. À primeira vista esse fato é coerente com a doutrina da PPC, que pressupõe o ajuste na direção dos preços para a taxa de câmbio. Entretanto, em se tratando da relação entre a economia americana e a brasileira, intuitivamente seria de se esperar que o equilíbrio fosse restabelecido pela variação nos preços no Brasil ou pela taxa de câmbio medida em reais.

Gráfico 7.1 – PPC tradicional. VEC(1) Relação de longo prazo

O gráfico 7.1 apresenta a relação de longo prazo estimada. Aparentemente, o gráfico mostra uma trajetória não estacionária. A presença de uma variável integrada de segunda ordem na análise, apesar de não invalidar os testes de hipótese sobre os coeficientes (ainda possuem distribuição assintótica definida), não permite mais as interpretações usualmente dadas a esses testes. Assim, com $\beta' X_t$ não estacionário, a hipótese sobre os coeficientes de ajuste de curto prazo não pode mais ser interpretada como uma hipótese acerca da exogeneidade fraca da variável correspondente (Johansen, 1995, cap. 9).

Os gráficos dos resíduos do VAR(2) estimado e da primeira diferença das séries (anexo III) apontam algumas observações possivelmente responsáveis pela violação da hipótese de normalidade. Esses períodos coincidem com os planos de estabilização na segunda metade da década de 1980, com o bloqueio de ativos do plano Collor em 1990, com o plano Real em julho de 1994 e com as desvalorizações ocorridas em 1979, 1983 e 1999. Em

termos de desvio padrão dos resíduos estimados, os planos Real e Collor e a última desvalorização da moeda nacional parecem ser os *outliers* mais significantes.

Para levar em conta essas observações, foi estimado o VEC(11) com inclusão de três variáveis binárias ($D_t = 1$ no período da “quebra” e zero os demais), irrestritas, e uma restrita ao vetor de cointegração ($D_t = 1$ após a quebra e zero para as observações anteriores) para levar em conta os possíveis efeitos permanentes do plano real. O teste do traço rejeita a hipótese nula de não cointegração. Entretanto, apesar da melhora na especificação dos resíduos quanto à normalidade, essa hipótese ainda é fortemente rejeitada, e a inclusão dessas *dummies* parece gerar problemas quanto à autocorrelação e heteroscedasticidade condicional nos resíduos estimados.

Tendo em vista os testes de especificação do modelo e indicação do teste LR para seleção da ordem k do VAR, foi também estimado o modelo com doze defasagens. Tanto na especificação com tendência restrita quanto com uma constante irrestrita no VEC, os testes do máximo auto valor e do traço não conseguem rejeitar a hipótese de não existência de cointegração entre as variáveis da PPC tradicional. O maior número de defasagens parece ter contribuído para solução dos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade apresentados na primeira estimação, mas os resíduos estimados ainda são não normais.

A seguir são mostrados os resultados da análise de cointegração para o pressuposto de que a PPC é válida para o setor de bens comercializáveis. Para essa estimação, os critérios de informação sugeriram um VAR(3) enquanto o teste LR apontou para um com 12 *lags*. A presença de uma tendência restrita ao vetor de cointegração foi rejeitada. Foi estimado então um VEC com constante irrestrita para permitir uma tendência nos níveis dessas variáveis, dada uma evidente tendência nos gráficos das séries.

A literatura na PPC possui evidências em favor da validade da doutrina para índices de preços no atacado³⁵. A análise com o índice de comercializáveis parece confirmar esses estudos. Os resultados apresentados na tabela 7.12 indicam a presença de uma relação estacionária entre as variáveis.

³⁵ Sarno e Taylor (2002). Para o Brasil Pastore, Blum e Pinoti (1998).

Tabela 7.12 – PPC nos comercializáveis: Teste de cointegração VEC(2)

Teste de Cointegração e Vetores Estimados				
H_0	$\lambda_{\max}$	crítico 5%	$\lambda_{\text{traço}}$	crítico 5%
$r = 0$	34.7 **	21	40.56 **	29.7
$r \leq 1$	3.55	14.1	5.86	15.4
Vetores estimados				
	LNOMINAL	LPTBRA	LPTEUA	
β	1	-0.35664	-50.604	
α	-0.0019451	-0.00054639	0.00036136	
Testes de especificação				
	Ljung-Box(12)	Autcorr. (1-7)	Jarque-Bera	ARCH-7
LNOMINAL	7.3791	0.43622 [0.8790]	684.44 [0.0000] **	0.094599 [0.9986]
LIPC	5.6633	0.84803 [0.5484]	145.95 [0.0000] **	1.1647 [0.3234]
LCPI_U	13.182	1.592 [0.1377]	30.389 [0.0000] **	5.1464 [0.0000] **
VAR	96.799	0.78872 [0.8818]	471.94 [0.0000] **	

** * significam rejeição a 5 e 1% respectivamente. Foram utilizadas ainda seis *dummies* sazonais na estimação. Os valores críticos para Ljung-Box a 5% são 21.03 para as séries individualmente e 198 para o VAR.

O procedimento de Johansen possibilita testar a estacionaridade da uma variável específica por meio de restrições sobre o vetor de cointegração. Estes são apresentados na tabela 7.13. A última das três restrições impostas aos coeficientes do vetor de cointegração implica a estacionaridade da variável LPTEUA. Essa hipótese é fortemente rejeitada e confirma a análise efetuada na seção anterior, que concluiu pela sua não estacionaridade. As duas primeiras restrições impõem ao vetor estimado as condições de simetria e proporcionalidade e são também fortemente rejeitadas. Em relação aos coeficientes de ajuste, os testes das restrições apontam para a exogeneidade fraca do índice de preços e taxa nominal de câmbio. Para esta última, entretanto, a hipótese pode ser rejeita para um nível de significância de 10%, indicando que tanto a taxa de câmbio nominal como o índice de preços para os EUA atuam no sentido de corrigir desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 7.13- PPC nos comercializáveis, testes de restrições

Testes de restrições em		β_i
$\beta_{NOM} = \beta_{BRA} = 1; \beta_{EUA} = -1$		23.206 [0.0000] **
$\beta_{BRA} = -\beta_{EUA}$		17.92 [0.0000] **
$\beta_{NOM} = \beta_{CPI} = 0$		11.974 [0.0025] **
Testes de restrições em		α_i
$\alpha_{NOM} = 0$		3.2534 [0.0713]
$\alpha_{BRA} = 0$		0.5831 [0.4451]
$\alpha_{EUA} = 0$		27.71 [0.0000] **

Esses resultados são robustos em relação a ordem do VAR utilizado na análise. Ambos os testes ainda são capazes de rejeitar a hipótese de não cointegração para o caso de

um VAR(12), de acordo com a indicação do teste LR de seleção da ordem k . A imposição de restrições aos coeficientes estimados produz resultados semelhantes aos do modelo com três defasagens.

Para o teste da versão modificada da PPC, ou seja, de evidências da validade do efeito BS, foi estimado inicialmente um VAR(4), conforme indicação dos critérios BIC e HQ. O teste LR apontou para um modelo com 15 defasagens. As estatísticas descritivas indicam que não há presença de tendência nas séries, mas que possuem intercepto diferente de zero, de modo que o VEC utilizado para análise foi o estimado somente com uma constante restrita ao vetor de cointegração³⁶

Na tabela 7.14 são mostrados os resultados da estimação do VEC e os testes de cointegração. Para os dois testes, a hipótese de não cointegração é rejeitada a 1% de significância e a hipótese de existência de pelo menos um vetor de cointegração é rejeitada a 5%. Parece não haver dúvidas quanto à existência de pelo menos uma relação de longo prazo estacionária entre as variáveis.

Tabela 7.14 – PPC modificada: Teste de cointegração VEC(3)

Teste de Cointegração e Vetores Estimados				
H_0	$\lambda_{\max}$	crítico 5%	$\lambda_{\text{traço}}$	crítico 5%
$r = 0$	97.67**	22	122**	34.9
$r \leq 1$	18.67*	15.7	24.31*	20
$r \leq 2$	5.641	9.2	5.641	9.2
Vetores estimados				
	LREAL	ZBRA	ZEUA	CTE
β	1	0.45657	-2.9363	-2.4055
β	1.8995	1	-4.9508	-8.3744
α	0.0054617	0.0025616	0.0023695	
α	-0.0031624	-0.016808	0.00034307	
Testes de especificação				
	Ljung-Box(12)	Autcorr. (1-7)	Jarque-Bera	ARCH-7
LREAL	4.7938	0.091399 [0.9987]	168.81 [0.0000]**	0.12355 [0.9966]
LZBRA	12.856	0.48644 [0.8441]	127.97 [0.0000]**	4.0466 [0.0003]**
LZEUA	10.103	0.9663 [0.4562]	46.599 [0.0000]**	5.1939 [0.0000]**
VAR	87.775	0.79006 [0.8800]	332.41 [0.0000]**	

** * significam rejeição a 5 e 1% respectivamente. Foram utilizadas ainda seis *dummies* sazonais na estimação. Os valores críticos para Ljung-Box a 5% são 21.03 para as séries individualmente e 198 para o VAR.

