

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

FERNANDO CHERMAN

**Taxa de câmbio real e co-integração:
Testes sobre PPC em sua versão absoluta do Brasil de
1980 a 2007**

**SÃO PAULO
2009**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

FERNANDO CHERMAN

**Taxa de câmbio real e co-integração:
Testes sobre PPC em sua versão absoluta do Brasil de
1980 a 2007**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas como requisito para
obtenção do título de Mestre em
Economia.

Orientador: Prof. Marcio Holland de Brito

SÃO PAULO

2009

Cherman, Fernando.

Taxa de câmbio real e co-integração: Testes sobre PPC em sua versão absoluta do Brasil de 1980 a 2007 / Fernando Cherman. - 2009.

66 f.

Orientador: Marcio Holland de Brito.

Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Poder aquisitivo. 2. Brasil – Política econômica – 1980 - 2007. 3. Taxa de câmbio – Brasil – 1980 - 2007. I. Brito, Marcio Holland. II. Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 339.133.3(81)

Resumo

O objetivo central desta dissertação consiste em avaliar as possibilidades para a validação da hipótese de paridade de poder de compra em sua versão absoluta no Brasil, no período que se estende desde 1980 a 2007. Este período se caracterizou por diversas alterações de política econômica bem como das condições macroeconômicas da economia brasileira, que acabam por gerar séries mais suscetíveis a quebras estruturais. Para a verificação da existência da hipótese da paridade de poder de compra, foram aplicados testes de raiz unitária e análises de co-integração para séries distintas de taxa de câmbio real. Os resultados obtidos mostram que tanto os testes de raiz unitária quanto a análise de co-integração não suportam a validade da hipótese da Paridade de Poder de Compra em sua versão absoluta.

Abstract

The central objective of this dissertation is to evaluate the validation of the absolute version of hypothesis of the purchase power parity (PPP) in Brazil during the period between 1980 and 2007. This period was characterized by several changes in the economic policies, and in the macroeconomic conditions, that could cause a higher probability of structural break in the time series. Then to verify the hypothesis of the PPP was applied unit root tests and co-integration analysis for real exchange rates. The main result indicates that both unit root tests and co-integration analysis do not support the hypothesis of the PPP.

SUMÁRIO

1 Introdução	1
2 Teoria de Paridade de Poder de Compra e Taxa de Câmbio Real	4
3 Descrição da Base de Dados	10
4 Análise de Estacionariedade das Séries Temporais Usadas	12
5 Quebras Estruturais na Taxa de Câmbio	21
6 Análise de Co-integração	26
7 Considerações Finais	34
REFERÊNCIAS.....	37
ANEXOS	42

1-Introdução

É notável o interesse que o conceito de taxa de câmbio de equilíbrio e os fatores que determinam este nível geram entre os economistas. Este interesse não seria diferente em economias em desenvolvimento como a do Brasil.

O interesse pela verificação da Paridade de Poder de Compra (PPC) em economias como a brasileira se justifica, pois grande parte das economias em desenvolvimento geralmente vivenciam um processo inflacionário, no qual estão presentes mecanismos de indexação que poderiam propiciar um aumento de probabilidade de verificação da PPC.

O presente estudo tem como objetivo testar a validade da teoria de Paridade de Poder de Compra em sua versão absoluta, para dados brasileiros no período de 1980 a 2007, por meio de testes de raízes unitárias e análise de co-integração.

Interessante ressaltar que diferentemente de trabalhos executados anteriormente que abordaram o assunto de paridade de poder de compra para o Brasil, este artigo engloba uma diversidade de regimes e situações econômicas pelas quais o Brasil passou na década de 80 e 90 além do período mais recente da história brasileira, no qual pudemos gozar de uma maior estabilidade econômica. Durante o período analisado, o Brasil adotou políticas de câmbio fixo e flutuante passando por bandas cambiais bem como minidesvalorizações da taxa de câmbio, além de vários planos econômicos que utilizaram artifícios que vão desde congelamento de preços a confisco de poupança para tentar domar o processo inflacionário.

No plano econômico, o período de 1980-1984 marca o esgotamento do modelo de crescimento vigente no país desde os anos 50, isto é, do modelo de industrialização por substituição de importação comandada pelo Estado e fortemente apoiada no endividamento. No cenário externo, este período é marcado pela forte alta de juros feita pelos bancos centrais dos países industrializados, visando conter os efeitos inflacionários causados pelo segundo choque do petróleo. Nos Estados Unidos, por exemplo, as taxas de juros subiram continuamente até 1981, partindo de um valor de 7,9% a.a antes do choque de petróleo e atingindo 16,4% ao ano. O Brasil acabou afetado por este choque externo de alta no juros em duas frentes: através da

retração das importações dos países industrializados e através do aumento das despesas com a dívida externa. Este período foi marcado pela instabilidade da política cambial. Para tentar conter o crescimento das taxas de inflação, em 1980 foi adotado a prefixação da correção nominal do câmbio, o que acarretou uma brusca valorização da moeda e conseqüentemente o abandono desta política em novembro do mesmo ano. Adota-se, então, a partir desta data, uma política de minidesvalorizações no câmbio até fevereiro de 1983, quando ocorreu uma maxidesvalorização da moeda da ordem de 30% pois acreditava-se que uma correção dos preços relativos poderia promover o redirecionamento da demanda em favor dos bens de produção doméstica e estimular as exportações. Após a maxidesvalorização, retorna a política de minidesvalorização cambial para garantir elevados superávits na balança comercial. Esta política de juros elevados e alterações bruscas na taxa de câmbio num cenário de escassez de financiamento externo, resultou num alto custo em termos inflacionários e na deterioração fiscal durante este período de 1980-1984.

O período que se segue, denominado de “Republica Velha” (1985-1989), foi marcado pela criação de planos econômicos que tinham como principal objetivo a estabilização dos preços. Foram implementados três planos econômicos: Plano Cruzado (1986), Plano Bresser (1987) e Plano Verão (1989) que tinham como principal característica o congelamento de preços, pois entendia-se que o componente de realimentação de inflação passada era a principal causa da inflação corrente. Em 1986 com a criação do Plano Cruzado, o câmbio nominal foi fixado, porém em outubro do mesmo ano este regime foi extinto e passou-se a utilizar um regime de desvalorizações cambiais diárias. Durante todo o Plano Cruzado e Plano Bresser esta política foi mantida, sendo alterada apenas em Janeiro de 1989 no Plano Verão, onde ocorreu um retorno ao câmbio fixo. Com a adoção de regime de câmbio fixo, houve uma deterioração expressiva nas contas externas e conseqüentemente o governo acabou por decretar a moratória dos juros externos, reduzindo ainda mais o fluxo de entrada de capital externo no país.

A partir do ano de 1990, no Plano Collor, deu-se início a um processo de grande abertura da economia para bens provenientes do exterior além de uma maior liberdade com relação ao fluxo de capitais. A política cambial no ano de 1990 foi de câmbio livre com poucas interferências por parte do Banco Central, que passou a

atuar com maior intensidade a partir de 1991 dado a grande entrada de capital, estimulada principalmente pela alta taxa de juros praticada no Brasil e pela grande liquidez do mercado internacional.

Com o surgimento do Plano Real no ano de 1994, o passado inflacionário do Brasil começa a ficar para trás. Um dos principais pilares do plano real era a promoção de um ajuste fiscal nas contas públicas, onde advogava-se que o excessivo gasto público era o principal responsável pelo processo inflacionário no Brasil nos períodos antecedentes. Uma das grandes novidades que envolvia o plano real foi a criação de um padrão estável de valor, denominado de URV, para eliminar o componente inercial da inflação. A política cambial no início do plano real, em julho de 1994, foi de livre flutuação, porém após forte pressão de valorização da moeda o Banco Central passou a fazer fortes intervenções no câmbio para manter um piso em sua cotação além de restringir a entrada de capital estrangeiro. Com a crise do México em 1995, da Ásia em 1997 e da Rússia em 1998, o Brasil teve que conviver com um grande movimento de fuga de capital externo. Neste cenário, o Banco Central manteve os juros domésticos em níveis bem altos além de utilizar um novo regime de bandas cambiais, no qual a variação do câmbio só poderia ocorrer dentro de valores estipulados pelas autoridades. Este regime sobreviveu até janeiro de 1999 onde ocorreu uma maxidesvalorização da moeda, que até então era cotada a R\$1,20 e passou a ser cotada a R\$2. Desde então o regime de câmbio adotado pelo Brasil é o sistema de livre flutuação cambial, onde ocorrem intervenções esporádicas feitas pelo Banco Central para reduzir a volatilidade da moeda e para acumular reservas cambiais.

Na próxima seção fizemos uma breve revisão da Teoria da Paridade de Poder de Compra e da formação da taxa de câmbio real, bem como uma revisão bibliográfica da literatura internacional sobre teoria de PPC. Na seção 3 apresentamos a base de dados utilizada nesta dissertação. Nas duas seções que se seguem, fizemos a análise de estacionariedade das séries temporais usadas e verificamos quebras estruturais nas séries de taxas de câmbio real. Seguimos executando testes de co-integração na seção 6, para enfim apresentar nossas considerações finais na seção 7.

2 - Teoria de Paridade de Poder de Compra e Taxa de Câmbio Real

Segundo Marçal, Pereira e Canuto (2000) a teoria da paridade do poder de compra (PPC) prediz que em um mercado com ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e informação perfeita, o preço dos bens desta economia, cotados em moeda estrangeira, não devem diferir dos preços dos mesmos bens praticados no exterior.

Caso o preço em dólar de um certo produto em determinado país exceda o preço em dólar em algum outro país, existirá uma oportunidade de ganho por meio de operações de arbitragem, através da compra do bem no primeiro país para a revenda deste no segundo país, sob as condições acima expostas.

Para o caso de um dado bem i qualquer, torna-se necessário que a condição abaixo seja respeitada para que não ocorra oportunidade de arbitragem:

$$P_i = eP_i^* \quad (1)$$

em que P_i é o preço do bem i na economia doméstica, P_i^* é o preço do bem i na economia externa e e é a taxa nominal de câmbio.

Ao expandir para toda economia, de modo agregado, tem-se que:

$$P = eP^* \quad (2)$$

sendo P o índice de preço doméstico, P^* o índice de preço externo e e a taxa nominal de câmbio.

Neste caso, $P = \sum_{i=1}^n \theta_i P_i$, e $P^* = \sum_{i=1}^n \theta_i^* P_i^*$, tal que $\theta_i = \theta_i^*$, ou seja, a estrutura de demanda em ambas as economias é idêntica.

A paridade de poder de compra pode ser expressa em duas versões: a absoluta e a relativa. No caso da versão absoluta é condição necessária que a taxa real de câmbio seja igual a 1, ou seja, $(eP^*)/P = 1$ caracterizando assim que o índice de preço de uma economia aberta seja igual ao índice de preços internacional

multiplicado pela taxa de cambio nominal. Porém alguns autores advogam que devido a existência de imperfeições de mercado, presença de custos de transação, entraves comerciais e da impossibilidade de comparação entre cestas homogêneas de bens, torna-se necessária a análise da versão relativa da PPC como descrita conforme a equação abaixo:

$$(eP^*)/P = \phi \quad (2)$$

em que ϕ é uma constante diferente de 1.

Assim, a versão relativa da PPC estabelece uma estabilidade relativa entre os preços internacionais e os preços domésticos.

A ocorrência de desvios transitórios entre os preços internacionais e domésticos cotados em uma mesma unidade de moeda, é explicada principalmente pelas diferentes velocidades de ajustamento da taxa de câmbio com relação aos preços e salários. Usualmente a resposta da economia a um choque, se dá primeiramente através de sua taxa de câmbio, dado a existência de rigidez nominal. Porém apenas quando ocorrem desvios permanentes da relação ao longo do tempo, causados principalmente por alterações estruturais da economia, pode-se dizer que a paridade de poder de compra deixa de ser válida.

Segundo Taylor e Taylor (2004), testes formais que procuram evidencias na verificação da Paridade de Poder de Compra se baseiam na observação do movimento de reversão a média das taxas de câmbio real. Para a análise da versão relativa da PPC basta que a taxa de câmbio seja estacionária para conseguirmos suportar a teoria, porém para versão absoluta da PPC a reversão a média é apenas uma condição necessária, precisando ainda desvendar se a média para qual ocorre a reversão é a taxa real de câmbio da paridade de poder de compra.

Evidências empíricas internacionais demonstram que esta relação pode prevalecer no longo prazo, contudo a correção dos desvios desta relação ocorre a uma velocidade inexplicavelmente lenta, segundo Rogoff (1996). Estudos indicam que a velocidade de correção nos desvios da relação de paridade de poder de compra tendem a ser mais rápidas em países com altos índices de inflação do que em países que desfrutam de uma taxa de inflação relativamente comportada, decorrente

principalmente do fato que a inflação nestes países funciona como mecanismo formal ou informal de indexação introduzidos como forma de proteção dos valores reais dos ativos.

Rogoff (1996), fazendo uma revisão de diversos trabalhos sobre taxa real de câmbio, não consegue encontrar evidências empíricas que consigam comprovar a teoria da Paridade de Poder de Compra. O ensaio se baseia na observação de dezenas de estudos que utilizam uma grande variedade de técnicas e de banco de dados que repetidamente encontravam uma longa meia-vida, entre 3 e 4 anos, para taxas reais de câmbio quando submetidas a choques. Entende-se por meia-vida o tempo que leva para que metade do efeito exercido por um choque qualquer se dissipe.

Obstfeld e Rogoff (2000), encontraram uma meia vida média de 39 meses a partir da elaboração de 10 possíveis taxas de câmbio real, utilizando dados mensais para Canadá, França, Alemanha, Japão e Estados Unidos entre 1973 e 1995.