A figura 7.1 mostra, respectivamente, os gráficos das relações de longo prazo, das estimativas recursivas dos autovalores (λ_i) associados à matriz Π e das respectivas estatísticas do traço. Os gráficos à esquerda se referem ao caso de existência de apenas uma

³⁶Há rejeição da hipótese de não cointegração a 5% e 10% para os testes do máximo auto valor e do traço, respectivamente, no modelo com constante irrestrita.

relação de longo prazo entre as variáveis, $r = 1$, e os à direita consideram a existência de dois vetores de cointegração, $r = 2$. As duas relações de longo prazo seguem trajetórias bastante semelhantes, mas com uma diferença de nível entre elas. Os gráficos seguintes, entretanto, mostram que o primeiro autovalor permanece num nível constante e claramente diferente de zero durante todos os anos da amostra. O segundo, entretanto, parece convergir para zero, ainda que bem lentamente. As estatísticas do traço calculadas recursivamente devem refletir o comportamento dos respectivos autovalores. Como a variável “ $T_j \ln (1 - \lambda_i)$ ”, $\lambda_i = \lambda_1 \dots \lambda_N$, cresce linearmente em $T_j = T_1 \dots T$ para cada λ_i diferente de zero, a estatística do traço calculada recursivamente também deve apresentar crescimento linear para os “ r ” componentes do vetor de cointegração. Nos dois últimos gráficos da figura 7.1 são mostradas as estatísticas do traço calculadas recursivamente para $r = 1$ e $r = 2$. No primeiro caso temos uma trajetória muito mais compatível com o esperado e a estatística do traço cresce linearmente em T_j . Ao considerarmos as duas relações de longo prazo, entretanto, o crescimento da estatística do traço é bem menos acentuado e se estabiliza a partir de um T_j equivalente à metade da amostra.

Figura 7.1- PPC modificada. $\beta_i' X_t$ e estimativas recursivas

As restrições sobre os coeficientes estimados foram realizadas, então, sob o pressuposto de existência de apenas um vetor de cointegração. Baseado no modelo formulado por Dutton e Strauss (1997) estão implícitas as condições $\beta' = (1, \alpha, -\alpha^*)$ ³⁷, sendo a taxa de

³⁷ O peso dos comercializáveis e não comercializáveis pode ser diferentes nos diferentes países de modo que temos $\alpha \neq \alpha^*$.

câmbio real e o relativo dos não comercializáveis para o Brasil positivamente correlacionados. Os coeficientes da estimação irrestrita satisfazem a essa condição. A tabela 7.15 apresenta o resultado dessas restrições e das condições impostas aos coeficientes de ajustamento.

Tabela 7.15- PPC modificada, testes de restrições

Testes de restrições em		β_i
$\beta_{REAL} = \beta_{BRA} = 1; \beta_{EUA} = -1$		4.1559 [0.1252]
$\beta_{REAL} = -\beta_{EUA}$		3.7538 [0.0527]
Testes de restrições em		α_i
$\alpha_{REAL} = 0$		4.4089 [0.0358] *
$\alpha_{BRA} = 0$		2.6515 [0.1035]
$\alpha_{EUA} = 0$		77.732 [0.0000] **

A condição implícita na formulação do modelo não pode ser rejeitada para um nível de 10% de significância. Dos três coeficientes de ajustamento, somente aquele referente ao preço relativo dos não comercializáveis para o Brasil é estatisticamente igual a zero, mas com um p-valor calculado bem próximo de 10%, indicando que todas as variáveis atuam no sentido de reverter o processo ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 7.16- Teste de cointegração ZBRA e ZEUA

Teste de Cointegração e Vetores Estimados				
H_0	$\lambda_{\max}$	crítico 5%	$\lambda_{\text{traço}}$	crítico 5%
$r = 0$	11.5	14.1	12.43	15.4
$r \leq 1$	0.9264	3.8	0.9264	3.8
Testes de especificação				
	Ljung-Box(12)	Autcorr. (1-7)	Jarque-Bera	ARCH-7
LZBRA	19.532	0.85644 [0.5417]	131.93 [0.0000] **	5.1909 [0.0000] **
LZEUA	12.162	1.03 [0.4104]	56.217 [0.0000] **	4.6189 [0.0001] **
VAR	47.599	1.2792 [0.1562]	184.97 [0.0000] **	

** * significam rejeição a 5 e 1% respectivamente. Foram utilizadas ainda seis *dummies* sazonais na estimação. Os valores críticos para Ljung-Box a 5% são 21.03 para as séries individualmente e 198 para o VAR.

A metodologia de Johansen foi ainda aplicada às variáveis ZBRA e ZEUA para averiguar se o vetor de cointegração estimado entre essas variáveis e o câmbio real não deriva somente de uma eventual relação estacionária entre as duas primeiras. Os resultados apresentados na tabela 7.16 rejeitam fortemente a hipótese de que os relativos dos não comercializáveis dos dois países sejam cointegrados.

Foi realizada também a estimação do VEC(15) conforme indicação do teste LR de significância das defasagens. O aumento na ordem do VEC aparentemente não traz ganhos

para estimação, razão pela qual não é apresentado. No caso, o VEC estimado foi sem termos deterministas, já que a presença de uma constante restrita é rejeitada pelos testes de restrições nos coeficientes estimados. Ambos os testes de cointegração rejeitam a hipótese de que não há relação estacionária entre as variáveis num nível de significância de 1%. Os testes de especificação não apresentam melhoras significativas com a inclusão dos *lags* adicionais, persistindo o problema da normalidade e heteroscedasticidade dos resíduos.

Para a versão modificada da PPC, os gráficos da segunda diferença das variáveis e dos resíduos estimados do VAR(4) (anexo III) também indicam algumas observações possivelmente responsáveis pela violação da hipótese de normalidade. Esses períodos coincidem com aqueles considerados na análise da PPC tradicional com algumas diferenças de magnitude, medidas em termos de desvio-padrão dos resíduos em relação à média de cada série. Aqui se destaca a perda de significância relativa das observações referentes ao plano Collor. Para levar em conta os efeitos desses possíveis *ouliers* (plano Real e desvalorização em janeiro de 1999) foi estimado o VEC(14) com inclusão de duas variáveis binárias irrestritas e uma restrita ao vetor de cointegração. O teste do traço rejeita a hipótese nula de não cointegração. Entretanto não há melhora na especificação dos resíduos quanto à normalidade, essa hipótese ainda é fortemente rejeitada, e a inclusão dessas *dummies* parece gerar problemas quanto à autocorrelação e heteroscedasticidade condicional nos resíduos estimados.

Figura 7.2. Funções impulso resposta

A natureza de longo prazo da relação estimada pode ser averiguada na figura 7.2, que apresenta as funções de impulso e resposta para a equação da variável câmbio real do

VAR³⁸. Em todos os casos há reversão ao equilíbrio de longo prazo. Entretanto a resposta de cada uma das variáveis difere em intensidade e magnitude.

Para inovações do câmbio real, há um acréscimo superior a 10% após dois períodos do choque inicial seguido de uma trajetória linearmente decrescente para o equilíbrio de longo prazo. A meia-vida estimada, 2.6 anos, é ligeiramente inferior ao consenso da literatura internacional que é de três a cinco anos (Rogoff,1996). No caso de inovações nas outras duas variáveis, ZBRA e ZEUA, o efeito máximo somente ocorre, respectivamente, depois de 34 e 51 meses do choque inicial. A partir desse máximo os choques dessas duas variáveis no câmbio real levam aproximadamente 3,5 e 5,2 anos para se dissipar em 50%. Essas meias-vidas estimadas estão de acordo com o consenso existente na literatura internacional.

³⁸ Inovação de cada uma das variáveis igual à unidade.

8. Conclusão

A economia brasileira parece ter passado por um ponto de inflexão da sua trajetória de desenvolvimento durante os anos noventa. O modelo de desenvolvimento baseado em substituição de importações, voltado para dentro, ou seja, com enfoque no mercado interno, aparentemente sucumbiu durante os anos oitenta, a chamada década perdida. A década de noventa apresentou um novo enfoque para as políticas de desenvolvimento, voltado para fora, de abertura comercial e financeira, reforma do Estado e estabilidade monetária. Essas mudanças no ambiente econômico tiveram efeito extremamente positivo sobre a eficiência produtiva da economia brasileira. Esses ganhos de produtividade estão no centro da discussão acerca da política cambial adotada nos anos que se seguiram à edição do plano real. Eles seriam um aspecto de uma série de mudanças macroeconômicas estruturais que justificariam a suposta apreciação cambial de então, medida de acordo com a doutrina da PPC³⁹.