Assim o Puzzle de PPC consiste na impossibilidade de se conciliar a alta volatilidade das taxas de câmbio real com a lentidão existente no retorno a PPC após um determinado desvio. Rogoff expunha assim o quão fraca seria a relação entre taxas de câmbio e os níveis de preços nacionais.

Uma das hipóteses levantadas para tentar explicar o fato de que a reversão a média da taxa de câmbio real fosse mais lenta após submetida a um choque do que a teoria sugere, é a presença de bens “tradables” com um custo mais alto de transação nos índices de inflação. Porém Engel (1999) sugere que mesmo no médio prazo, tanto os bens “tradables” quanto os bens “non-tradables” são influenciados por movimentos internacionais de arbitragem, colocando assim em dúvida esta alternativa de resolução do Puzzle.

Conforme citado por Zini e Cati (1993), Balassa (1964) demonstra que a utilização da PPC como critério para avaliar a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo pode introduzir um viés. Segundo ele, se a produtividade do setor de comercializável cresce mais rápido que a do setor de não-comercializável, o preço relativo do segundo tende a crescer mais que o do primeiro, devendo-se a competição pelos mesmos bens de produção. Como o preço dos bens comercializáveis são cotados

pelos preços internacionais, um aumento do preço relativo dos não comercializáveis faz com que a moeda doméstica passe a ficar sobrevalorizada com relação a PPC. Logo a utilização dos preços no atacado para o cálculo da PPC irá minimizar o problema descrito por Balassa, dado que os preços no atacado refletem majoritariamente os preços dos bens comercializáveis. Balassa (1964) reportou algumas evidências empíricas em favor de sua hipótese que foram sustentadas posteriormente pelos trabalhos elaborados por Edwards (1985) e por Froot e Rogoff (1994), que a partir de testes empíricos feitos para países desenvolvidos tendem a confirmar a relação oposta entre câmbio real e produtividade interna e externa, porém estudos posteriores, como Zini (1988), questionaram a hipótese levantada por Balassa.

Um dos primeiros trabalhos a respeito da paridade de poder de compra executado para o Brasil foi elaborado por Rossi(1991). O autor utiliza os índices de inflação no atacado tanto no Brasil quanto nos EUA, faz análise de co-integração conforme o procedimento de Engle Granger além de verificar a estacionariedade das séries por meio do teste de Dickey e Fuller Aumentado. Os testes reportados por Rossi rejeitam a validade da PPC absoluta e não conseguem rejeitar a PPC em sua versão relativa. É importante salientar que o período estudado compreende os anos de 1980 a 1988, ou seja, um período bem conturbado de nossa economia e com grande número de planos econômicos como Plano Cruzado, Verão e Bresser. Neste período a inflação era bem elevada. A inflação média entre 1985 e 1989 foi de 471% medida pelo IGP. Rossi (1991) corrobora alguns estudos que afirmam que a paridade de poder de compra parece ser mais adequada em países de altas taxas de inflação (Mussa, 1991). Essa mesma base de dados foi utilizada por Duarte e Pereira(1991) para testar conjuntamente a PPC e a teoria da paridade de taxa de juros(PTJ), utilizando um teste de co-integração multivariada e onde o resultado obtido não rejeita conjuntamente a validade da PPC e a PTRJ.

Um dos aspectos de suma importância e que acaba gerando discrepâncias nos resultados dos trabalhos de paridade de poder de compra no Brasil é a escolha dos índices de inflação utilizados na construção do câmbio real.

Zini e Cati (1993), ao testarem a PPP para o Brasil de 1855 a 1990, utilizaram como dados de preços domésticos o índice de custo de vida de 1855 a 1912 e o deflator

do PIB de 1912 a 1990 , enquanto que para o índice de preços externo utilizou o preço por atacado da Grã – Bretanha, de 1855 a 1930, e o deflator do PIB dos EUA de 1920 a 1990. Zini e Cati (1993) verificaram, a partir de testes de Engle Granger e de Dickey e Fuller Aumentado que o logaritmo da taxa de câmbio real não era um ruído branco, ou seja , a taxa de câmbio real não era uma série estacionária. Alguns autores como Marçal, Pereira e Canuto (2001) levantam a hipótese de que a série utilizada por Zini e Cati para testar a PPC pode não ser adequada, dado que foi construída a partir de quatro séries de preços diferentes (custo de vida brasileiro, deflator do PIB brasileiro e americano e índice de preço no atacado Inglês) e dado que a série de custo de vida possui o inconveniente de possuir uma grande proporção de bens domésticos embutidos nele.

Segundo Edwards(1988), teoricamente a taxa de câmbio real é definida como o preço relativo dos bens internacionais , “tradables”, com relação aos bens nacionais, “ non tradebles”. Porém, no cálculo da medida da taxa real de câmbio a escolha dos tipos de índices passa a ser um problema empírico a ser solucionado pelo pesquisador, dado que não existe nenhum índice que seja composto em sua totalidade por itens “tradables” ou “ non tradebles”.

De acordo com Pastore, Pinotti e Blum (1998) se o objetivo de algum trabalho consiste em avaliar tão somente a validade ou não da paridade de poder de compra, a escolha dos índices de preços a analisar deve levar em conta um critério de predominância. Neste caso, os índices de preços externos e internos devem conter essencialmente bens transacionáveis. Sendo assim, a escolha mais correta deverá recair sobre os índices de preços no atacado. Em Pastore , Pinotti e Blum (1998), utilizando IPC e IPA(EUA e Brasil) entre 1959 e 1996, os autores rejeitaram a validade da PPC para câmbio real obtido através de índices de preço ao consumidor(IPC) e não rejeitaram a validade da PPC para câmbio real obtido através de índices de preço ao atacado(IPA).

Este resultado confirma que a escolha dos índices de preços utilizados como deflatores da taxa de câmbio nominal é um dos aspectos de maior relevância na verificação da Paridade do Poder de Compra, pois a partir de trabalhos com utilização de diferentes índices, poderá ocorrer discrepâncias nos resultados obtidos.

Outro aspecto a ser destacado a respeito de trabalhos que tem como objetivo a verificação da existência da PPC no Brasil é a falta de material publicado recentemente sobre o tema. Os trabalhos publicados mais recentemente neste campo de pesquisa foram o de Holland e Pereira (1999), onde através da utilização de VEC (Vetor de correção de erros) não consegue rejeitar a validade da PPC em termos relativos para o período de 1974 a 1997 e o trabalho de Marçal, Pereira e Canuto (2000) onde eles não conseguem rejeitar a PPC isoladamente em termos absolutos, porém apresenta resultados melhores combinando PPC e PTJD (Paridade de taxa de juros a descoberto).

3 – Descrição da Base de Dados

Na execução deste estudo foram levantados dados de taxa de câmbio nominal, nível de preços domésticos (Brasil) e externos (Estados Unidos). Os dados são mensais e a amostra utilizada no presente trabalho compreende o período entre dezembro de 1979 a dezembro de 2007. Todos os dados foram colocados com base 100 em Dezembro de 2003.

Calculamos quatro séries diferentes para câmbio real. Em todos os cálculos a taxa de câmbio real calculada para este trabalho foi definida como sendo a taxa de câmbio nominal entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira deflacionada pelo índice de preços nacional e inflacionada pelo índice de preços estrangeiro.

Este cálculo foi efetuado com o intuito de verificar se a alteração no modo como se calcula o câmbio real poderia gerar uma diferença no resultado do teste de paridade de poder de compra.

Assim, temos quatro taxas de câmbio real definidas conforme os seguintes deflatores:

- Consumer Price Index (CPI –US) e IPCA (Brasil); (RER_1)
- Producer Price Index (PPI-US) e IPA-DI (Brasil); (RER_2)
- Personal Consumption Expenditures (PCE DEFLATOR –US) e IPCA (Brasil) ; (RER_3)
- Producer Price Index (PPI-US) e IPCA (Brasil); (RER_4)

Na tabela 1 é apresentado um resumo da descrição de cada uma das variáveis e dados usados e suas respectivas fonte e países de origem.

Tabela 1. Descrição dos índices utilizados no banco de dados

Índice	Descrição	País	Fonte
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	Brasil	IBGE
IPA-DI	Índice Preço do Atacado	Brasil	FGV
Taxa de câmbio final do período de venda	Taxa de Câmbio Oficial - Mensal (R\$ / US\$)	Brasil	Banco Central
CPI	Índice Preço ao Consumidor	Estados Unidos	U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics
PPI	Índice Preço ao Produtor	Estados Unidos	U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics
PCE deflator	Deflator de preços dos gastos do consumidor	Estados Unidos	U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics

4 – Análise de Estacionariedade das Séries Temporais Usadas

Como mencionado na seção 2 desta dissertação, uma condição necessária para a verificação da validade da teoria da Paridade de Poder de Compra é a reversão a média da taxa de câmbio real. Empiricamente conseguimos testar a reversão a média utilizando testes de raiz unitária.

Primeiramente utilizaremos o teste de Dickey e Fuller (1979). Sabemos que quando temos uma equação :

(1) $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, em que $a_1 = 1$, estamos falando de um passeio aleatório, ou seja, o valor de y_t é igual a seu valor anterior mais o choque no instante t .

O teste de DF inicia-se subtraindo y_{t-1} de cada lado da equação (1), logo pode-se escrever a equação como:

$$(2) \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ onde } \gamma = a_1 - 1$$

Assim testar a hipótese onde $a_1 = 1$ é equivalente a testar a hipótese onde $\gamma = 0$.

O teste de Dickey Fuller considera três equações de regressões diferentes para testar a existência de raiz unitária. A diferença entre as equações está na inclusão de elementos determinísticos a_0 e $a_2 t$.

São elas:

- Equação sem tendência e sem constante

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Equação sem tendência e com constante

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Equação com tendência e com constante

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

O parâmetro de interesse nas três equações está no γ . Se $\gamma = 0$ logo a variável estudada y_t tem raiz unitária.

O teste consiste em estimar as equações acima utilizando o método de “OLS” e assim encontrar uma estimativa do parâmetro γ e o seu erro padrão.

Portanto, dividindo-se o valor do coeficiente encontrado pelo erro padrão e comparando este valor com o valor crítico, pode-se determinar se rejeita-se a hipótese nula $\gamma = 0$ ou se não rejeita-se a hipótese.

Além do teste citado acima, Dickey e Fuller fornecem um teste “F” restrito para testar as hipóteses conjuntas de coeficientes a_0, a_2 e γ serem iguais a zero.

Outro teste utilizado nesta dissertação é o teste de Phillips e Perron (1988). Este teste apresenta um método alternativo para controlar a correlação serial quando se está testando a raiz unitária.

Este método estima a mesma equação obtida pelo teste de Dickey Fuller não aumentado descrito acima e modifica a distribuição t do coeficiente γ para que a correlação serial não afete a distribuição da estatística de teste.

A hipótese nula do teste de Phillips e Perron (1988) é a mesma que a do teste de Dickey Fuller, ou seja, é a da existência de uma raiz unitária.

Por fim utilizamos também o teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS - 1992). Este teste se diferencia dos demais pelo fato da hipótese nula ser diferente, ou seja, a hipótese nula é a estacionariedade da série.

O teste é feito a partir do modelo de regressão com tendência (pode ser feito sem tendência também) está descrito abaixo:

$$X_t = c + \mu t + k \sum_{i=1}^t \xi_i + \eta_t$$

Com η_t sendo estacionário e ξ_i sendo independente e identicamente distribuído com valor esperado 0 e variância igual a 1.

De acordo com a equação quando $k \neq 0$ o processo é integrado e quando $k=0$ tem tendência estacionária.

Logo temos a hipótese nula:

$$H_0 : k = 0$$

e a hipótese alternativa:

$$H_1 : k \neq 0$$

Um passo importante desta pesquisa é o estudo da estacionariedade das séries de tempo utilizadas a partir dos testes de raiz unitária, ou seja, queremos verificar se as variáveis tem média e variância constante ao longo do tempo. Devemos ao final desta seção saber se as variáveis com que estamos trabalhando são integradas de ordem zero, $I(0)$, e conseqüentemente estas séries serão estacionárias; integradas de primeira ordem, $I(1)$, ou seja para se obter uma série estacionária torna-se necessário aplicar a primeira diferença na série; ou por fim integradas de segunda ordem, $I(2)$, tornando-se necessário aplicar uma diferença na série já em primeira diferença para se obter uma série estacionária.

Num primeiro momento, verificaremos a estacionariedade das variáveis que compõe a tabela 1, isto é, as variáveis que foram utilizadas para a construção das taxas de câmbio real. Após estes testes preliminares, executamos testes que verificaram a estacionariedade para as quatro taxas de câmbio que foram descritas na seção 3.

Na verificação da estacionariedade das séries utilizamos os teste de Dickey- Fuller¹ e teste de Phillips e Perron, onde ao rejeitar-se a hipótese nula consegue-se concluir que a série é estacionária; e por fim utilizamos o teste de KPSS, que diferentemente dos outros dois testes, ao não rejeitar a Hipótese nula, consegue-se concluir que a série em questão é estacionária. Para o teste de Dickey- Fuller e de Phillips e Perron, executamos os testes utilizando parâmetros de incluir tendência e intercepto; incluir intercepto e não incluir tendência ;e de não incluir tendência e nem

¹ Para rejeitar a hipótese nula nos testes, foi adotado o valor crítico de 5% e o lag utilizado foi o que obteve o melhor critério de Schwarz.

intercepto. Entretanto para o teste de KPSS, utilizamos apenas o parâmetro de incluir intercepto e tendência e de incluir intercepto e não incluir tendência.