Este trabalho utilizou a metodologia de cointegração de Johansen e procurou evidências da validade do efeito Balassa-Samuelson, ou do diferencial de produtividade, para a taxa de câmbio bilateral entre o Brasil e os Estados Unidos no período de janeiro de 1978 a agosto de 2002. O estudo abrangeu todo o período citado de transformação da economia brasileira, e de reversão nas taxas de crescimento da produtividade. Ao compará-las com a mesma medida para a economia americana, foi constatado que, de fato, existiu um diferencial nas trajetórias de crescimento da eficiência produtiva possível de se fazer sentir na relação de troca entre as duas moedas nacionais.

Os resultados devem ser tomados com certa cautela, pois, o modelo estimado ainda apresenta problemas quanto à especificação. Os resíduos do modelo não são normais e suas variâncias condicionais são autocorrelacionadas. Além disso, o número de defasagens indicado pelo teste LR indica que foi estimado um VAR de ordem muito baixa. Isso pode ter gerado distorções quanto ao tamanho dos testes realizados. Entretanto, em comparação com os testes da versão tradicional da PPC, a inclusão do efeito BS melhora significativamente o ajuste do modelo estimado enquanto os testes de especificação não indicam melhora significativa do modelo estimado com uma ordem maior do VAR.

³⁹ Ver Franco (1998)

Além das questões relativas à estimação, há questões relativas às variáveis utilizadas. O critério para classificação dos diversos componentes do CPI-U e IPC entre comercializáveis e não comercializáveis, sendo produtos incluídos dentre os primeiros e os serviços dentre os últimos, não necessariamente reflete a realidade econômica no que diz respeito à arbitragem internacional e aos ganhos de produtividade. Alguns produtos certamente são passíveis de ser classificados como não comercializáveis tais como livros, jornais, revistas e cd's, enquanto em alguns serviços a formação de preços pode ser determinada muito mais pelo mercado internacional que pelos diferentes mercados domésticos. A trajetória da produtividade brasileira nos anos noventa mostrou o setor de comunicações como o de maior aumento de produtividade na economia. Para os Estados Unidos, os ganhos de produtividade na segunda metade da última década podem ser atribuídos ao desenvolvimento e rápido crescimento no uso da tecnologia da informação, de investimentos em computadores e *softwares*, utilizados pelos mais diversos setores da economia, incluindo de serviços.

Em contraste com outros estudos semelhantes, foi encontrada evidência favorável à versão tradicional da PPC. Foi mostrado, entretanto, que a relação de longo prazo encontrada pode ser consequência da presença de uma variável integrada de segunda ordem na estimação. O estudo também abrange um longo período, até 1996, em que a política cambial adotada, extra oficialmente, foi exatamente a de corrigir a taxa de câmbio de acordo com a doutrina da PPC (Zini, 1995). Além disso, a rejeição da hipótese nula de não cointegração para as variáveis da PPC tradicional ocorre com a inclusão de uma tendência determinista, significativa e restrita ao vetor de cointegração. Isso implicaria ser a taxa de câmbio real estacionária em torno de uma tendência no tempo. A discussão relevante passaria a ser então acerca da validade da aproximação do processo gerador de dados da taxa de câmbio real pela PPC, analogamente aos argumentos de Lothian e Taylor (2000). Para a relação de longo prazo estimada (tabela 7.10), entretanto, o coeficiente para a tendência implica a tendência de depreciação no tempo da taxa de câmbio nominal real/dólar americano a uma taxa mensal de aproximadamente 1.1%⁴⁰. Essa taxa parece ser muito alta para ser desconsiderada. Ainda, a presença de uma tendência determinista pode ser explicada pelo diferencial de produtividade entre as duas economias existente no período.

⁴⁰ Tomando $LnE_t = \beta_0 t + \beta_1 LnP_t - \beta_2 LnP_t^*$ temos que $\partial(LnE_t)/\partial t = \dot{E}_t/E_t = \beta_0$ onde o ponto sobre a variável significa derivada no tempo.

A existência de evidências da validade da PPC também foi encontrada para os índices de preços dos bens industriais. Nesse caso, entretanto, as evidências estão de acordo com a literatura internacional, que acha evidências da PPC para os índices de preço no atacado. Esses índices possuem maior peso de produtos industriais e é de se esperar que estejam mais suscetíveis a arbitragem internacional.

Aplicada às variáveis LREAL, ZBRA e ZEUA, a metodologia de cointegração de Johansen foi utilizada para testar a possível existência de uma relação de longo prazo estacionária entre elas. Tal relação entre essas variáveis está de acordo com a modificação feita por Dutton e Strauss (1997) à formulação tradicional da doutrina da Paridade de Poder de Compra, na qual o efeito BS é incorporado na especificação do modelo estimado. Os testes realizados acima apresentam indícios de que este é, de fato, o caso. O diferencial de produtividade entre as duas economias é variável significativa para explicar desvios observados em relação à doutrina da PPC. Além disso, na comparação direta entre as duas especificações, a PPC tradicional e a versão modificada pelo efeito BS, no contexto da cointegração, a última apresenta melhor performance no que se refere à especificação do modelo.

Uma questão relevante é a de se questionar até que ponto o efeito BS pode ser utilizado para explicar a valorização da taxa de câmbio real observada durante a segunda metade da década de 1990. Pelos gráficos do anexo III, foi possível observar que o primeiro salto dos preços dos serviços *vis-à-vis* os produtos ocorreu entre janeiro de 1990 e julho de 1991, período em que o preço relativo dos não comercializáveis praticamente dobrou, enquanto a mesma medida para economia americana cresceu em apenas 3,5%. De acordo com a figura 7.2, os efeitos desse salto de produtividade se fizeram sentir exatamente entre janeiro de 1993 e julho de 1994, ocasião de lançamento do plano real⁴¹. O segundo período de aumento significativo dos preços dos serviços frente aos produtos ocorre a partir do lançamento do plano de estabilização e intensificação do processo de privatizações em 1994/95 e se estende até 1999, com efeitos no último quarto dos anos 90 e início deste século. Sob o aspecto temporal, portanto, o efeito dos ganhos de produtividade, e do aumento relativo dos serviços superior ao dos bens, já se fazia sentir anteriormente a edição do plano de estabilização, atingindo seu ápice em meados de 1994, e após a desvalorização do real em janeiro de 1999. O primeiro surto de aumento dos preços dos serviços *vis-a-vis* aos produtos,

⁴¹ O ápice do efeito em inovações de ZBRA ocorre com 35 meses do choque inicial e para ZEUA esse prazo é de 52 meses.

entretanto, ocorreu num período em que a economia brasileira ainda convivia com altas taxas de inflação, mas já havia se iniciado o processo de abertura comercial, de modo que deve conter um componente inflacionário inercial que incide com muito mais intensidade sobre os preços dos serviços e não se pode atribuir a ganhos de produtividade todo o crescimento observado da variável ZBRA no período anterior à edição do plano Real. Dessa forma, é razoável concluir que o efeito BS sobre a taxa de câmbio real, no período entre julho de 1994 e dezembro de 1999, foi somente residual para os efeitos do primeiro surto de produtividade da década de 90 e não chegou ao seu máximo para o segundo salto nos ganhos de eficiência.

Uma extensão natural deste trabalho é averiguar de forma mais detalhada a magnitude do efeito dos ganhos de produtividade sobre a taxa de câmbio real. Indo mais além, cabe questionar se esses ganhos em eficiência produtiva ocorreram de forma mais intensa no Brasil em relação a outras economias, de maneira que seja lícito se falar em um efeito de diferencial de produtividade entre a economia brasileira e o resto do mundo.

9. Referência Bibliográfica

1. ALVES, D.C.O., CATI, R.C.e FAVA, V.L. *Purchasing Power Parity in Brazil: A Test for Fractional Cointegration*, **Applied Economics**, 33, 2001, pp. 1175-1185;
2. ASEA, P.K. e CORDEN, W.M., . *The Balassa-Samuelson Model: An Overview*, **Review of International Economics**, 2, 1994, pp. 191-200;
3. ASEA, P.K. e MENDOZA, E.G. *The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal*, **Review of International Economics**, 2, 1994, pp. 244-267;
4. BALASSA, B. *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, **The Journal of Political Economy**, 72(6), dez. 1964, pp. 584-96;
5. BALKE, N.S.e FOMBY, T.B. *Threshold Cointegration*, **International Economic Review**, 38 (3), 1997, pp. 627- 645;
6. BEAULIEU, J.J e MIRON, J.A. *Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data*, **Journal of Econometrics**, 55,1993, pp. 305-328;
7. BONELLI, R. *Labor Productivity in Brazil During the 1990's*, **Texto para discussão 906 - IPEA**, 2002, Rio de Janeiro;
8. BONELLI, R e FONSECA, R.. *Ganhos de resultado e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 28 (2), ago. 1998;
9. _____, *Ganhos de Produtividade e de Eficiência: Novos resultados para a economia brasileira*, **Texto para discussão 557- IPEA**, Rio de Janeiro, 1998;
10. BOYD, D. e SMITH, R., *Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and Application to Developing Countries*, **The Manchester School**, 67 (3), jun. 1999, pp 287-303;
11. CANZONERI, M., CUMBY, R.E. e DIBA, B. *Relative Labor Productivity and Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence From a Panel of OECD Countries*, **Journal of International Economics**, 47, 1997 , pp. 245-266;
12. CASTRO, A.B., *A Reconstrução Industrial Brasileira Nos Anos 90. Uma Interpelação*, **Revista de Economia Política**, 21(3), jul.-set. 2001;
13. CUDDINGTON, J.T. e LIANG, H., *Purchasing Power Parity Over Two Centuries?*, **Journal of International Money and Finance**, 19, 2000, pp. 753-757;
14. Dalton, K.V, Greenlees, J.S. e Stewart, K.J, *Incorporating a Geometric Mean Formula in the CPI*, **Monthly Labor Review**, out. 1998, pp. 1-7;
15. DELOACH, S.B., *More Evidence in Favor of the Balassa-Samuelson Hypothesis*, **Review of International Economics**, 9(2), 2001, pp. 336-342;
16. DICKEY, D.A. e FULLER, W., *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root*, **Econometrica**, 49(4), jul. 1981, pp. 1057-1072;
17. DUTTON, M., STARUSS, J., *Cointegration tests of Purchasin Power Parity: the impact of non traded goods*, **Journal of International Money and Finance**, 16(3), 1997, pp. 433-444;
18. Elliott, G, Rothenberg, T.J. e Stock, J.H., *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root*, **Econometrica**, 64, jul. 1996, pp. 813-836;
19. ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, 1995;
20. ENGLE, R.F. e GRANGER, C.W.J., *Co-integration and Error Corretion: Representation, Estimation and Testing*, **Econometrica**, 55 (2), mar. 1987, pp. 251-276;

21. FRANCO, G.H. B., *A inserção externa e o desenvolvimento*, **Revista de Economia Política**, 18(37), jul.-set. 1998, pp. 121-147.
22. FRENKEL, J.A., The collapse of Purchasing Power Parities during the 1970's, **European Economic Review**, 16, 1981, pág. 145-165;
23. -----, *Purchasing Power Parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920's*, **Journal of International Economics**, 8, 1978, 169-191;
24. HENDRY, D. F, JUSELIUS, K., *Explaining Cointegration Analysis*, **University of Copenhagen, Institute of Economics, texto para discussão 00-20**, Nuffield College, Denmark, 2001;
25. HYLLEBERG, S., ENGLE, R., GRANGER, C.W.J. e YOO, B.S. *Seasonal Integration and Cointegration*, **Journal of Econometrics**, 44, 1990, pp. 215-238;
26. ISARD, P., *How Far Can We Push The "Law of One Price"?*, **The American Economic Review**, 67, dez. 1977, pp. 942-948;
27. JOHANSEN, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Nova York, 1995;
28. JORION, P. e SWEENEY, R., *Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for forecasting*, **Journal of International Money and Finance**, 15 (4), 1996, pp. 535-550;
29. KIM, I. e MADDALA, G.S., *Unit Roots, cointegration, and structural change*, Cambridge University Press, 1998;
30. LOTHIAN, J.R. e TAYLOR, M.P., *Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float From the Perspective of the Past Two Centuries*, **Journal of Political Economy**, 104 (3), 1996, pp. 488-509;
31. LOTHIAN, J.R. e TAYLOR, M.P., *Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability. A Reply to Cuddington and Liang*, **Journal of International Money and Finance**, 19, 2000, pp. 759-764;
32. NEWBY, W.K., e WEST, K.D., *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, **Review of Economic Studies**, 61, 1994, pp. 631-653;
33. NG, S. e PERRON, P., *Unit Root Tests in ARMA Models With Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag*, **Journal of the American Statistical Association**, 90 (429), 1995, pp. 268-281;
34. NORDHAUS, W.D., *Alternative Methods For Measuring Productivity Growth*, **National Bureau of Economic Research, Working Paper 8095**, , Massachussetts EUA, Jan. 2001;
35. -----, *Productivity Growth and the New Economy*, **National Bureau of Economic Research**, W.P. 8096, Massachussetts EUA, Jan. 2001;
36. O'CONNEL, P.G.J., *The Overvaluation of Purchasing Power Parity*, **Journal of International Economics**, 44 (1998), pp. 1-19;
37. OFFICER, LAWRENCE H. "The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article," **Fundo Monetário Internacional Staff Papers**, 23(1), mar.1976, pp. 1-60;
38. OH, K., *Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data*, **Journal of International Money and Finance**, 15(3), pp. 405-418;
39. PANTULA, S.G., *Testing for Unit Roots in Time Series Data*, **Econometric Theory**, 5, 1989, pp. 256-271;
40. PAPPEL, D., *Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float*, **Journal of International Economics**, 43, 1997, pp. 313-332;

41. PASTORE, A. C., BLUM, B.S. e PINOTTI, M.C., *Paridade de Poder de Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais*, **Revista Brasileira de Economia**, 52 (3), Jul-Set 1998, pp.359-403;
42. PIPPENGER, M. K., *Cointegration tests of Purchasing Power Parity: the Case of Swiss exchange rates*, **Journal of International Money and Finance**, 12(1), 1993, pp. 46-61;
43. ROGOFF, K., *The Purchasing Power Parity Puzzle*, **Journal of Economic Literature**, 24, jun. 1996, pp. 647-668;
44. SAMUELSON, P. A., *Theoretical Notes on Trade Problems*, **The Review of Economics and Statistics**, 46(2), mai. 1964, pp. 145-54;
45. SAMUELSON, P. A., *Analytical Notes on International Real-Income Measures*, **The Economic Journal**, set. 1974, pp. 595-608;
46. SARNO, L. e TAYLOR, M.O., *Real Exchange Rates Under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion*, **Economics Letters**, 60, 1998, pp. 131-137;
47. SARNO, L. e TAYLOR, M.O., *Purchasing Power Parity and The Real Exchange Rate*, **Fundo Monetário Internacional Staff papers**, 49(1), 2002;
48. STIROH, K., *What Drives Productivity Growth?*, **Federal Reserve Bank of New York, Economic policy review**, New York EUA, mar. 2001;
49. STIROH, K., *Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?*, **Federal Reserve Bank of New York, Staff Report nº.115**, New York EUA, jan. 2001;
50. STOCK, J.H. e WATSON, M.W., *A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems*, **Econometrica**, 61, 1993, pp 783-820;
51. TAYLOR, A.M., *Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of The Law of One Price*, **Econometrica**, 69, 2001, pp. 473-498;
52. TAYLOR, A.M., *A Century of Purchasing Power Parity*, **National Bureau of Economic Research Working Papers**, W.P. nº. 8012, Massachusetts EUA, nov. 2002;
53. TAYLOR, M.P., *The Economics of Exchange Rates*, **Journal of Economic Literature**, 33, mar. 1995, pp. 13-47;
54. TAYLOR, M.P., e SARNO, L. *The Behavior of Real Exchange Rates During Post-Bretton Woods Period*, **Journal of International Economics**, 46, 1998, pp. 281-312;
55. TAYLOR, M.P., PEEL, D.A. e SARNO, L. *Non-linear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to The Purchasing Power Parity Puzzles*, **International Economic Review**, 42(4), nov. 2001, pp. 1015-1042;
56. ZINI Jr., A. A., *Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil*, Ed. USP, 2ª. Ed., 1995