Para cada teste executado, inicialmente trabalhamos com a série em nível. Porém, caso o resultado ainda não fosse conclusivo a respeito da estacionariedade da série, então aplicamos a primeira diferença.

A tabela 2 abaixo apresenta os resultados para cada teste feito para as variáveis descritas na tabela 1.

Tabela 2. Testes de raiz unitária para as variáveis da tabela 1.

		Dickey e Fuller					
		Câmbio Nominal	CPI	IPA-DI	IPCA	PCE Deflator	PPI
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho
		Phillips e Perron					
		Câmbio Nominal	CPI	IPA-DI	IPCA	PCE Deflator	PPI
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
		KPSS					
		Câmbio Nominal	CPI	IPA-DI	IPCA	PCE Deflator	PPI
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	–	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	–

Os resultados apontam que as séries escolhidas para a elaboração deste trabalho, mais especificamente: IPCA(Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) ,

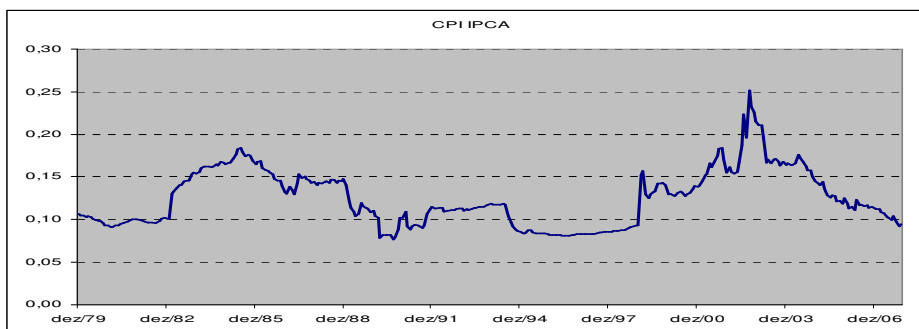
IPA-DI (Índice Preço do Atacado),CPI (Índice Preço ao Consumidor),PPI (Índice Preço ao Produtor),PCE Deflator (Deflator de preços dos gastos do consumidor) e Câmbio Nominal (Taxa de Câmbio Oficial - Mensal (R\$ / US\$)) apresentam – se como sendo séries integradas de primeira ordem, ou seja I (1), sendo necessário tomar mais uma diferença para se impor a estacionariedade.

Observando a tabela de resultados, todas as alternativas do teste de Phillips Perron apontaram para séries integradas de primeira ordem. No caso do Teste de ADF apenas a série de CPI e PCE Deflator sem tendência e sem intercepto não conseguiram apontar para uma série I(1). Já no teste de KPSS, ocorreu uma maior diversidade de resultados dos testes, porém quando contrastado com os outros testes,pode-se concluir que as séries de tempo estudadas se tratavam de Integradas de primeira ordem em sua totalidade.

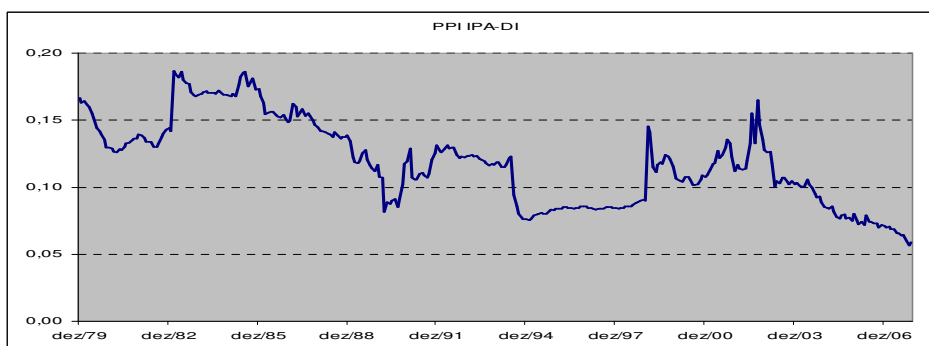
Após a análise da estacionariedade das variáveis descritas na Tabela 1, esta parte da seção tem como finalidade explicitar os resultados obtidos pelos testes de raízes unitárias enumerados no início desta seção para as taxas de câmbio reais formadas a partir dos índices:

- CPI-IPCA
- PPI-IPCA
- PPI-IPA DI
- PCE DEFLATOR-IPCA

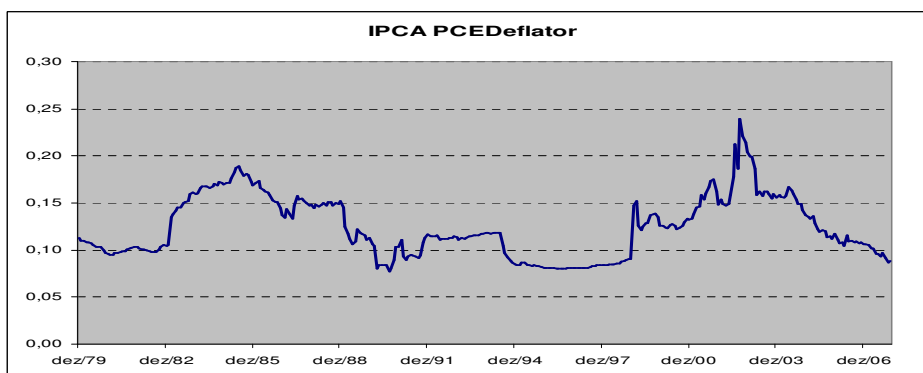
Antes de mostrar os resultados obtidos nos testes, apresentamos os gráficos 1 ao 4, que ilustram as quatro taxas de câmbio real descritas acima. Vale notar a semelhança que os gráficos apresentam entre si, independentemente do índice de inflação utilizado como deflator para se obter as taxas reais de câmbio. A primeira vista, a olho nu, as séries parecem retornar a média após serem afetadas por algum choque, ou seja, as séries a principio retornam para sua Paridade de Poder de Compra.

Gráfico 1:Taxa de Câmbio real RER_1.

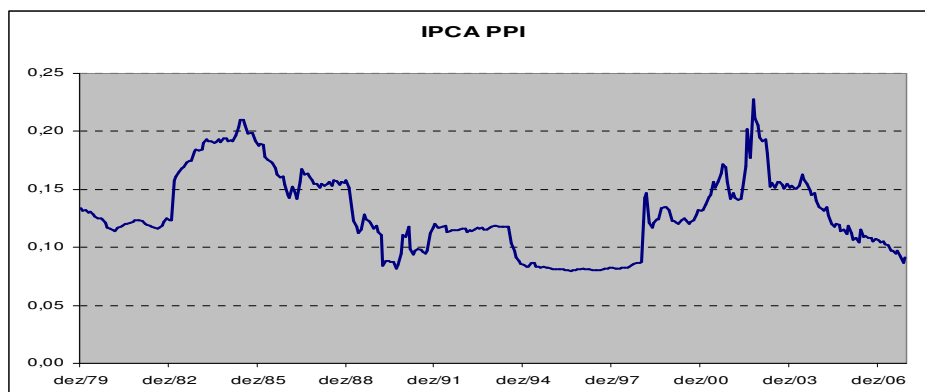
Fonte: IBGE , Banco Central do Brasil e U.S.Department of Labour, Bureau of Statistics

Gráfico 2:Taxa de Câmbio real RER_2.

Fonte: FGV , Banco Central do Brasil e U.S.Department of Labour, Bureau of Statistics

Gráfico 3:Taxa de Câmbio real RER_3.

Fonte Fonte: IBGE, Banco Central do Brasil e U.S.Department of Labour, Bureau of Statistics

Gráfico 4:Taxa de Câmbio real RER_4.

Fonte: IBGE, Banco Central do Brasil e U.S.Department of Labour, Bureau of Statistics

Primeiramente não conseguimos rejeitar a Hipótese nula (existência de uma raiz unitária) para a taxa de câmbio real RER-1 no teste de Dickey e Fuller para a série com intercepto e sem tendência, para a série com intercepto e com tendência e para a série sem intercepto e sem tendência. Porém para estas séries em primeira diferença conseguimos rejeitar a hipótese nula.

Também para as taxas de câmbio real RER_4, RER_2 e RER_3, foi necessário aplicar a primeira diferença nas séries para que conseguíssemos rejeitar a Hipótese nula no teste de Dickey e Fuller, pois em nível não foi possível rejeitá-las.

Passando agora a fazer uso do teste de Phillips e Perron, onde igualmente ao teste de Dickey e Fuller, ao se rejeitar a Hipótese nula consegue-se concluir que a série é estacionária, ao testarmos todas as quatro séries de taxas de câmbio real não conseguimos rejeitar a hipótese nula, ou seja, concluímos que as séries com intercepto e sem tendência, com intercepto e com tendência e sem intercepto e sem tendência a princípio não são estacionárias. Porém conseguimos rejeitar a hipótese nula para a primeira diferença das séries.

Na tentativa de obter mais dados para a verificação da estacionariedade das taxas reais de câmbio, aplicamos o teste de KPSS para as séries descritas acima. Diferentemente dos testes anteriores, neste teste a Hipótese nula é a hipótese da série ser estacionária.

Ao testarmos a série de câmbio real RER_1 a hipótese nula não foi rejeitada em nível com intercepto e sem tendência e para a série em nível com intercepto e com tendência ou seja, ambas as séries são estacionárias com nível de significância de 5%.

Para as séries de câmbio real RER_4 e RER_3 ,rejeitamos a hipótese nula tanto em nível quanto em primeira diferença da série com intercepto e sem tendência (não conseguimos encontrar estacionariedade a partir deste teste), mas não rejeitamos a hipótese nula em nível para a série com intercepto e com tendência.

Por fim, ao testarmos a série de cambio real RER_2, não rejeitamos a série em nível com intercepto e sem tendência, porém para a série com intercepto e com tendência rejeitamos a hipótese nula tanto para a série em nível quanto em primeira diferença.

Abaixo, na tabela 3, segue um resumo dos resultados obtidos:

Tabela 3. Testes de raiz unitária para as quatro taxas de câmbio real.

		Dickey e Fuller			
		RER_1	RER_2	RER_3	RER_4
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
		Phillips e Perron			
		RER_1	RER_2	RER_3	RER_4
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Sem Intercepto e sem tendência	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
		KPSS			
		RER_1	RER_2	RER_3	RER_4
Nível	Com Intercepto e sem tendência	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	Não rejeita Ho	Rejeita Ho	Não rejeita Ho	Não rejeita Ho
Primeira diferença	Com Intercepto e sem tendência	-	-	Rejeita Ho	Rejeita Ho
	Com intercepto e com tendência	-	Rejeita Ho	-	-

5– Quebras estruturais na taxa de câmbio no Brasil

Conforme indicada pelos resultados dos testes reportados anteriormente não foi possível aceitar a hipótese de estacionariedade para a maioria das séries de câmbio real em nível. Porém, para as séries em primeira diferença foi possível verificar a estacionariedade. Assim pode-se dizer que as séries de câmbio real analisadas na seção 4 são integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$.

Contudo, a rejeição de estacionariedade nas séries em nível pode ocorrer devido a quebras estruturais encontradas nas séries durante o período analisado. Sabe-se que os testes de raiz unitária são muito sensíveis a quebras estruturais e apresentam um viés para aceitar a hipótese de não estacionariedade quando ocorre uma variação abrupta das séries temporais.

A taxa de câmbio no Brasil entre 1980 e 2007 sofreu grandes alterações devido a mudanças de regimes internos e crises externas que conseqüentemente geraram grandes rupturas nas séries de taxa nominal e real de câmbio.

A verificação de existência ou não de quebra estrutural nas séries de taxas de câmbio real foi feita através do Teste de Chow (1960).

Este teste se baseia na comparação de uma equação estimada com cada sub-amostra dos dados coletados, caso exista uma diferença significativa no momento da verificação, irá se configurar uma quebra estrutural da série. O teste de Chow utiliza-se da estatística F , e sua hipótese nula caracteriza a ausência de uma quebra estrutural.

O primeiro passo para a execução do teste de Chow foi montar um correlograma para cada uma das séries para descobrir a estrutura de cada uma delas. A partir da análise dos correlogramas das quatro séries de taxa de câmbio que encontram-se anexados no final desta dissertação, consegue-se verificar que as séries apresentam características de um Modelo $AR(1)$, dado que função de auto correlação tem um decaimento exponencial e sua função de auto correlação parcial decai diretamente para valores próximos de zero a partir do primeiro período.

Após obtermos os modelos das séries, geramos gráficos de resíduos para cada uma das séries com o intuito de encontrar candidatos a quebra estrutural em cada uma delas. Como já era de se esperar foram encontrados os mesmos pontos como candidatos a quebra estrutural para todas as séries.

Por fim, executamos o teste de Chow para os pontos encontrados a partir da análise dos resíduos. O teste foi feito para cada um dos pontos em separado e para um par de pontos ao mesmo tempo, dado que estes dois pontos caracterizam aparentemente um início e término de um regime cambial.

Seguem abaixo os gráficos dos resíduos para cada uma das séries estudadas aqui, obtidas através da construção dos modelos auto regressivos para cada uma das taxas. A partir da análise dos resíduos que geram os gráficos, foi feita a identificação dos pontos candidatos a quebra estrutural.