ANEXO I-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO CPI-U

	Pesos	
	1978-1986	1987-1997
Alimentação e Bebidas alcoólicas	18.814	17.824
Alimentação no domicílio	12.236	9.974
Alimentação fora do domicílio	5.483	6.272
Bebidas alcoólicas no domicílio	0.843	0.875
Bebidas alcoólicas fora do domicílio	0.252	0.703
Habitação	43.9080	42.947
Produtos de manutenção e reparo de moradia	0.8680	0.089
Serviços de manutenção e reparo de moradia	2.8000	0.133
Custos de aluguel , residencial	5.6240	8.000
Outros custos de aluguel	0.7120	
Compra de casa própria	9.9680	
Custos de casa própria (seguro e eq. do aluguel)		19.600
Financiamentos, impostos e seguros	9.2110	
Óleo combustível, carvão e gás engarrafado	0.8970	0.395
Eletricidade e gás (encanado)	3.3860	4.063
Outras utilidades e serviços públicos (telefone, água e esgoto)	2.2270	3.451
Produtos de administração doméstica (limpeza, jardinagem)	1.5590	1.215
Serviços de administração doméstica (conserto mobília, fretes, postagem, lavanderia)	2.0530	1.554
Mobiliário	4.6030	4.447
Vestuário	5.8000	6.335
Produtos para vestuário, exceto calçados	4.4220	4.9190
Calçados	0.7160	0.8480
Serviços de lavanderia não operados por moeda	0.421	0.2960
Outros	0.242	0.2720
Transporte	18.0280	17.2170
Carros novos	4.0400	5.607
Carros usados	3.0200	1.249
Gasolina	4.2050	2.903
Outros produtos de transporte (óleo motor, aditivos, partes e equipamentos,pneus)	0.7330	0.770
Manutenção e reparo de automóveis	1.5160	1.549
Outros serviços de transporte privado (seguro, financiamentos, licenciamento)	3.4180	3.641
Transporte público	1.0970	1.498
Saúde	4.9690	5.42
Produtos de saúde (medicamentos e suprimentos, inclui óculos)	0.8590	1.083
Serviços de saúde (médicos, dentistas, serviços hospitalares)	4.1110	4.337
Entretenimento	4.0860	4.402
Produtos e equipamento para esportes	0.6900	0.477
Brinquedos, <i>hobbies</i> e outros produtos de entretenimento	1.1040	0.948
Material de leitura	0.6300	0.694
Serviços de entretenimento	1.6620	2.283
Outros produtos e serviços	4.395	5.854
Produtos para fumo (cigarro, tabaco e acessórios para fumo)	1.202	1.247
Produtos para banheiro e higiene pessoal (cosméticos, hig. bucal, prod para barba, manicura, maquiagem)	0.791	0.663
Livros e material escolar	0.189	0.217
Serviços de cuidados pessoais (salão beleza, cabelo, barba)	0.961	0.571
Despesas pessoais e com educação (legais, funerários, financeiros, mensalidades escolares)	1.252	3.156

ANEXO I-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO CPI-U

	Pesos	
	1998-2001	2002
Alimentação e Bebidas	16.309	15.718
Alimentação no domicílio	9.646	8.468
Alimentação fora do domicílio	5.680	6.220
Bebidas alcoólicas no domicílio	0.628	0.682
Bebidas alcoólicas fora do domicílio	0.355	0.348
Habitação	39.561	37.737
Aluguel, residência	6.885	6.421
Estadia fora da residência	2.327	2.702
Imóvel próprio, equivalência ao aluguel	20.199	22.046
Seguro	0.377	0.353
Óleo combustível e outros combustíveis	0.261	0.188
Gás (encanado) e eletricidade	3.757	3.466
Serviços de água, esgoto e coleta de lixo	0.924	0.857
Cortinas, tapetes, carpetes e semelhantes	0.354	0.289
Mobiliário	1.141	1.051
Aparelhos domésticos	0.368	0.364
Outros móveis e equipamentos domésticos (relógios, lâmpadas, itens decoração, plantas para interior, pratos, talheres)	0.546	0.806
Ferramentas, equipamentos e suprimentos de uso externo (ferramentas de metal, cadeados, baldes)	0.653	0.649
Produtos de administração doméstica (limpeza, papelaria)	0.873	0.862
Serviços de administração doméstica	0.896	0.820
Vestuário	4.944	4.399
Vestuário	4.944	4.399
Transporte	17.57	17.056
Veículos novos*	5.134	5.191
Carros e caminhões usados*	1.907	2.242
Leasing de carros e caminhões	0.721	1.061
Aluguel de carros e caminhões	0.138	0.120
Combustíveis	2.995	2.564
Partes e equipamentos para veículos motorizados	0.560	0.421
Serviços de manutenção e reparo de veículos motorizados	1.603	1.400
Seguro	2.551	2.288
Taxas	0.633	0.558
Transporte público	1.338	1.211
Saúde	5.614	5.811
Produtos médicos e de saúde	1.222	1.377
Serviços médicos e de saúde	4.392	4.434
Recreação	6.146	6.017
Televisores	0.215	0.150
Outros equipamentos de vídeo	0.087	0.055
Equipamento de áudio	0.167	0.117
Discos de áudio, fitas e outras mídias	0.148	0.147
Material de leitura para recreação	0.593	0.436
TV a cabo	0.842	0.928
Vídeo cassetes, discos, e outras mídias incluindo aluguel	0.189	0.148
Outros áudio e vídeo fora da amostragem	0.115	0.099
Produtos para animais domésticos	0.434	0.456
Serviços para animais domésticos	0.231	0.255

* Receberam, proporcionalmente, o peso da série "unsampled new and used motor vehicles".

ANEXO I-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO CPI-U

	Pesos	
	1998-2001	2002
Produtos para esporte	0.493	0.628
Equipamentos e suprimentos para fotografia	0.108	0.110
Fotógrafos e processamento de filmes	0.155	0.129
Fotografia fora da amostragem	0.002	0.001
Outros produtos de recreação	0.596	0.497
Serviços de recreação	1.771	1.861
Educação e Comunicação	5.530	5.813
Livros e suprimentos para educação	0.194	0.220
Mensalidades escolares, outras taxas e similares	2.421	2.506
PC e equipamentos periféricos	0.234	0.275
Outros equipamentos de processamento da informação	0.057	0.090
<i>Software</i> e acessórios para computadores	0.037	0.051
Serviços de computação e processamento de informação	0.020	0.157
Serviços de postagem e entrega	0.207	0.184
Serviços de telefonia	2.357	2.324
Outros não amostrados	0.003	0.006
Outros	4.321	4.312
Tabaco e produtos para fumo	0.894	0.928
Produtos de higiene pessoal	0.737	0.706
Produtos pessoais diversos	0.262	0.215
Serviços de higiene pessoal	0.963	0.901
Serviços pessoais diversos(legais, funerários, financeiros, lavanderia e limpeza, acompanhantes para idosos e crianças, serviços de cabeleireiro)	1.465	1.562

ANEXO II-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO IPC-FIPE

	Pesos			
	1975-1984	1985-1993	1994-1999	2000-2002
Alimentação	43.545	37.462	30.808	22.791
Industrializados				9.067
Semi-elaborados				6.968
Produtos in-natura				4.026
Alimentação no domicílio	40.263	32.517	27.196	
Alimentação fora do domicílio	3.282	4.945	3.611	2.730
Habitação	22.688	18.278	26.516	32.864
Lâmpadas	0.083	0.075	0.029	0.047
Fósforos				0.014
Velas		0.070	0.034	0.024
Artigos de limpeza	2.286	1.814	1.360	1.311
Cama, mesa e banho	0.607	0.542	0.507	
Gás de Bujão	1.598	1.175	0.680	0.717
Luz	3.429	3.200	3.851	4.269
Reparos no domicílio	2.201	0.457	0.911	2.139
Ferramenta				0.011
Equipamentos do Domicílio				4.298
Equipamentos eletro-eletrônicos			1.805	
Aparelhos de imagem e som			1.075	
Mobiliários			1.740	
Utensílios domésticos			0.628	
Água e esgoto	1.059	1.361	2.825	2.238
Conserto de aparelhos domésticos	0.938	0.243	0.098	0.342
Imposto predial	0.817	1.142	0.521	1.073
Serviços domésticos			1.175	1.477
Empregada doméstica	0.580			
Telefone	0.224	0.462	0.925	
Aquisição de linha telefônica			0.092	
Serviços de Comunicações				3.712
Condomínio	0.179		1.246	2.118
Gás de rua	0.053	0.031	0.046	0.034
Aluguel	8.633	7.707	6.968	9.030
Serviço de mudança				0.010
Despesas Pessoais	13.560	19.511	12.520	12.357
Fumo e bebidas	5.432	7.621	4.846	4.350
Higiene e beleza	2.119	2.505	2.026	2.757
Brinquedos	0.223	0.379	0.524	0.466
Filme para máquina fotográfica			0.063	0.036
Pilha pequena (pilhas)		0.156	0.059	0.030
Animal doméstico				0.356
Flores	0.127	0.178	0.135	0.077
Artigos p/ festa				0.019
Disco/fita			0.348	0.294
Discos	0.080	0.543		
Revelação de negativo			0.118	0.073
Cultura (jornal, revista e livro não didático)			0.297	0.376
Jornais	0.323	0.408		
Revistas	0.134	0.219		

ANEXO II-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO IPC-FIPE

	Pesos			
	1975-1984	1985-1993	1994-1999	2000-2002
Despesas Pessoais				
Passagem para fora da cidade	0.994	1.436	1.374	0.542
Gastos com combustível com viagem		0.518	0.412	
Viagem (excursão)				0.808
Motel				0.017
Clubes	0.195	0.215	0.098	0.143
Locação de fita			0.128	0.143
Cinema/teatro			0.237	
Teatro/show				0.056
Cinema	0.150	0.781		0.056
Casa de dança				0.048
Parque de diversão				0.061
Pesque e pague				0.013
Academia de ginástica				0.032
Atividade esportiva				0.088
Futebol	0.027	0.082	0.024	0.027
Boliche				0.012
Fliperama				0.009
Serviços pessoais	1.615	1.470	0.814	0.804
Loterias e outros jogos				0.409
Loteria esportiva	1.539	1.211		
Loteria federal	0.395	0.376		
Loto		1.165	0.204	
Sena			0.200	
Loteria instantânea			0.228	
Outras loterias			0.166	
Telefone (fichas)		0.146	0.058	
Correio			0.064	
Cartório			0.053	0.043
Seguro de vida	0.207	0.100	0.045	0.128
Serviço bancário				0.054
Manutenção de jazigo				0.028
Cerimônia religiosa				0.004
Vestuário	6.406	8.480	8.658	4.953
vestuário	6.406	8.480	8.658	4.953
Transportes	6.282	10.482	12.968	16.130
Gasolina	0.828	5.462	3.067	2.671
Álcool		0.157	1.456	0.550
Diesel				0.030
Acessórios de veículo				0.083
Produtos para veículo			0.495	0.449
Aquisição de veículo			1.111	3.196
Óleo para autos	0.083	0.186	0.097	0.093
Transportes urbanos	4.562	4.165	4.801	5.898
Reparos mecânicos	0.424	0.003	1.184	1.621
Licenciamento			0.223	
Seguro de veículo			0.331	
Lacração	0.281	0.255		
Lavagem simples	0.059	0.128	0.044	0.052
Estacionamento	0.025	0.125	0.162	

ANEXO II-A
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO IPC-FIPE

Pesos				
	1975-1984	1985-1993	1994-1999	2000-2002
Transportes				
Lubrificação	0.020			
Outras Despesas com Transporte				1.486
Saúde	5.320	3.761	4.581	7.098
Remédios e produtos farmacêuticos	2.808	1.937	1.682	2.521
Aparelhos Corretivos				0.280
Contrato de assistência médica				3.117
Serviços médicos	2.512	1.825	2.900	1.180
Educação	2.199	2.027	3.949	3.806
Material escolar	0.463	0.136		0.342
Caneta			0.078	
Lápis			0.064	
Caderno			0.276	
Borracha			0.016	
Livros	0.478	0.182	0.396	0.148
Anuidade	1.145	1.709		
Condução escolar	0.113			
Matrícula e mensalidade escolar			3.036	
Xerox (fins didáticos)			0.082	
Gastos com ensino				3.316

ANEXO I-B
CPI-Produtos

	pesos	pesos ajustados
Período 1978-1986		
Alimentação e Bebidas alcólicas		
Alimentação no domicílio	12.236	28.1
Bebidas alcólicas no domicílio	0.843	1.9
habitação		
Produtos de manutenção e reparo de moradia	0.8680	2.0
Óleo combustível, carvão e gás engarrafado	0.8970	2.1
Produtos de administração doméstica(limpeza, jardinagem...)	1.5590	3.6
Mobiliário	4.6030	10.6
vestuário		
Produtos para vestuário, exceto calçados	4.4220	10.1
Calçados	0.7160	1.6
Transporte		
Carros novos	4.0400	9.3
Carros usados	3.0200	6.9
Gasolina	4.2050	9.6
Outros produtos de transporte (óleo motor, aditivos, partes e equip.-pneus)	0.7330	1.7
Saúde		
Produtos de saúde (medicamentos e suprimentos, inclui óculos)	0.8590	2.0
Entretenimento		
Produtos de entretenimento	2.4230	5.6
Outros		
Produtos para fumo (cigarro, tabaco e acessórios para fumo)	1.202	2.8
Produtos para banheiro e higiene pessoal (cosméticos, hig. bucal, outros)	0.791	1.8
Livros e material escolar	0.189	0.4
Período 1987-1997		
Alimentação e Bebidas alcólicas		
Alimentação no domicílio	9.974	25.82533
Bebidas alcólicas no domicílio	0.875	2.265607
Habitação		
Produtos para manutenção e reparo de moradia	0.089	0.230445
Óleo combustível e outros combustíveis de uso doméstico	0.395	1.02276
Mobiliário, artigos de cama, mesa e banho e aparelhos, eletrônicos	4.447	11.51446
Produtos de administração doméstica (limpeza, jardinagem -não equip.)	1.215	3.145957
Vestuário		
Produtos de vestuário, exceto calçados	4.9190	12.73659
Calçados	0.8480	2.195697
Transporte		
Veículos novos	5.607	14.51801
Carros usados	1.249	3.233992
Combustível para motor	2.903	7.516636
Outros produtos de transporte (óleo motor, aditivos, pneus...)	0.770	1.993734
Saúde		
Produtos de saúde (medicamentos e suprimentos, inclui óculos)	1.083	2.804174
Entretenimento		
Produtos de entretenimento	2.120	5.489242
Outros produtos		
Produtos para fumo (cigarro, tabaco e acessórios para fumo)	1.247	3.228813
Produtos para banheiro e higiene pessoal (cosméticos, hig. bucal, outros)	0.663	1.716683
Livros e material escolar	0.217	0.56187

ANEXO I-B
CPI-Produtos

	pesos	pesos ajustados
Período 1999-2001		
Alimentação e bebidas alcólicas		
Alimentação no domicílio	9.646	26.52055
Bebidas alcólicas no domicílio	0.628	1.726612
Habitação		
Óleo combustível e outros combustíveis	0.261	0.717589
Cortinas, tapetes, carpetes e semelhantes	0.354	0.973281
Mobiliário	1.141	3.137046
Aparelhos domésticos	0.368	1.011773
Outros móveis e equipamentos domésticos	0.546	1.501163
Ferramentas, equipamentos e suprimentos de uso externo	0.653	1.795347
Produtos de administração doméstica	0.873	2.400211
Vestuário		
Vestuário	4.944	13.59295
Transporte		
Veículos novos	5.134	14.114
Carros e caminhões usados	1.907	5.244
Combustíveis	2.995	8.234401
Partes e equipamentos para veículos motorizados	0.560	1.539654
Saúde		
Produtos médicos e de saúde	1.222	3.359746
Recreação		
Televisores	0.215	0.591117
Outros equipamentos de vídeo	0.087	0.239196
Equipamento de áudio	0.167	0.459147
Discos de áudio, fitas e outras mídias	0.148	0.406909
Outros áudio e vídeo fora da amostragem	0.115	0.316179
Produtos para animais domésticos	0.434	1.193232
Produtos para esporte	0.493	1.355446
Equipamentos e suprimentos para fotografia	0.108	0.296933
Outros produtos de recreação	0.596	1.638632
Material de leitura para recreação	0.593	1.630384
Educação e comunicação		
PC e equipamentos periféricos	0.234	0.643
Outros equipamentos de processamento da informação	0.057	0.157
Outros		
Tabaco e produtos para fumo	0.894	2.457948
Produtos de higiene pessoal	0.737	2.026295
Produtos pessoais diversos	0.262	0.720338

ANEXO I-B
CPI-Produtos

	pesos	pesos ajustados
Período 2002		
Alimentação e bebidas alcólicas		
Alimentação no domicílio	8.468	24.41612
Bebidas alcólicas no domicílio	0.682	1.966438
Habitação		
Óleo combustível e outros combustíveis	0.188	0.542068
Cortinas, tapetes, carpetes e semelhantes	0.289	0.833285
Mobiliário	1.051	3.03039
Aparelhos domésticos	0.364	1.049536
Outros móveis e equipamentos domésticos (relógios, lâmpadas, decoração)	0.806	2.323972
Ferramentas, equipamentos e suprimentos de uso externo	0.649	1.871288
Produtos de administração doméstica	0.862	2.485439
Vestuário		
Vestuário	4.399	12.68381
Transporte		
Veículos novos	5.191	14.967
Carros e caminhões usados	2.242	6.464
Combustíveis	2.564	7.392884
Partes e equipamentos para veículos motorizados	0.421	1.213886
Saúde		
Produtos médicos e de saúde	1.377	3.970359
Recreação		
Televisores	0.150	0.432501
Outros equipamentos de vídeo	0.055	0.158584
Equipamento de áudio	0.117	0.337351
Discos de áudio, fitas e outras mídias	0.147	0.423851
Outros áudio e vídeo fora da amostragem	0.099	0.285451
Produtos para animais domésticos	0.456	1.314803
Produtos para esporte	0.628	1.810738
Equipamentos e suprimentos para fotografia	0.110	0.317167
Outros produtos de recreação	0.497	1.43302
Material de leitura para recreação	0.436	1.257136
Educação e comunicação		
Livros e suprimentos para educação	0.220	0.634335
PC e equipamentos periféricos	0.275	0.793
Outros equipamentos de processamento da informação	0.090	0.260
Outros		
Tabaco e produtos para fumo	0.928	2.67574
Produtos de higiene pessoal	0.706	2.035638
Produtos pessoais diversos	0.215	0.619918