Gráfico 4. Resíduos da série de taxa de câmbio real RER_1

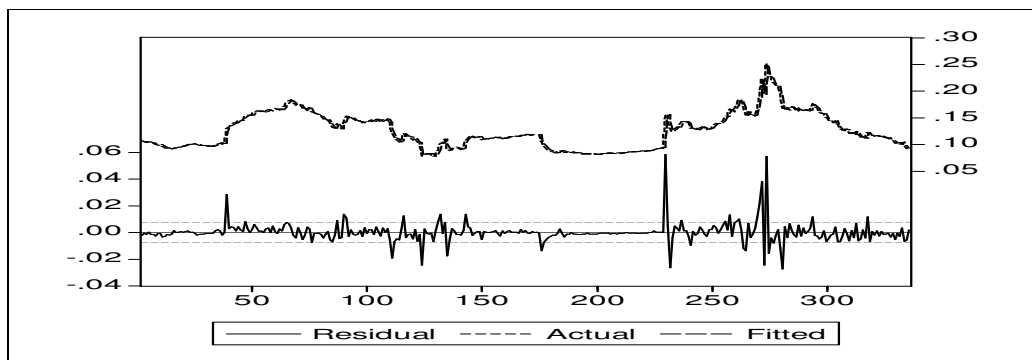


Gráfico 5. Resíduos da série de taxa de câmbio real RER_2.

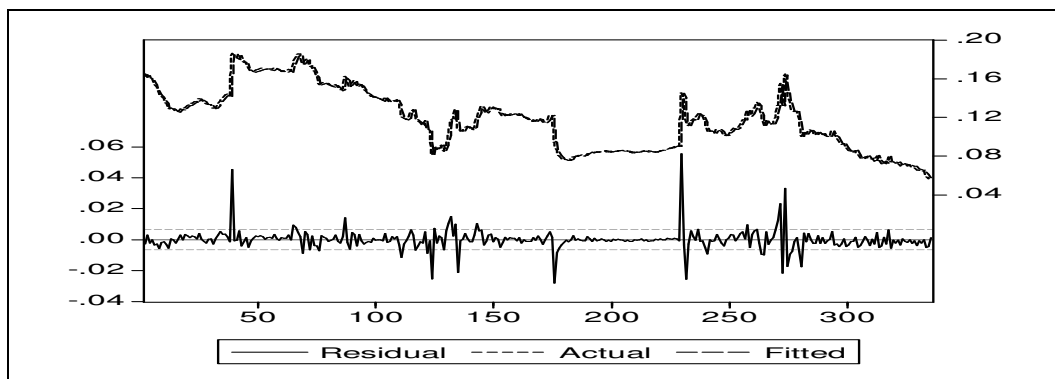


Gráfico 6. Resíduos da série de taxa de câmbio real RER_3.

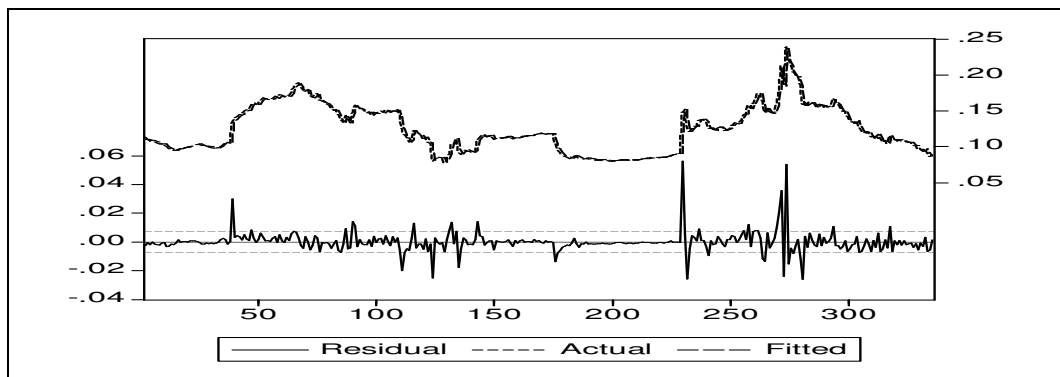
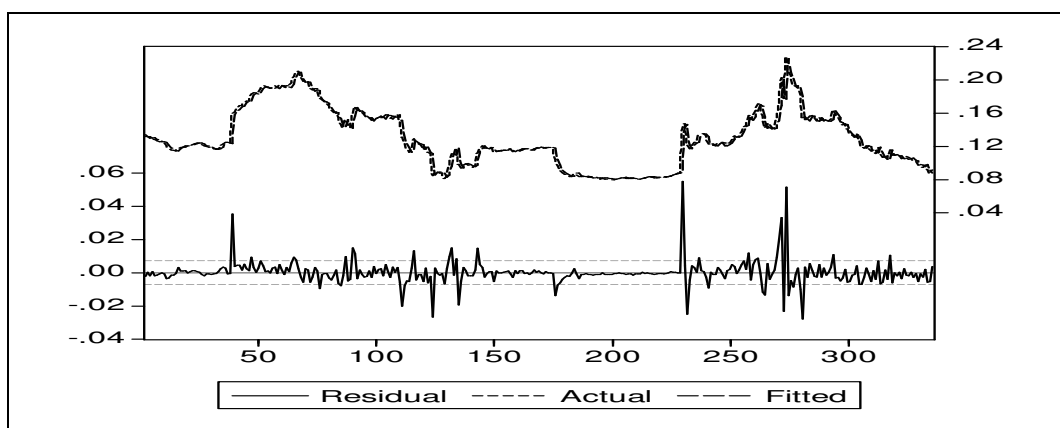


Gráfico 7. Resíduos da série de taxa de câmbio real – RER_4.



Analisando os quatro gráficos acima identificamos os pontos 39,176,230 e 272 como sendo possíveis candidatos a quebra estrutural. Estas pontos correspondem respectivamente as datas de fevereiro de 1983, julho de 1994, janeiro de 1999 e julho de 2002.

Para as quatro taxas de câmbio real, todos os pontos quando testados isoladamente não foram rejeitados ao nível de significância de 5% a hipótese nula, ou seja, não podemos afirmar que exista quebra estrutural na séries acima.

Porém, quando executamos o teste de Chow para os pontos 176 e 230 conjuntamente, o resultado não é o mesmo para todas as taxas de câmbio real. Para

as taxas de câmbio real RER1 e RER_3, não conseguimos rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância. Contudo, para as taxas RER_4 e RER_2 ao nível de significância de 5% conseguimos rejeitar a hipótese nula, ou seja, foi identificada uma quebra estrutural nestes últimos dois casos.

Assim verificamos que as taxas de câmbio reais RER_1 e RER_3 não apresentam quebras estruturais, porém para RER_1 e RER_2 encontramos quebras estruturais nas séries de câmbio real quando testamos o período entre os pontos 176 e 230.

Este período em que foi acusado a quebra estrutural para os índices PPI IPCA e PPI IPA-DI, foi um período em que se adotou o regime de câmbio fixo no Brasil, julho de 1994 a janeiro de 1999. O regime de câmbio fixo teve início com o surgimento do plano real, idealizado pelo então ministro da fazenda de Itamar Franco, Fernando Henrique Cardoso. O plano real foi originalmente concebido como um programa em três fases: a primeira tinha como função promover um ajuste fiscal que levasse ao estabelecimento do equilíbrio das contas do governo, com objetivo de eliminar a principal causa da inflação brasileira; a segunda fase visava a criação de um padrão estável de valor denominado Unidade Real de Valor (URV) e a terceira concedia poder liberatório à unidade de conta e estabelecia as regras de emissão e lastreamento da nova moeda de forma a garantir a sua estabilidade. O fim do câmbio fixo se deu num cenário onde faltavam poucas semanas para as eleições presidenciais de 1998, em que Fernando Henrique Cardoso tentava se reeleger ao cargo de presidente do Brasil. O governo tentava um novo acordo com o FMI, para tentar conseguir atravessar mais um cenário onde se desenhava um quadro externo extremamente adverso, caracterizado pelo esgotamento da disposição do resto do mundo em continuar a financiar os déficits em conta corrente da ordem de US\$30 bilhões de nosso país. Este cenário estava gerando uma grande fuga de capitais do Brasil, estimulando uma troca de reais por dólares antes de uma mudança no regime cambial ou um eventual controle de capital. O FMI aprovaria uma liberação de recursos, mediante um grande aperto fiscal e ao se restringia a continuidade do regime de câmbio fixo; o que não foi aprovado pelo congresso e acabou gerando a desvalorização cambial em janeiro de 1999, após uma última tentativa de fazer uma mudança controlada na taxa de câmbio de 10%, que não durou mais de 48 horas. Os outros pontos que eram candidatos a quebra estrutural também foram marcantes no cenário econômico brasileiro. Em fevereiro de 1983, Delfim Neto, então ministro da

fazenda de João Figueiredo, aplicou uma maxidesvalorização na moeda local de mais de 30% para tentar mudar os preços relativo da economia gerando um estímulo maior nas exportações para tentar melhorar a situação das contas externas brasileiras. Por fim em julho de 2002, o real estava sofrendo grande pressão dos agentes do mercado com o aumento da probabilidade de Luiz Inácio Lula da Silva se eleger presidente da república e instaurar um governo de esquerda que poderia romper com a estabilidade econômica alcançada pelo plano real.

Deste modo os resultados obtidos através dos três testes de raiz unitária para verificar a estacionariedade do câmbio real no Brasil durante o período de 1980 a 2007 não podem ser conclusivos, dado que algumas das taxas analisadas apresentaram possibilidade de ter quebra estrutural no decorrer do período. A partir deste ponto torna-se necessário utilizar testes de raiz unitárias que levassem em conta possíveis quebras estruturais.

Segue abaixo a tabela 7 onde apresenta um quadro com os testes executados nesta seção.

Tabela 4. Resultado do teste de Chow para verificação de quebra estrutural.

Pontos candidatos a quebra estrutural	RER_1	RER_2	RER_3	RER_4
Teste de Chow para fevereiro de 1983	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho
Teste de Chow para julho de 1994	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho
Teste de Chow para <i>janeiro de 1999</i>	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho
Teste de Chow para <i>julho de 2002</i>	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Não Rejeita Ho
Teste de Chow para julho de 1994 e janeiro de 1999	Não Rejeita Ho	Rejeita Ho	Não Rejeita Ho	Rejeita Ho

*Hipótese nula (Ho) é a ausência de quebra estrutural

6 – Análise de co-integração

A princípio, o primeiro passo na tentativa de se obter alguma resposta a respeito da estacionariedade do câmbio real no Brasil foi através da execução dos testes de raiz unitária para o câmbio real, definido utilizando-se o câmbio nominal (Brasil – Estados Unidos), inflação brasileira e inflação americana.

Como verificado na seção 4 desta dissertação, a partir dos testes de Dickey e Fuller, Phillips e Perron e KPSS, aparentemente não conseguimos verificar a estacionariedade para as taxas de câmbio real RER_1, RER_2, RER_3 e RER_4.

Quando uma série é não estacionária puramente devido a sua raiz unitária, elas podem se transformar novamente em séries estacionárias pela transformação linear de diferenciação, como: $x_t - x_{t-1} = \Delta x_t$, porém é natural que se pergunte se outra transformação linear que não seja pela diferenciação não poderá levar à estacionariedade. De acordo com Hendry e Juselius (2000), existe a possibilidade de se obter um resultado que possa vir a ser $I(0)$ através da análise de co-integração, que é o processo onde procura-se uma combinação linear de longo prazo que vise retirar a raiz unitária. Num contexto de duas variáveis, se y_t e x_t são $I(1)$ poderá existir um único valor de β que faça com que $y_t - \beta x_t$ seja $I(0)$, ou seja, não existe raiz unitária na relação entre y_t e x_t . Logo a co-integração se torna uma restrição no modelo dinâmico e portanto testável. Os Vetores de co-integração, quando existem, acabam por gerar bastante interesse, dado que eles conseguem determinar relações integradas de ordem zero entre variáveis que originalmente eram integradas de ordem um.

Conforme Engle e Granger (1987), uma condição necessária para que duas variáveis sejam co-integradas é que elas sejam integradas de mesma ordem. De acordo com os testes executados na seção 4, conseguimos verificar que nossas variáveis são todas integradas de ordem um, o que nos possibilita seguir com o procedimento de encontrar a existência de um vetor de co-integração entre as séries que geram as taxas de câmbio real.

Nesta seção serão descritos dois testes que tornam possível a verificação da existência ou não de um vetor de co-integração entre as variáveis observadas além de apresentar os resultados obtidos por cada um deles.

O teste de Engle e Granger (1987) é executado a partir da equação descrita abaixo:

$$E = \beta_0 + \beta_1(P^* / P) + \mu$$

em que, E é a taxa nominal de câmbio reais por dólares. P é índice de inflação externo (Estados Unidos), P^* é índice de inflação externo (Brasil) e μ é o resíduo da série analisada.

Assim rodando equação acima com os dados empíricos da taxa de câmbio nominal e de inflação local e inflação externa, obtém-se uma série de resíduos μ . Caso esta série de resíduos seja estacionária, ou seja, integradas de ordem zero, pode-se concluir que as seqüências de E e de (P^* / P) são co-integradas.²

Estimamos as equações de cambio nominal com relação a quatro razões de inflação externa sobre inflação local. Foram elas: CPI/IPCA, PPI/IPA-DI, PCE Deflator/IPCA e PPI/IPCA.

Ao estimar as equações com os dados empíricos encontramos uma série de resíduos para cada equação descrita acima Resid CPI IPCA, Resid PPI IPA-DI, Resid PCE Deflator IPCA e Resid PPI IPCA. A partir das séries de resíduos, executamos o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller aumentado para verificar a estacionariedade da série estudada.³

Note na tabela 5, que os resultados dos testes de ADF para as séries de resíduos com intercepto e tendência; com intercepto e sem tendência ;e sem tendência e sem

² É importante informar que o teste de Engle Granger só apresenta resultados consistentes em caso de estarmos testando apenas duas variáveis, ou seja, o teste verifica a existência de apenas um vetor de co-integração .No nosso caso estamos testando apenas duas variáveis: E e de (P^*/P) .