ANEXO II-B
IPC-FIPE - Produtos

	Pesos	Pesos ajustados
Período 1975-1984		
Alimentação		
Alimentação no domicílio	40.263	62.576
Habitação		
Lâmpadas	0.083	0.130
Artigos de limpeza	2.286	3.553
Cama, mesa e banho	0.607	0.944
Gás de bujão	1.598	2.484
Desp. Pessoais		
Fumo e bebidas	5.432	8.442
Higiene e beleza	2.119	3.294
Brinquedos	0.223	0.346
Flores	0.127	0.198
Discos	0.080	0.124
Jornais	0.323	0.501
Revistas	0.134	0.208
Vestuário		
vestuário	6.406	9.956
Trasportes		0.000
Gasolina	0.828	1.287
Óleo para autos	0.083	0.129
Saúde		
Remédios e produtos farmacêuticos	2.808	4.365
Educação		
Material escolar	0.463	0.719
Livros	0.478	0.743
Período 1985-1993		
Alimentação		
Alimentação no domicílio	32.517	49.826
Habitação		
Lâmpadas	0.075	0.115
Velas	0.070	0.107
Artigos de limpeza	1.814	2.780
Cama, mesa e banho	0.542	0.830
Gás de bujão	1.175	1.800
Despesas Pessoais		
Fumo e bebidas	7.621	11.677
Combustíveis em viagem	0.518	0.794
Brinquedos	0.379	0.581
Pilhas	0.156	0.238
Flores	0.178	0.273
Higiene e beleza	2.505	3.839
Discos	0.543	0.833
Jornais	0.408	0.626
Revistas	0.219	0.336
Vestuário		
Vestuário	8.480	12.994
Trasnportes		
Gasolina	5.462	8.369
Alcool	0.157	0.241
Oleo para auto	0.186	0.286

ANEXO II-B
IPC-FIPE - Produtos

	Pesos	Pesos ajustados
Período 1985-1993		
Saúde		
Remédios e produtos farmacêuticos	1.937	2.968
Educação		0.000
Material Escolar	0.136	0.209
Livro didático	0.182	0.278
Período 1994-1999		
Alimentação		
Alimentação no domicílio	27.196	44.723
Habitação		
Velas	0.034	0.056
Lâmpadas	0.029	0.048
Artigos de limpeza	1.360	2.236
Cama/mesa/banho	0.507	0.833
Equip. eletro-eletrônicos	1.805	2.969
Aparelhos de imagem e som	1.075	1.767
Mobiliários	1.740	2.862
Utensílios domésticos	0.628	1.032
Gás de botijão	0.680	1.119
Despesas pessoais		
Fumo e bebidas	4.846	7.969
Combustível em viagem	0.412	0.677
Brinquedo	0.524	0.862
Filme para máq. Fotográfica	0.063	0.103
Pilhas	0.059	0.098
Art. de higiene e limpeza	2.026	3.332
Flores	0.135	0.222
Cultura (jornal, revista e livro não didático)	0.297	0.488
Vestuário		
Vestuário	8.658	14.238
Transportes		
Gasolina	3.067	5.043
Alcool comb.	1.456	2.395
Produtos para veículo	0.495	0.814
Oleo para veículo	0.097	0.159
Aquisição de veículo	1.111	1.826
Saúde		
Remédios e produtos farmacêuticos	1.682	2.765
Educação		
Caderno	0.276	0.454
Caneta	0.078	0.128
Lapis	0.064	0.106
Borracha	0.016	0.026
Livro didático	0.396	0.652

ANEXO II-B
IPC-FIPE - Produtos

	Pesos	Pesos ajustados
Período 1999-2002		
Alimentação		
Industrializados	9.067	18.167
Semi-elaborados	6.968	13.962
In natura	4.026	8.066
Habitação		
Ferramenta	0.011	0.022
Velas	0.024	0.047
Fósforos	0.014	0.028
Lâmpada	0.047	0.095
Artigos de Limpeza	1.311	2.627
Equipamentos do Domicílio	4.298	8.612
Gás de botijão (ver planilha habitação)	0.717	1.436
Despesas pessoais		
Fumo e Bebidas	4.350	8.715
Brinquedo	0.466	0.934
Filme p/ máquina fotográfica	0.036	0.071
Artigos p/ festa	0.019	0.038
Pilhas	0.030	0.060
Artigos de Higiene e Beleza	2.757	5.523
Flores	0.077	0.154
Cultura (jornal revista livros não did.)	0.376	0.753
Vestuário		
Vestuário	4.953	9.925
Transportes		
Gasolina	2.671	5.351
Álcool combustível	0.550	1.102
Diesel	0.030	0.060
Produtos p/ veículo	0.449	0.899
Óleo p/ veículo	0.093	0.187
Acessórios de veículo	0.083	0.167
Aquisição de Veículo	3.196	6.404
Saúde		
Remédios e Produtos Farmacêuticos	2.521	5.051
Aparelhos Corretivos	0.280	0.561
Educação		
Material Escolar	0.342	0.686
Livros Didáticos	0.148	0.296

ANEXO III

GRÁFICOS E ESTAT. DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

ANEXO III

GRÁFICOS E ESTAT. DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

PPC tradicionl, gráficos das primeiras diferenças e resíduos VAR(2)

PPC comercializáveis, gráficos das primeiras diferenças e resíduos VAR(3)

PPC modificada, gráficos das primeiras diferenças e resíduos VAR(4)

ANEXO III
GRÁFICOS E ESTAT. DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS

PPC Tradicional - Estatísticas descritivas

Variável	Média	D.P.	Assim.	Exc. Curt.	Norm.	Mínimo	Máximo
LCPI_U	4.6926	0.355	-0.6599	-0.6629	90.835 (0.0)	3.9151	5.1587
LIPC	12.9626	10.7316	0.1543	-1.6692	117.02 (0.0)	-0.6357	26.6705
LNOMINAL	12.6439	10.7018	0.1371	-1.6598	111.7(0.0)	-0.949679	26.9035
D_LCPI_U	0.0038	0.0032	0.7375	0.8173	30.19 (0.0)	-0.0046	0.0151
D_LIPC	0.0825	0.1010	1.9384	4.3231	360.17 (0.0)	-0.0100	0.5828
D_LNOMINAL	0.0838	0.1075	1.4139	1.9308	197.16 (0.0)	-0.1815	0.5469
Resíduos estimados do VAR(2) com nove dummies sazonais							
R_LCPI_U	0	0.0021	-0.2235	0.8292	9.99 (0.00)	-0.0078	0.0056
R_LIPC	0	0.0356	-3.6767	31.1927	247.79 (0.0)	-0.3082	0.1445
R_LNOMINAL	0	0.0596	0.2634	18.3240	744.85 (0.0)	-0.3968	0.4537

PPC nos comercializáveis - Estatísticas descritivas

Variável	Média	D.P.	Assim.	Exc. Curt.	Norm.	Mín.	Máx.
LNOMINAL	14.253601	10.225129	-0.035885	-1.665159	93.32 [0.00]	-0.183133	26.903519
LPTBRA	14.4129	10.2335	-0.0338	-1.6773	96.18 (0.0)	-0.0342	26.3628
LPTEUA	4.7105	0.1907	-0.7638	-0.1246	66.19 (0.0)	4.1954	4.9633
D_LNOMINAL	0.091392	0.111429	1.241367	1.408534	128.36 [0.0000]	-0.181547	0.546861
D_LPTBRA	0.0894	0.1061	1.7098	3.3259	235.51 (0.0)	-0.0166	0.6026
D_LPTEUA	0.0025	0.0053	0.1358	0.6857	6.91 (0.03)	-0.0153	0.0174
Resíduos estimados do VAR(3) com seis dummies							
R_LNOMINAL	0	0.060984	0.304783	18.73783	684.44 [0.0000]	-0.41556	0.447427
R_LPTBRA	0	0.04125	-3.044373	25.065899	145.95 [0.0000]	-0.325052	0.183449
R_LPTEUA	0	0.003815	0.163008	1.80476	30.389 [0.0000]	-0.014282	0.012799

PPC Modificada - Estatísticas descritivas

Variável	Média	D.P.	Assim.	Exc. Curt.	Norm.	Mín.	Máx.
ZEUA	0.1267	0.1716	-0.5206	-0.8619	61.21 (0.0)	-0.2160	0.3937
ZBRA	0.4033	0.3337	-0.1050	-1.5194	68.55 (0.0)	-0.2590	0.9025
LREAL	4.4686	0.3716	-0.5501	-0.1341	25.38 (0.0)	3.6105	5.3986
D_ZEUA	0.0021	0.0060	-0.0490	0.4874	4.02 (0.13)	-0.0156	0.0210
D_ZBRA	-0.0003	0.0312	0.8724	6.0227	106.82 (0.0)	-0.1315	0.1589
D_LREAL	0.0055	0.0519	2.7479	30.4697	256.49 (0.0)	-0.2486	0.4927
Resíduos estimados do VAR(4) com sete dummies sazonais							
R_ZEUA	0.00	0.004484	-0.09221	2.35679	46.599 [0.0000]	-0.019665	0.014985
R_ZBRA	0.00	0.027666	0.76183	6.2638	127.97 [0.0000]	-0.13771	0.150788
R_REAL	0.00	0.04981	3.04214	29.5435	168.81 [0.0000] **	-0.187263	0.469465

ANEXO IV

VALORES CRÍTICOS – TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Valores críticos para os testes de Dickey e Pantula e ADF (1, 5 e 10% de significância)

Tabelas τ , τ_μ , τ_τ , $\tau_{\alpha\mu}$, $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\beta\tau}$, Φ_1 , Φ_2 e Φ_3 .

H_0/modelo	Completo			constante			sem termos det.		
$\gamma = 0$ (τ_τ , τ_μ e τ) ¹	-3.99	-3.43	-3.13	-3.46	-2.88	-2.57	-2.58	-1.95	-1.62
$\alpha = 0$ ($\tau_{\alpha\tau}$ e $\tau_{\alpha\mu}$) ²	3,74	3,09	2,73	3,19	2,53	2,16			
$\beta = 0$ ($\tau_{\beta\tau}$) ²	3,49	2,79	2,38						
$\beta = \gamma = 0$ (Φ_3)	8,43	6,34	5,39						
$\alpha = \gamma = \beta = 0$ (Φ_2)	6,22	4,75	4,07						
$\alpha = \gamma = 0$ (Φ_1)				6,52	4,63	3,81			

Reproduzidos de Enders (1995) e Dickey e Fuller (1981). Os valores dos termos deterministas são simétricos para valores negativos nos testes $\tau_{\alpha\tau}$, $\tau_{\alpha\mu}$ e $\tau_{\beta\tau}$. Os valores de “1” são para amostra de 300 observações. O valores de “2” pressupõe $\gamma = 0$.

Valores críticos para os testes de DF-GLS (316 observações)

d e f.	M o d e l o c o m δ_0 e δ_1			M o d e l o c o m δ_0		
	1 %	5 %	5 %	1 %	5 %	5 %
1 5	-3 .4 8 0	-2 .8 1 5	-2 .8 2 0	-2 .5 8 0	-1 .9 5 4	-1 .9 5 5
1 4	-3 .4 8 0	-2 .8 2 2	-2 .8 2 6	-2 .5 8 0	-1 .9 5 9	-1 .9 5 9
1 3	-3 .4 8 0	-2 .8 3 0	-2 .8 3 3	-2 .5 8 0	-1 .9 6 3	-1 .9 6 2
1 2	-3 .4 8 0	-2 .8 3 7	-2 .8 3 9	-2 .5 8 0	-1 .9 6 7	-1 .9 6 6
1 1	-3 .4 8 0	-2 .8 4 4	-2 .8 4 5	-2 .5 8 0	-1 .9 7 1	-1 .9 7 0
1 0	-3 .4 8 0	-2 .8 5 1	-2 .8 5 1	-2 .5 8 0	-1 .9 7 5	-1 .9 7 3
9	-3 .4 8 0	-2 .8 5 8	-2 .8 5 7	-2 .5 8 0	-1 .9 7 9	-1 .9 7 6
8	-3 .4 8 0	-2 .8 6 5	-2 .8 6 3	-2 .5 8 0	-1 .9 8 3	-1 .9 8 0
7	-3 .4 8 0	-2 .8 7 1	-2 .8 6 8	-2 .5 8 0	-1 .9 8 7	-1 .9 8 3
6	-3 .4 8 0	-2 .8 7 7	-2 .8 7 3	-2 .5 8 0	-1 .9 9 1	-1 .9 8 6
5	-3 .4 8 0	-2 .8 8 3	-2 .8 7 8	-2 .5 8 0	-1 .9 9 4	-1 .9 8 9
4	-3 .4 8 0	-2 .8 8 9	-2 .8 8 3	-2 .5 8 0	-1 .9 9 8	-1 .9 9 2
3	-3 .4 8 0	-2 .8 9 4	-2 .8 8 8	-2 .5 8 0	-2 .0 0 1	-1 .9 9 5
2	-3 .4 8 0	-2 .8 9 9	-2 .8 9 3	-2 .5 8 0	-2 .0 0 4	-1 .9 9 8
1	-3 .4 8 0	-2 .9 0 4	-2 .8 9 7	-2 .5 8 0	-2 .0 0 7	-2 .0 0 1

Segunda coluna de 5% são os valores para 280 observações. Valores críticos fornecidos pelo programa STATA versão 7.0 pelo arquivo executável obtido do *Stata Technical Bulletin* (STB-58, sts 15.1 – autores Christopher F Baum, Boston College, EUA, e Richard Sperling, The Ohio State University, EUA). Valores aproximados de 5% são calculados de Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai. *Lag Order and Critical Values of a Modified Dickey-Fuller Test*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57:3,1995, 411-419 (Informações do programa.) que levam em conta tanto o tamanho da amostra como as defasagens utilizadas. Os valores para 1% na tendência são interpolados de Elliott, Rothenberg e Stock (1996), Tabela 1 (p.825), e os no nível são idênticos ao do DF sem termos deterministas.

ANEXO IV
VALORES CRÍTICOS – TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Valores críticos para o teste KPSS

modelo/nível sign.	1%	5%	10%
estac. em torno do nível	0,216	0,146	0,119
estac. em torno da conte.	0,739	0,463	0,347

Dados do arquivo executável “sts 15.1” (STB-58) e retirados do artigo de Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. e Y. Shin, *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?* Journal of Econometrics, 54, 1992, 159-178.

Variáveis utilizadas no teste HEGY:

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11})x_t \\
 y_{2t} &= -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - L^5 + L^6 - L^7 + L^8 - L^9 + L^{10} - L^{11})x_t \\
 y_{3t} &= -(L - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})x_t \\
 y_{4t} &= -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})x_t \\
 y_{5t} &= -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})x_t \\
 y_{6t} &= \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})x_t \\
 y_{7t} &= \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 - L^9 + L^{10} + 2L^{11})x_t \\
 y_{8t} &= -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})x_t \\
 y_{9t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - L + L^3 - \sqrt{3}L^4 + 2L^5 - \sqrt{3}L^6 + L^7 - L^9 + \sqrt{3}L^{10} - 2L^{11})x_t \\
 y_{10t} &= \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + \sqrt{3}L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 - L^{10})x_t \\
 y_{12t} &= -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})x_t \\
 y_{13} &= (1 - L^{12})x_t
 \end{aligned}$$

Valores críticos para o teste HEGY

Coef.	Centil					
	0.02	0.05	0.1	0.9	0.95	0.99
π_1	-3.32	-2.76	-2.47			
π_2	-3.28	-2.76	-2.48			
π k-ímpar	-3.83	-3.25	-2.95			
π k-par	-2.61	-1.85	-1.45	1.46	1.86	2.60
F k-ímpar, k-par				5.27	6.26	8.35

Valores obtidos de Bealeieu e Miron(1993) e são para 240 obs.

ANEXO V

TESTES DE ESPECIFICAÇÃO

Para as equações individuais:

1-Portmanteau: É o teste de Ljung-Box para uma determinada ordem de autocorrelação. H_0 é não autocorrelação e os val. críticos são $\chi^2(n^\circ \text{ defasagens})$. Com correção para amostra finita $2(s-m)$ onde s é def. da dependente e m o número de defasagens considerado.

2- Autocorrelação nos resíduos: é um teste LM nos resíduos estimados. Utiliza da regressão dos resíduos nas variáveis originais e nos resíduos defasados e testa a correlação dos coeficientes das defasagens para dada ordem. H_0 é não autocorrelação.

3-Normalidade: É o Jarque-Bera. H_0 é normalidade e a distribuição é $\chi^2(2)$

4-ARCH: Checa se os resíduos têm estrutura ARCH. Utiliza da regressão dos resíduos ao quadrado numa constante e suas defasagens. H_0 é não ARCH

5- Testes de heterocedasticidade: Utilizam da regressão dos resíduos ao quadrado numa constante, nas variáveis originais e seus quadrados. H_0 é não Heterocedasticidade

Para o VAR

1-Vetor Portmanteau: É o teste de Ljung-Box para uma determinada ordem de autocorrelação. H_0 é não autocorrelação e o valor crítico $2n^2(s-m)$ onde n é o número de variáveis do VAR. onde s é def. das dependentes e m o número de defasagens considerado

2- Autocorrelação no vetor de resíduos: semelhante ao das equações individuais. H_0 é não autocorrelação

3-Normalidade no vetor de resíduos: É igual para individual. H_0 é normalidade e a distribuição é $\chi^2(2n)$

4- Testes de heterocedasticidade: Similar das equações individuais mas se utiliza da regressão das variâncias e covariâncias dos resíduos nas variáveis originais e seus quadrados. H_0 é não Heterocedasticidade. Chi-quadrado $(sn(n+1)/2)$ onde s é o número de regressores não redundantes incluídos..