³ Para rejeitar a hipótese nula nos testes, foi adotado o valor crítico de 5% e o lag utilizado foi o que obteve o melhor critério de Schwarz.

intercepto apresentam a não rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Este resultado nos leva a crer que pelo teste de Engle e Granger a paridade de poder de compra não pode ser sustentada no Brasil entre 1980 a 2007.

Abaixo , a tabela 6 apresenta os resultados obtidos no teste.

Tabela 5. Teste de ADF para testar os resíduos das séries de cambio real .

Variáveis		ADF	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Resid CPI IPCA	Com Tendência e Intercepto	-3,1550	-3,4233	-3,9857
	Com Intercepto e sem tendência	-0,9038	-2,8700	-3,4497
	Sem Intercepto e sem tendência	-0,9051	-1,9418	-2,5719
Resid PCDeflator IPCA	Com Tendência e Intercepto	-3,1933	-3,4233	-3,9857
	Com Intercepto e sem tendência	-0,9104	-2,8700	-3,4497
	Sem Intercepto e sem tendência	-1,7383	-1,9418	-2,5719
Resid PCPI IPA-DI	Com Tendência e Intercepto	-3,3004	-3,4233	-3,9857
	Com Intercepto e sem tendência	-0,9166	-2,8700	-3,4497
	Sem Intercepto e sem tendência	-0,8455	-1,9418	-2,5719
Residuo PPI IPCA	Com Tendência e Intercepto	-3,1553	-3,4233	-3,9857
	Com Intercepto e sem tendência	-0,8989	-2,8700	-3,4497
	Sem Intercepto e sem tendência	-0,9001	-1,9418	-2,5719

Outro teste utilizado para a verificação de co-integração entre as séries é o teste de Johansen e Juselius (1990). Enquanto o teste de Engle verifica apenas a existência ou não de um vetor de co-integração entre as séries, o teste de Johansen além de verificar a existência de vetores de co-integração, nos permite identificar o número de vetores de co-integração existentes. Um outro aspecto que podemos identificar como sendo vantajoso na utilização deste teste é o fato de que no teste de Engle e Granger só conseguimos testar duas variáveis, isto é, só testamos a existência de um vetor de co-integração, enquanto que no teste de Johansen e Juselius

conseguimos fazer o teste para mais de duas variáveis e a verificação de mais de um vetor de co-integração.

Kremers, Ericsson e Dolado (1992), demonstraram analiticamente e empiricamente através do estudo da demanda por dinheiro no Reino Unido como a estatística baseada na estimação de modelo de correção de erros (como o testes de Johansen e Juselius) pode ser aproximado de uma distribuição normal quando a cointegração não está presente, enquanto que a equivalente estatística de Dickey Fuller (utilizado no processo feito por Engle e Granger) tem uma distribuição assintótica que não é normal. Quando existe a co-integração, as estatísticas de modelos de correção de erros podem gerar testes com maior poder do que testes baseados na estatística de Dickey Fuller aplicados aos resíduos de relações estáticas de co-integração. Isto ocorre porque o teste de Dickey Fuller acaba por ignorar informações valiosas ao impor possíveis fatores inválidos de restrições. Vale notar que mesmo com a maior utilização de lags, o baixo poder do teste de Dickey Fuller permanece.

Segundo Harris (1995), definindo um vetor z_t com n variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar z_t um vetor auto regressivo (Var) sem restrições envolvendo k defasagens de z_t .

Assim podemos representar o modelo VAR da seguinte forma:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \phi D_t + \mu_t$$

onde, $\mu_t \sim \text{IN}(0, \varepsilon)$, z_t é um vetor ($N \times 1$), A_i é a matriz de parâmetros de ordem ($n \times n$) e D_t representa termos determinísticos.

Ao se optar pela metodologia de Johansen e Juselius torna-se necessário determinar as ordens de defasagens de z_t , pois este procedimento tem como hipótese de que introduzindo-se um número suficiente de defasagem, consegue-se obter uma estrutura de resíduos estacionários. Para obter o número ideal de defasagens adotam-se os critérios de Akaike ou de Schwartz.

Podemos reescrever a equação acima de uma maneira diferente, denominada de modelo de correção de erro (VECM).

Segue abaixo a equação:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \phi D_t + \mu_t$$

em que, $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $i=1,2,3,\dots,k-1$ e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

Um dos maiores benefícios de se escrever a equação na estrutura de correção de erros, é que são observadas as informações de curto e de longo prazo na equação a partir de ajustes nas variações de z_t a partir dos parâmetros Γ e Π .

Podemos representar o termo Π da seguinte forma:

$$\Pi = \alpha \beta'$$

Onde α caracteriza a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo e β é a matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo entre as variáveis, onde $\beta' z_{t-k}$ representa as $n-1$ relações de co-integração no modelo acarretando uma convergência de z_t para uma solução de equilíbrio no longo prazo.

Podemos observar três situações distintas no teste de Johansen, de acordo com Harris (1995). A primeira situação ocorre quando o posto de Π é completo (isto é, há $r=n$ colunas linearmente independentes), então as variáveis em z_t são $I(0)$, a segunda situação se dá quando o posto de Π é zero, então não há relacionamento de co-integração e a terceira e mais importante ocorre quando Π tem posto reduzido, isto é, há $r \leq (n-1)$ vetores de co-integração presentes.

O número de relações de co-integração entre as variáveis z_t , equivale ao número de auto valores $\neq 0$ da matriz Π , além disso é importante notar que toda matriz de co-integração deve ter pelo menos um auto valor igual a zero, ou seja, a relação de co-integração é revelada a partir de um autovalor = 0.

Para conseguir testar a presença de vetores de co-integração pode-se utilizar dois tipos de estatística.

A estatística do traço, onde a hipótese nula é a de numero de vetores de co-integração ser menor ou igual a r , enquanto que a hipótese alternativa é que o número de vetores de co-integração seja maior que r .

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Diferentemente da estatística do traço, na estatística do máximo autovalor a hipótese nula é a existência de r vetores de co-integração, enquanto que a hipótese alternativa é a da existência de $r+1$ vetores de co-integração.

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -TLN(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

em que, t é o número de observações utilizadas e $\hat{\lambda}$ são os valores estimados dos autovalores obtido a partir da matriz Π ;

Executamos o teste para os mesmos índices de inflação brasileira e externa utilizados no teste de Engle e Granger. Assim para cada teste utilizamos o câmbio nominal e os índices CPI/IPCA, PPI/IPA-DI, PCE Deflator/IPCA e PPI/IPCA.

Em cada série, a partir dos testes de Akaike e Schwartz verificamos qual seria o melhor lag a ser utilizado em cada teste de Johansen. Para cada índice executamos o teste com intercepto e tendência na equação de co-integração e com no intercepto no Var; e com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e com intercepto no Var.

O resultado tanto para a estatística do traço quanto para a estatística do máximo autovalor com 5% de significância é que não existe um vetor de co-integração entre a taxa de câmbio nominal e as quatro razões dos índices de inflação (CPI/IPCA, PPI/IPA-DI, PCE Deflator/IPCA e PPI/IPCA). Como podemos observar nas tabelas 6 e 7 abaixo, os valores obtidos a partir da duas estatísticas não ultrapassam os valores críticos de 5% de significância .

Assim não foi possível verificar a existência de uma combinação linear de longo prazo entre a razão dos índices de inflação e a taxa de câmbio nominal. Pode-se dizer que a Paridade do poder de compra não foi observada , contudo os vale ressaltar que tanto os testes de Johansen e Juselius quanto o teste de Engle e Granger são sensíveis a quebras estruturais observadas na seção 5 desta dissertação.

Abaixo seguem as tabelas com os resultados dos testes de traço e de Máximo autovalor:

Tabela 6. Estatística traço para as quatro taxas reais de câmbio

Variáveis		Número de Eq. Co-integração	Lag Akaike	Lag Schwartz	Traço	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Cambio nominal - CPI IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,7717	25,3200	30,4500
		Ao menos 1	1	1	2,1313	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,6154	15,4100	20,0400
		Ao menos 1	1	1	2,0891	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PPI IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	8,1554	25,3200	30,4500
		Ao menos 1	1	1	2,2984	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	8,1268	15,4100	20,0400
		Ao menos 1	1	1	2,2984	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PCE Deflator IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,6354	25,3200	30,4500
		Ao menos 1	1	1	2,1544	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,4381	15,4100	20,0400
		Ao menos 1	1	1	2,1191	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PPI IPA DI	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	10,0613	25,3200	30,4500
		Ao menos 1	1	1	2,9234	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,2482	15,4100	20,0400
		Ao menos 1	1	1	2,8124	3,7600	6,6500

Tabela 7. Estatística do máximo autovalor para as quatro taxas reais de câmbio.

Variáveis		Número de Eq. Cointegração	Lag Akaike	Lag Schwartz	Máx	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
Cambio nominal - CPI IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,6404	18,9600	23,6500
		Ao menos 1	1	1	2,1313	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,5263	14,0700	18,6300
		Ao menos 1	1	1	2,0891	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PPI IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,8570	18,9600	23,6500
		Ao menos 1	1	1	2,2984	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,8284	14,0700	18,6300
		Ao menos 1	1	1	2,2984	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PCEDeflator IPCA	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,4810	18,9600	23,6500
		Ao menos 1	1	1	2,1544	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	5,3191	14,0700	18,6300
		Ao menos 1	1	1	2,1191	3,7600	6,6500
Cambio nominal - PPI IPA DI	Com intercepto e tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	7,1377	18,9600	23,6500
		Ao menos 1	1	1	2,9234	12,2500	16,2600
	Com intercepto e sem tendência na eq. de co-integração; com intercepto no Var	Nenhuma	1	1	4,4358	14,0700	18,6300
		Ao menos 1	1	1	2,8124	3,7600	6,6500

7 – Considerações Finais

Neste dissertação executamos uma série de testes econométricos aplicados a dados brasileiros com o intuito de testar a validade da paridade do poder de compra em sua versão absoluta.

Outra motivação foi a de verificar se realmente existe diferença em testar a PPC em taxas de câmbio constituídas através de índices de inflação de atacado ou de varejo, onde conseguem captar os itens “tradables” e “non tradebles” com mais facilidade; o artigo em questão procurou montar quatro taxas de câmbio reais distintas a partir de índices de inflação diferentes.

A maneira mais direta de verificação da Paridade de Poder de Compra seria através da observação de estacionariedade das quatro séries de câmbio, ou seja, caso fosse constatado que as séries de câmbio real fossem integradas de ordem zero, poderia ser conclusivo que a PPC se verificaria para estas condições delineadas no estudo. Assim através dos testes de raiz unitárias de Dickey e Fuller , Phillips e Perron e KPSS , conseguimos verificar que a validade da paridade de poder de compra em sua versão absoluta foi rejeitada, dado que os testes indicaram que as taxas de câmbio reais eram integradas de ordem (1).

Ainda seguindo esta linha de pensamento, nos propusemos a verificar se os testes de raiz unitária não apontavam para a verificação da PPC devido a ocorrência de alguma quebra estrutural nas séries analisadas; o que tornaria o resultado dos testes de raiz unitária sem efeito. A hipótese de uma quebra estrutural na série é pertinente pois durante o período analisado o Brasil passa por diversos planos econômicos e ocorrem alguns choques externos que acabaram por afetar a economia local.

Assim para verificar a existência de uma quebra estrutural nas séries foi executado o teste de Chow. O resultado obtido pelo teste de quebra estrutural não foi conclusivo, pois para duas taxas de câmbio real , uma constituída pelo IPCA PPI e outra pelo PPI IPA-DI , foi rejeitada a hipótese nula de ausência de quebra estrutural para o período que vai de julho de 1994 a janeiro de 1999 , caracterizado pela ocorrência do regime de câmbio fixo no Brasil. Dado que nestes casos seria necessário a

utilização de testes de raiz unitária que levasse em conta possíveis quebras estruturais, os testes de raiz unitárias executados anteriormente não poderão ser conclusivos a respeito da validade da PPC.

Com os resultados apresentados pelos testes de quebras estruturais, tentamos verificar a Paridade de Poder de a partir de análises de co-integração.

Após aplicar testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração de cada índice estudado, constatamos que tanto os índices de inflação no Brasil, os índices de inflação dos Estados Unidos e o câmbio nominal eram integradas de ordem 1. Portanto existe a possibilidade de uma combinação linear de longo prazo entre as séries integradas de ordem (1) possam vir a gerar uma série estacionária.

A partir dos testes de co-integração de Engle Granger e de Johansen e Juselius não foi possível encontrar nenhuma combinação linear de logo prazo entre a taxa de câmbio nominal fosse e entre os quatro índices construídos: CPI-IPCA, PPI-IPA DI, PCE DEFLATOR-IPCA e PPI-IPCA.

Portanto a partir deste trabalho chega-se a um resultado de não verificação da Paridade de poder de compra no Brasil em sua versão absoluta no período entre 1980 e 2007. Os resultados apresentados nesta dissertação se restringem apenas versão mais forte da Paridade de Poder de Compra, podendo assim ser aceita a versão relativa para a taxa de câmbio no Brasil para o período estudado.

Estes resultados apontam na mesma direção do trabalho executado por Rossi (1991) em que rejeita a validade da PPC em sua versão absoluta para o período de 1980 a 1988 e onde utiliza os índices de Ipa- Brasil e Ipa Estados Unidos para construir sua taxa de câmbio real. Neste estudo o autor utilizou os testes de Dickey e Fuller e de Engle Granger para verificação de estacionariedade das séries.

Ainda na mesma linha dos resultados apresentados por esta dissertação, num dos trabalhos mais recentes em que a PPC é testada através de sua versão absoluta para o período entre 1980 e 1994, Marçal, Pereira e Canuto (2000), rejeitam a validade da PPC isoladamente, porém verificam que ao se combinar com a Paridade de Taxas De Juros a Descoberto, apresenta resultados mais consistentes.

Diferentemente de Pastore , Pinotti e Blum (1998) que chegaram a resultados distintos ao utilizarem IPC e IPA(EUA e Brasil) entre 1959 e 1996 , onde rejeitaram a validade da PPC para câmbio real obtido através de índices de preço ao consumidor(IPC) e não rejeitaram a validade da PPC para câmbio real obtido através de índices de preço ao atacado(IPA); nesta dissertação não conseguimos fazer a distinção entre taxas de câmbio construídas a partir de índices de atacado ou índices ao consumidor, ou seja, para todas as quatro taxas de câmbio real não conseguimos verificar a validade da PPC.

Referências

1. Alves, D. C. O., Cati, R. C., & Fava, V.L. (2001). Purchasing power parity in Brazil: a test for fractional cointegration. *Applied Economics*, 33 : 1175-1185.
2. Alves, D., Fava, V.D. (1996). A fractional analysis of PPP for Brazil. *Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria, SBE*.
3. Balassa, B. (1964). The purchasing power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72:584-596.
4. Brito, M. H. & Pereira, P. L. V. (1999). Taxa de câmbio real e paridade do poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 53(3).
5. Cobrae, D., Ouliaris, S. (1988). Cointegration and tests of purchasing power parity. *Review of Economics and Statistics*, 70(3):508-511.
6. Dutton, M., Strauss, J. (1997). Cointegration tests of purchasing power parity: the impact of non-traded goods. *Journal of International Money and Finance*, 16: 433-444.
7. Dornbush, R. (1987). Purchasing power parity. *NBER Working Paper* n.1591.
8. Dornbush, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84: 1161-1176.
9. Duarte, A. R. & Pereira, P. L. (1991). Paridade do poder de compra e paridade da taxa de juros para o Brasil: Uma abordagem via co-integração multivariada. *Anais do XXII Encontro Brasileiro de Econometria – Curitiba/PR*.

10. Edison, H. (1987). Purchasing power parity in the long run: a test of the dollar/pound exchange rate (1890-1978). *Journal of Money, Credit and Banking*, 19(3):376-387.
11. Edwards, S. (1985). Money, The rate of devaluation and interest rates in semi-open economy: Colombia 1968-1982. *NBER Working Paper* n. 1380
12. Edwards, S. (1988). Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: Theory and evidence from developing countries. *UCLA Economics Working Paper* n.506
13. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. *Unites States: John Willey & Sons*.
14. Engel, C. (1999). Accounting for U.S. real exchange rate changes. *Journal of Political Economy* 107 :507-538.
15. Engle, C., Hendrickson, M. K., & Rogers, J. R. (1997). Intra –national, intracontinental and intra-planetary PPP. *NBER Working Paper* n. 6069
16. Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2) : 251-276.
17. Frankel, J. A., Rose, A. K. (1996). A panel project on PPP: Mean reversion within and between countries. *Journal of International Economics*, 40:209-224.
18. Froot, K. A. & Rogoff, K. (1994). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. *NBER Working Paper* n. 4952.
19. Harris, R. I. D. (1995). Cointegration analyses in econometric modelling, *London: Prentice Hall*.
20. Hendry, D. F. & Juselius, K. (1999). Explaining Cointegration Analysis: Part I. *The Energy Journal*, 21:1, 1-42.

21. Hendry, D. F. & Juselius, K. (2000). Explaining Cointegration Analysis: Part II. *Discussion Paper* n. 00-20, University of Copenhagen.
22. Johansen, S. (1988). Statistical analyses of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 : 231-254.
23. Juselius, K. (1995). Do PPP and UIP hold in LR? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics* 69: 211-240.
24. Kannebley Jr., S. (2003). Paridade do Poder de Compra no Brasil: 1968 a 1994. *Estudos Econômicos*, 33(4) : 735-769.
25. Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R., Dolado, J.J. (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 : 325-346.
26. Marçal, E. F. (2007). Estimando o Desalinhamento Cambial para a Economia Brasileira. Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial.
27. Marçal, E. F. , Valls Pereira, P. L., & Canuto, O. (2000). Paridade do Poder de Compra: Testando Dados Brasileiros. *Revista Brasileira de Economia* 57 (1) : 159-190.
28. MacDonald, R. (1993). Long-run purchasing power parity: Is it for real? *Review of Economics and Statistics*.
29. Mahdavi, S., Zhou, S. (1994). Purchasing power parity in high inflation countries: further evidences. *Journal of Macroeconomics*, 16(3): 403-422.
30. Margarido, M. A. (2004). Teste de Co-integração de Johansen Utilizando o SAS. *Agric. São Paulo*, 51(1) : 87-101.

31. Menezes, F. M. & Resende, M. (1996). Testes de Co-integração da Paridade do Poder de Compra para a Economia Brasileira: 1870-1906. *Estudos Econômicos*, 26(1) : 51-62.
32. Obstfeld, M., Rogoff, K. (2000). New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics*, 50(1):117-153
33. Pastore, A.C., Blum B. S., & Pinotti, M. C. (1998). Paridade do poder de compra, câmbio real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, 52(3) : 427-467.
34. Perron, P., Garcia, M. G. P., & Cati, R. C. (1997). Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *mimeo*.
35. Rogoff, K. The purchasing power parity puzzle (1996). *Journal of Economic Literature*, 34(2):647-668.
36. Rossi, J. (1991). Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 21(2).
37. Rossi, J. (1996). O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 26(2).
38. Taylor, M., McMahon, P. (1988). Long run purchasing power parity in the 1920's. *European Economic Review*, 32:179-197.
39. Taylor, A.M, Taylor, M.P.(2004). The Purchasing Power Parity Debate. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(4) :135-158
40. Zhou, S.(1997). Purchasing power parity in high inflation countries; A cointegration analysis of integrated variables with trend breaks. *Southern Economic Journal*, 64(2):450-467.

41. Zini, A. A. J. (1993). Taxa de câmbio e política cambial no Brasil. *Editora da Universidade de São Paulo*
42. Zini, A. A. J. & Cati, R. C. (1993). Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre PPC e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2) : 349-374.

Anexos

Tabela A1. Taxas reais de câmbio utilizada nos testes de raiz unitária. Período de Dez 1979 a Novembro de 2007. (Na construção das séries colocamos os índices de inflação com base 100 em Dez 1993)

Taxa de Câmbio Real				
Período	CPI - IPCA	PPI - IPA_DI	PCDeflator -PPI	PPI -IPCA
dez/79	0,1067	0,1666	0,1128	0,1341
jan/80	0,1048	0,1626	0,1103	0,1317
fev/80	0,1047	0,1643	0,1100	0,1319
mar/80	0,1034	0,1611	0,1084	0,1298
abr/80	0,1040	0,1596	0,1085	0,1303
mai/80	0,1029	0,1550	0,1071	0,1283
jun/80	0,1016	0,1512	0,1054	0,1264
jul/80	0,0993	0,1443	0,1037	0,1253
ago/80	0,0987	0,1416	0,1032	0,1252
set/80	0,0985	0,1394	0,1031	0,1244
out/80	0,0957	0,1353	0,1000	0,1207
nov/80	0,0934	0,1293	0,0974	0,1173
dez/80	0,0927	0,1295	0,0963	0,1158
jan/81	0,0915	0,1289	0,0951	0,1145
fev/81	0,0911	0,1262	0,0948	0,1140
mar/81	0,0930	0,1260	0,0968	0,1170
abr/81	0,0934	0,1285	0,0971	0,1180
mai/81	0,0944	0,1277	0,0979	0,1189
jun/81	0,0957	0,1303	0,0988	0,1200
jul/81	0,0965	0,1324	0,0991	0,1200
ago/81	0,0977	0,1331	0,1002	0,1207
set/81	0,0992	0,1347	0,1013	0,1218
out/81	0,1001	0,1361	0,1024	0,1230
nov/81	0,1007	0,1360	0,1031	0,1237
dez/81	0,1007	0,1392	0,1031	0,1237
jan/82	0,0993	0,1386	0,1019	0,1224
fev/82	0,0981	0,1366	0,1007	0,1204
mar/82	0,0974	0,1339	0,1002	0,1195
abr/82	0,0969	0,1335	0,0994	0,1188
mai/82	0,0968	0,1335	0,0990	0,1175
jun/82	0,0964	0,1299	0,0982	0,1167
jul/82	0,0961	0,1302	0,0979	0,1162
ago/82	0,0963	0,1325	0,0983	0,1167
set/82	0,0981	0,1373	0,1003	0,1189
out/82	0,1009	0,1401	0,1034	0,1222
nov/82	0,1024	0,1429	0,1054	0,1247
dez/82	0,1009	0,1442	0,1043	0,1236
jan/83	0,1014	0,1419	0,1051	0,1230
fev/83	0,1304	0,1864	0,1352	0,1582
mar/83	0,1331	0,1840	0,1381	0,1612
abr/83	0,1370	0,1819	0,1418	0,1649
mai/83	0,1402	0,1858	0,1449	0,1685
jun/83	0,1406	0,1800	0,1456	0,1691
jul/83	0,1446	0,1773	0,1499	0,1731
ago/83	0,1457	0,1771	0,1513	0,1745
set/83	0,1457	0,1707	0,1514	0,1745
out/83	0,1533	0,1685	0,1590	0,1828
nov/83	0,1555	0,1680	0,1609	0,1845
dez/83	0,1545	0,1689	0,1595	0,1833
jan/84	0,1557	0,1694	0,1603	0,1847
fev/84	0,1604	0,1706	0,1655	0,1902
mar/84	0,1626	0,1712	0,1678	0,1929
abr/84	0,1621	0,1702	0,1673	0,1918
mai/84	0,1622	0,1701	0,1673	0,1913
jun/84	0,1613	0,1703	0,1663	0,1898
jul/84	0,1626	0,1699	0,1677	0,1911
ago/84	0,1650	0,1717	0,1701	0,1929
set/84	0,1637	0,1708	0,1685	0,1908
out/84	0,1675	0,1688	0,1722	0,1942
nov/84	0,1668	0,1687	0,1714	0,1938
dez/84	0,1650	0,1682	0,1697	0,1912
jan/85	0,1665	0,1677	0,1717	0,1927
fev/85	0,1665	0,1694	0,1714	0,1917
mar/85	0,1710	0,1680	0,1759	0,1960
abr/85	0,1772	0,1761	0,1822	0,2037
mai/85	0,1822	0,1825	0,1874	0,2097
jun/85	0,1838	0,1855	0,1889	0,2103
jul/85	0,1798	0,1858	0,1847	0,2055
ago/85	0,1740	0,1753	0,1790	0,1981
set/85	0,1761	0,1792	0,1811	0,1988
out/85	0,1748	0,1809	0,1795	0,1987

Taxa de Câmbio Real

Período	CPI - IPCA	PPI - IPA_DI	PCDeflator -PPI	PPI -IPCA
nov/85	0,1683	0,1727	0,1726	0,1916
dez/85	0,1648	0,1734	0,1689	0,1876
jan/86	0,1676	0,1681	0,1719	0,1892
fev/86	0,1690	0,1626	0,1736	0,1886
mar/86	0,1604	0,1542	0,1654	0,1778
abr/86	0,1586	0,1557	0,1639	0,1755
mai/86	0,1568	0,1563	0,1621	0,1739
jun/86	0,1554	0,1562	0,1607	0,1723
jul/86	0,1530	0,1541	0,1582	0,1681
ago/86	0,1478	0,1527	0,1531	0,1629
set/86	0,1459	0,1519	0,1511	0,1605
out/86	0,1460	0,1538	0,1512	0,1613
nov/86	0,1398	0,1516	0,1448	0,1539
dez/86	0,1322	0,1485	0,1367	0,1454
jan/87	0,1300	0,1494	0,1345	0,1428
fev/87	0,1386	0,1626	0,1435	0,1522
mar/87	0,1337	0,1596	0,1382	0,1465
abr/87	0,1295	0,1524	0,1337	0,1421
mai/87	0,1429	0,1560	0,1475	0,1565
jun/87	0,1530	0,1581	0,1578	0,1673
jul/87	0,1491	0,1529	0,1537	0,1628
ago/87	0,1500	0,1552	0,1547	0,1634
set/87	0,1481	0,1535	0,1527	0,1613
out/87	0,1455	0,1495	0,1501	0,1578
nov/87	0,1432	0,1467	0,1475	0,1547
dez/87	0,1439	0,1446	0,1483	0,1549
jan/88	0,1402	0,1418	0,1446	0,1513
fev/88	0,1434	0,1419	0,1478	0,1543
mar/88	0,1422	0,1408	0,1467	0,1530
abr/88	0,1439	0,1398	0,1483	0,1545
mai/88	0,1454	0,1390	0,1499	0,1560
jun/88	0,1432	0,1376	0,1476	0,1534
jul/88	0,1465	0,1409	0,1511	0,1576
ago/88	0,1464	0,1384	0,1508	0,1574
set/88	0,1431	0,1364	0,1475	0,1536
out/88	0,1459	0,1374	0,1503	0,1563
nov/88	0,1453	0,1372	0,1495	0,1556
dez/88	0,1474	0,1385	0,1517	0,1580
jan/89	0,1406	0,1342	0,1449	0,1516
fev/89	0,1208	0,1221	0,1245	0,1308
mar/89	0,1137	0,1188	0,1170	0,1229
abr/89	0,1091	0,1178	0,1121	0,1179
mai/89	0,1039	0,1192	0,1066	0,1126
jun/89	0,1067	0,1252	0,1094	0,1153
jul/89	0,1195	0,1279	0,1225	0,1285
ago/89	0,1156	0,1205	0,1185	0,1238
set/89	0,1142	0,1161	0,1171	0,1226
out/89	0,1129	0,1145	0,1157	0,1214
nov/89	0,1082	0,1120	0,1106	0,1160
dez/89	0,1104	0,1167	0,1129	0,1187
jan/90	0,1038	0,1075	0,1060	0,1127
fev/90	0,1025	0,1067	0,1047	0,1108
mar/90	0,0784	0,0814	0,0801	0,0843
abr/90	0,0819	0,0890	0,0837	0,0878
mai/90	0,0822	0,0873	0,0841	0,0880
jun/90	0,0818	0,0900	0,0835	0,0871
jul/90	0,0823	0,0914	0,0838	0,0874
ago/90	0,0764	0,0850	0,0776	0,0813
set/90	0,0790	0,0911	0,0802	0,0846
out/90	0,0883	0,1019	0,0895	0,0949
nov/90	0,1025	0,1171	0,1039	0,1105
dez/90	0,1021	0,1191	0,1032	0,1091
jan/91	0,1098	0,1288	0,1112	0,1176
fev/91	0,0924	0,1068	0,0936	0,0982
mar/91	0,0883	0,1058	0,0895	0,0934
abr/91	0,0920	0,1059	0,0931	0,0971
mai/91	0,0938	0,1099	0,0951	0,0989
jun/91	0,0928	0,1107	0,0939	0,0974
jul/91	0,0918	0,1090	0,0929	0,0960
ago/91	0,0905	0,1073	0,0915	0,0945
set/91	0,0926	0,1102	0,0938	0,0966

Taxa de Câmbio Real

Período	CPI - IPCA	PPI - IPA_DI	PCDeflator -PPI	PPI -IPCA
out/91	0,1070	0,1204	0,1084	0,1119
nov/91	0,1119	0,1255	0,1131	0,1169
dez/91	0,1153	0,1313	0,1166	0,1200
jan/92	0,1131	0,1272	0,1146	0,1174
fev/92	0,1127	0,1256	0,1142	0,1170
mar/92	0,1136	0,1280	0,1150	0,1176
abr/92	0,1144	0,1311	0,1158	0,1183
mai/92	0,1092	0,1290	0,1105	0,1130
jun/92	0,1102	0,1296	0,1114	0,1142
jul/92	0,1107	0,1293	0,1119	0,1142
ago/92	0,1108	0,1239	0,1120	0,1142
set/92	0,1111	0,1219	0,1123	0,1146
out/92	0,1119	0,1231	0,1129	0,1153
nov/92	0,1134	0,1224	0,1143	0,1165
dez/92	0,1129	0,1232	0,1138	0,1159
jan/93	0,1103	0,1236	0,1110	0,1130
fev/93	0,1117	0,1240	0,1124	0,1145
mar/93	0,1112	0,1228	0,1119	0,1141
abr/93	0,1122	0,1236	0,1129	0,1154
mai/93	0,1139	0,1209	0,1146	0,1168
jun/93	0,1142	0,1204	0,1147	0,1165
jul/93	0,1145	0,1191	0,1151	0,1166
ago/93	0,1148	0,1177	0,1153	0,1156
set/93	0,1147	0,1162	0,1151	0,1154
out/93	0,1168	0,1170	0,1171	0,1172
nov/93	0,1172	0,1165	0,1174	0,1174
dez/93	0,1186	0,1186	0,1186	0,1186
jan/94	0,1180	0,1184	0,1181	0,1184
fev/94	0,1173	0,1151	0,1173	0,1175
mar/94	0,1180	0,1149	0,1180	0,1180
abr/94	0,1180	0,1168	0,1180	0,1180
mai/94	0,1182	0,1215	0,1182	0,1179
jun/94	0,1179	0,1226	0,1179	0,1174
jul/94	0,1041	0,0940	0,1042	0,1037
ago/94	0,0970	0,0855	0,0970	0,0967
set/94	0,0919	0,0804	0,0918	0,0911
out/94	0,0889	0,0773	0,0888	0,0878
nov/94	0,0866	0,0760	0,0864	0,0857
dez/94	0,0854	0,0762	0,0851	0,0847
jan/95	0,0838	0,0754	0,0835	0,0831
fev/95	0,0841	0,0760	0,0837	0,0834
mar/95	0,0873	0,0792	0,0869	0,0865
abr/95	0,0872	0,0793	0,0867	0,0863
mai/95	0,0845	0,0804	0,0839	0,0835
jun/95	0,0842	0,0806	0,0836	0,0831
jul/95	0,0836	0,0802	0,0830	0,0825
ago/95	0,0843	0,0800	0,0837	0,0829
set/95	0,0839	0,0824	0,0832	0,0825
out/95	0,0836	0,0834	0,0829	0,0822
nov/95	0,0829	0,0827	0,0821	0,0816
dez/95	0,0822	0,0841	0,0815	0,0812
jan/96	0,0821	0,0838	0,0811	0,0809
fev/96	0,0819	0,0839	0,0809	0,0806
mar/96	0,0821	0,0848	0,0812	0,0811
abr/96	0,0818	0,0851	0,0808	0,0807
mai/96	0,0815	0,0845	0,0804	0,0802
jun/96	0,0811	0,0845	0,0799	0,0800
jul/96	0,0809	0,0838	0,0797	0,0796
ago/96	0,0812	0,0846	0,0799	0,0799
set/96	0,0817	0,0847	0,0804	0,0802
out/96	0,0822	0,0854	0,0808	0,0809
nov/96	0,0826	0,0858	0,0812	0,0811
dez/96	0,0829	0,0855	0,0814	0,0815
jan/97	0,0826	0,0847	0,0811	0,0811
fev/97	0,0828	0,0847	0,0812	0,0809
mar/97	0,0830	0,0839	0,0815	0,0810
abr/97	0,0827	0,0833	0,0812	0,0802
mai/97	0,0830	0,0836	0,0814	0,0803
jun/97	0,0831	0,0837	0,0815	0,0801
jul/97	0,0835	0,0840	0,0818	0,0802
ago/97	0,0844	0,0851	0,0825	0,0811

Taxa de Câmbio Real

Período	CPI - IPCA	PPI - IPA - DI	PCDeflator -PPI	PPI -IPCA
set/97	0,0849	0,0848	0,0830	0,0815
out/97	0,0854	0,0852	0,0834	0,0820
nov/97	0,0859	0,0846	0,0838	0,0822
dez/97	0,0861	0,0842	0,0840	0,0822
jan/98	0,0861	0,0837	0,0840	0,0817
fev/98	0,0862	0,0843	0,0841	0,0818
mar/98	0,0865	0,0846	0,0843	0,0819
abr/98	0,0869	0,0855	0,0847	0,0824
mai/98	0,0872	0,0857	0,0849	0,0823
jun/98	0,0877	0,0860	0,0853	0,0826
jul/98	0,0886	0,0872	0,0861	0,0834
ago/98	0,0902	0,0880	0,0877	0,0846
set/98	0,0911	0,0886	0,0885	0,0854
out/98	0,0919	0,0897	0,0893	0,0863
nov/98	0,0927	0,0904	0,0900	0,0869
dez/98	0,0931	0,0898	0,0904	0,0875
jan/99	0,1520	0,1455	0,1475	0,1430
fev/99	0,1567	0,1410	0,1519	0,1468
mar/99	0,1293	0,1146	0,1254	0,1213
abr/99	0,1248	0,1114	0,1209	0,1169
mai/99	0,1293	0,1168	0,1253	0,1212
jun/99	0,1324	0,1184	0,1284	0,1242
jul/99	0,1330	0,1176	0,1287	0,1245
ago/99	0,1420	0,1240	0,1373	0,1334
set/99	0,1426	0,1225	0,1379	0,1345
out/99	0,1435	0,1212	0,1386	0,1349
nov/99	0,1402	0,1157	0,1353	0,1320
dez/99	0,1299	0,1062	0,1255	0,1224
jan/00	0,1305	0,1059	0,1261	0,1226
fev/00	0,1284	0,1048	0,1239	0,1213
mar/00	0,1273	0,1041	0,1226	0,1202
abr/00	0,1310	0,1074	0,1262	0,1234
mai/00	0,1327	0,1079	0,1277	0,1249
jun/00	0,1312	0,1056	0,1259	0,1238
jul/00	0,1277	0,1014	0,1224	0,1202
ago/00	0,1295	0,1013	0,1240	0,1216
set/00	0,1313	0,1022	0,1256	0,1237
out/00	0,1360	0,1056	0,1299	0,1283
nov/00	0,1394	0,1085	0,1332	0,1320
dez/00	0,1386	0,1076	0,1323	0,1312
jan/01	0,1397	0,1090	0,1333	0,1326
fev/01	0,1447	0,1129	0,1379	0,1372
mar/01	0,1524	0,1175	0,1453	0,1437
abr/01	0,1534	0,1178	0,1464	0,1452
mai/01	0,1659	0,1273	0,1580	0,1566
jun/01	0,1615	0,1215	0,1538	0,1516
jul/01	0,1679	0,1242	0,1601	0,1559
ago/01	0,1750	0,1295	0,1669	0,1632
set/01	0,1834	0,1355	0,1738	0,1711
out/01	0,1838	0,1326	0,1753	0,1692
nov/01	0,1704	0,1225	0,1625	0,1563
dez/01	0,1552	0,1121	0,1479	0,1420
jan/02	0,1612	0,1167	0,1536	0,1469
fev/02	0,1562	0,1134	0,1488	0,1425
mar/02	0,1541	0,1130	0,1468	0,1409
abr/02	0,1561	0,1140	0,1487	0,1420
mai/02	0,1665	0,1199	0,1584	0,1510
jun/02	0,1871	0,1323	0,1781	0,1701
jul/02	0,2234	0,1549	0,2125	0,2023
ago/02	0,1962	0,1322	0,1865	0,1773
set/02	0,2515	0,1647	0,2391	0,2277
out/02	0,2328	0,1462	0,2212	0,2115
nov/02	0,2258	0,1358	0,2144	0,2048
dez/02	0,2153	0,1276	0,2042	0,1945
jan/03	0,2106	0,1258	0,1997	0,1917
fev/03	0,2107	0,1265	0,1997	0,1929
mar/03	0,1967	0,1181	0,1863	0,1814
abr/03	0,1672	0,1001	0,1587	0,1523
mai/03	0,1705	0,1043	0,1617	0,1552
jun/03	0,1655	0,1028	0,1570	0,1515
jul/03	0,1709	0,1069	0,1622	0,1562

Taxa de Câmbio Real

Período	CPI - IPCA	PPI - IPA_DI	PCEDeflator -PPI	PPI -IPCA
ago/03	0,1711	0,1068	0,1622	0,1566
set/03	0,1677	0,1042	0,1590	0,1535
out/03	0,1633	0,1018	0,1550	0,1504
nov/03	0,1679	0,1046	0,1594	0,1547
dez/03	0,1640	0,1021	0,1557	0,1513
jan/04	0,1663	0,1035	0,1579	0,1533
fev/04	0,1643	0,1011	0,1561	0,1510
mar/04	0,1639	0,1002	0,1555	0,1506
abr/04	0,1656	0,1005	0,1572	0,1529
mai/04	0,1761	0,1060	0,1670	0,1631
jun/04	0,1723	0,1023	0,1632	0,1588
jul/04	0,1682	0,0994	0,1595	0,1550
ago/04	0,1620	0,0949	0,1537	0,1493
set/04	0,1576	0,0922	0,1494	0,1454
out/04	0,1577	0,0929	0,1494	0,1468
nov/04	0,1501	0,0885	0,1421	0,1404
dez/04	0,1447	0,0853	0,1370	0,1347
jan/05	0,1422	0,0845	0,1349	0,1327
fev/05	0,1404	0,0836	0,1330	0,1312
mar/05	0,1440	0,0856	0,1363	0,1349
abr/05	0,1362	0,0812	0,1288	0,1274
mai/05	0,1288	0,0778	0,1218	0,1201
jun/05	0,1259	0,0767	0,1192	0,1176
jul/05	0,1285	0,0792	0,1214	0,1203
ago/05	0,1276	0,0795	0,1203	0,1194
set/05	0,1210	0,0763	0,1138	0,1138
out/05	0,1222	0,0773	0,1148	0,1153
nov/05	0,1182	0,0749	0,1114	0,1114
dez/05	0,1248	0,0801	0,1176	0,1186
jan/06	0,1182	0,0755	0,1112	0,1120
fev/06	0,1135	0,0721	0,1068	0,1063
mar/06	0,1152	0,0742	0,1085	0,1082
abr/06	0,1113	0,0720	0,1046	0,1045
mai/06	0,1231	0,0791	0,1156	0,1152
jun/06	0,1163	0,0740	0,1092	0,1091
jul/06	0,1172	0,0742	0,1099	0,1094
ago/06	0,1155	0,0728	0,1082	0,1079
set/06	0,1165	0,0730	0,1095	0,1083
out/06	0,1139	0,0701	0,1073	0,1048
nov/06	0,1149	0,0714	0,1082	0,1073
dez/06	0,1133	0,0709	0,1066	0,1061
jan/07	0,1123	0,0699	0,1058	0,1044
fev/07	0,1119	0,0704	0,1053	0,1049
mar/07	0,1086	0,0687	0,1020	0,1022
abr/07	0,1079	0,0687	0,1012	0,1020
mai/07	0,1027	0,0657	0,0962	0,0971
jun/07	0,1025	0,0655	0,0959	0,0968
jul/07	0,0998	0,0640	0,0933	0,0947
ago/07	0,1036	0,0647	0,0971	0,0971
set/07	0,0972	0,0603	0,0911	0,0918
out/07	0,0922	0,0566	0,0864	0,0868
nov/07	0,0947	0,0589	0,0885	0,0913

Tabela A2. Testes de raiz unitária da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de Dickey- Fuller.

Série de câmbio nominal (Taxa de Câmbio Oficial - Mensal (R\$ / US\$))

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,648663	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	-0,858272	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,015754	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-20,37567	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-20,40579	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-20,3697	-1,941776

Série de CPI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,996094	-3,423799
Nível com intercepto e sem tendência	-0,01012	-2,870004
Nível sem intercepto e sem tendência	3,402187	-1,941808
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-12,558956	-3,423377
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-12,59072	-2,870004
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-1,119852	-1,941808

Série de IPA-DI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,380719	-3,423418
Nível com intercepto e sem tendência	1,421673	-2,870031
Nível sem intercepto e sem tendência	2,529055	-1,941781
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-7,425938	-3,423377
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-5,484323	-2,870031
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-4,884793	-1,941781

Série de IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,98972	-3,423336
Nível com intercepto e sem tendência	0,700987	-2,869978
Nível sem intercepto e sem tendência	2,060691	-1,941776
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-6,928324	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-6,738299	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-6,23556	-1,941776

Série de PCE Deflator

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-2,880692	-3,423377
Nível com intercepto e sem tendência	-1,721267	-2,870004
Nível sem intercepto e sem tendência	2,928708	-1,941805
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-11,7688	-3,423377
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-11,67063	-2,870004
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-1,250228	-1,941805

Série de PPI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-0,247918	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	0,793047	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	6,991553	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-14,76106	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-14,75311	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-13,04439	-1,941776

Tabela A3 Testes de raiz unitária da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de Phillips e Perron.

Série de câmbio nominal (Taxa de Câmbio Oficial - Mensal (R\$ / US\$))

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,708809	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	-0,86854	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,036484	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-20,25507	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-20,28207	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-20,25128	-1,941776

Série de CPI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-2,524798	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	-0,383634	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	12,87271	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-12,05488	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-12,08941	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-7,405474	-1,941776

Série de IPA-DI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,246904	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	2,008136	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	3,700808	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-6,390877	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-6,3719	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-5,666855	-1,941776

Série de IPCA

	<u>Estadística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,851785	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	1,058948	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	2,773425	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-7,099485	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-6,893294	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-6,355712	-1,941776

Série de PCE Deflator

	<u>Estadística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-3,260169	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	-1,950613	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	10,65836	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-12,42782	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-12,34513	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-6,682668	-1,941776

Série de PPI

	<u>Estadística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-0,623012	-3,423296
Nível com intercepto e sem tendência	0,645357	-2,869952
Nível sem intercepto e sem tendência	6,282624	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-14,7048	-3,423336
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-14,70357	-2,869978
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-14,62803	-1,941776

Tabela A4 Testes de raiz unitária da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de KPSS.

Série de câmbio nominal (Taxa de Câmbio Oficial - Mensal (R\$ / US\$))

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,323558	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	1,850104	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,149313	0,146
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,146497	0,463

Série de CPI

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,109978	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	2,204398	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,218587	0,146
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,222933	0,463

Série de IPA-DI

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,507782	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	1,918967	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,049885	0,146
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,746745	0,463

Série de IPCA

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,412058	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	2,00679	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,102386	0,146
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,448174	0,463

Série de PCE Deflator

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,376376	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	2,189505	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,310214	0,146
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,545681	0,463

Série de PPI

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,146618	0,146
Nível com intercepto e sem tendência	2,147688	0,463
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,315386	0,463
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,264546	0,146

Tabela A5 Testes de raiz unitária das taxas de câmbio real da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de Dickey- Fuller.

Taxa de Câmbio real CPI - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,990818	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-1,921258	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,594748	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,92314	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,91908	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,95131	-1,941776

Taxa de Câmbio real PPI - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,776592	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-1,938534	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,768535	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,48187	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,46583	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,50452	-1,941776

Taxa de Câmbio real PPI - IPA-DI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,779097	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-2,8143	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-1,312196	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-19,35017	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-19,32366	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-19,33435	-1,941776

Taxa de Câmbio real PCE Deflator - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,92341	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-1,921439	-3,3423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,659787	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,77857	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,77452	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,80528	-1,941776

Tabela A6 Testes de raiz unitária das taxas de câmbio real da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de Phillips e Perron.

Taxa de Câmbio real CPI - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-2,107323	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-2,037981	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,604591	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,91415	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,90972	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,94091	-1,941776

Taxa de Câmbio real PPI - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,894253	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-2,053905	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,774317	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,4861	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,47018	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,50809	-1,941776

Taxa de Câmbio real PPI - IPA-DI

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-1,705266	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-2,738336	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-1,322455	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-19,3507	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-19,32422	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-19,33435	-1,941776

Taxa de Câmbio real PCE Deflator - IPCA

	<u>Estatística t</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	-2,056281	-2,869952
Nível com intercepto e sem tendência	-2,047513	-3,423296
Nível sem intercepto e sem tendência	-0,669907	-1,941773
Primeira diferença com intercepto e com tendência	-18,77631	-2,869978
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	-18,77165	-3,423336
Primeira diferença sem intercepto e sem tendência	-18,80174	-1,941776

Tabela A7 Testes de raiz unitária das taxas de câmbio real da seção 5. As tabelas apresentam os valores críticos de 5% e as estatísticas encontradas para cada série nos testes de KPSS.

Taxa de Câmbio real CPI - IPCA

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,205055	0,463
Nível com intercepto e sem tendência	0,17275	0,146
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,090168	0,463
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,072304	0,146

Taxa de Câmbio real PPI - IPCA

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,356822	0,463
Nível com intercepto e sem tendência	0,202703	0,146
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,075959	0,463
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,071069	0,146

Taxa de Câmbio real PPI - IPA-DI

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	1,394008	0,463
Nível com intercepto e sem tendência	0,142957	0,146
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,040775	0,463
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,03991	0,146

Taxa de Câmbio real PCE Deflator - IPCA

	<u>Estatística LM</u>	<u>Valor crítico 5%</u>
Nível com intercepto e com tendência	0,167767	0,463
Nível com intercepto e sem tendência	0,167311	0,146
Primeira diferença com intercepto e com tendência	0,0891	0,463
Primeira diferença com intercepto e sem tendência	0,070974	0,146

Tabela A8. Correlograma em nível referente a taxa de câmbio construída a partir do CPI-IPCA da seção 6:

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.973	0.973	321.15	0.000
. *****	. .	2	0.948	0.017	626.86	0.000
. *****	* .	3	0.920	-0.062	915.82	0.000
. *****	. .	4	0.894	0.000	1189.0	0.000
. *****	. .	5	0.865	-0.048	1445.6	0.000
. *****	. .	6	0.835	-0.038	1685.6	0.000
. *****	. .	7	0.807	0.011	1910.2	0.000
. *****	* .	8	0.786	0.132	2124.0	0.000
. *****	. .	9	0.763	-0.033	2326.3	0.000
. *****	. .	10	0.745	0.053	2519.7	0.000
. *****	. .	11	0.728	0.021	2704.9	0.000
. *****	. .	12	0.710	-0.047	2881.6	0.000
. *****	* .	13	0.688	-0.087	3048.2	0.000
. *****	. .	14	0.666	-0.025	3204.7	0.000
. *****	. .	15	0.641	-0.054	3350.0	0.000
. *****	. .	16	0.617	0.011	3485.2	0.000
. *****	* .	17	0.586	-0.120	3607.6	0.000
. *****	. .	18	0.556	-0.020	3717.9	0.000
. *****	. .	19	0.525	-0.011	3816.6	0.000
. *****	. .	20	0.495	-0.013	3904.7	0.000
. *****	. .	21	0.466	-0.010	3983.1	0.000
. *****	. .	22	0.439	0.012	4052.9	0.000
. *****	. .	23	0.411	-0.053	4114.1	0.000
. *****	. .	24	0.383	-0.044	4167.6	0.000
. *****	. .	25	0.354	-0.043	4213.4	0.000
. *****	* .	26	0.323	-0.078	4251.6	0.000
. *****	. .	27	0.291	-0.033	4282.8	0.000
. *****	. .	28	0.260	-0.008	4307.7	0.000
. *****	. .	29	0.227	-0.021	4326.8	0.000
. *****	. .	30	0.197	0.007	4341.2	0.000
. *****	. .	31	0.167	0.011	4351.5	0.000
. *****	. .	32	0.140	0.026	4358.9	0.000
. *****	. .	33	0.113	-0.050	4363.6	0.000
. *****	. .	34	0.086	-0.010	4366.5	0.000
. *****	. .	35	0.063	0.034	4368.0	0.000
. *****	. .	36	0.042	-0.004	4368.6	0.000

Tabela A9. Correlograma em nível referente a taxa de câmbio construída a partir do PCEDeflator-IPCA da seção 6:

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.973	0.973	320.94	0.000
. *****	. .	2	0.947	0.009	626.00	0.000
. *****	. .	3	0.919	-0.056	914.08	0.000
. *****	. .	4	0.892	-0.002	1186.1	0.000
. *****	. .	5	0.862	-0.050	1441.2	0.000
. *****	. .	6	0.832	-0.039	1679.4	0.000
. *****	. .	7	0.803	0.009	1901.8	0.000
. *****	. *	8	0.781	0.126	2112.9	0.000
. *****	. .	9	0.758	-0.031	2312.4	0.000
. *****	. .	10	0.739	0.048	2502.5	0.000
. *****	. .	11	0.721	0.024	2684.1	0.000
. *****	. .	12	0.702	-0.056	2856.7	0.000
. *****	. *	13	0.679	-0.085	3018.8	0.000
. *****	. .	14	0.655	-0.030	3170.4	0.000
. *****	. .	15	0.629	-0.052	3310.4	0.000
. *****	. .	16	0.604	0.007	3439.9	0.000
. ****	. *	17	0.572	-0.117	3556.5	0.000
. ****	. .	18	0.540	-0.018	3660.8	0.000
. ****	. .	19	0.509	-0.014	3753.4	0.000
. ****	. .	20	0.478	-0.013	3835.5	0.000
. ***	. .	21	0.448	-0.002	3907.9	0.000
. ***	. .	22	0.421	0.014	3972.0	0.000
. ***	. .	23	0.392	-0.052	4027.8	0.000
. ***	. .	24	0.365	-0.038	4076.2	0.000
. ***	. .	25	0.335	-0.044	4117.3	0.000
. **	. *	26	0.304	-0.074	4151.1	0.000
. **	. .	27	0.272	-0.038	4178.3	0.000
. **	. .	28	0.241	-0.004	4199.7	0.000
. **	. .	29	0.208	-0.021	4215.6	0.000
. *	. .	30	0.177	0.006	4227.2	0.000
. *	. .	31	0.146	0.007	4235.2	0.000
. *	. .	32	0.119	0.029	4240.5	0.000
. *	. .	33	0.092	-0.040	4243.6	0.000
. *	. .	34	0.066	-0.011	4245.3	0.000
. .	. .	35	0.043	0.037	4246.0	0.000
. .	. .	36	0.022	-0.006	4246.2	0.000

Tabela A10. Correlograma em nível referente a taxa de câmbio construída a partir do PPI-IPCA da seção 6:

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.976	0.976	322.99	0.000
. *****	. .	2	0.952	-0.007	631.43	0.000
. *****	. .	3	0.928	-0.036	924.88	0.000
. *****	. .	4	0.904	0.010	1204.4	0.000
. *****	. .	5	0.878	-0.055	1468.9	0.000
. *****	. .	6	0.851	-0.034	1718.4	0.000
. *****	. .	7	0.826	0.006	1953.7	0.000
. *****	. *	8	0.806	0.125	2178.9	0.000
. *****	. .	9	0.786	-0.029	2393.6	0.000
. *****	. .	10	0.769	0.050	2599.8	0.000
. *****	. .	11	0.754	0.029	2798.3	0.000
. *****	. .	12	0.737	-0.042	2988.9	0.000
. *****	. *	13	0.718	-0.080	3170.2	0.000
. *****	. .	14	0.697	-0.039	3341.7	0.000
. *****	. .	15	0.675	-0.040	3502.7	0.000
. *****	. .	16	0.653	0.006	3654.1	0.000
. *****	. *	17	0.625	-0.119	3793.3	0.000
. *****	. .	18	0.597	-0.019	3920.7	0.000
. *****	. .	19	0.569	-0.014	4036.7	0.000
. *****	. .	20	0.542	-0.005	4142.4	0.000
. *****	. .	21	0.516	0.002	4238.5	0.000
. *****	. .	22	0.493	0.025	4326.3	0.000
. *****	. .	23	0.468	-0.046	4405.7	0.000
. *****	. .	24	0.444	-0.037	4477.4	0.000
. *****	. .	25	0.418	-0.049	4541.3	0.000
. *****	. *	26	0.391	-0.075	4597.2	0.000
. *****	. .	27	0.362	-0.035	4645.5	0.000
. *****	. .	28	0.334	-0.008	4686.7	0.000
. *****	. .	29	0.305	-0.017	4721.1	0.000
. *****	. .	30	0.278	0.026	4749.7	0.000
. *****	. .	31	0.251	0.025	4773.2	0.000
. *****	. .	32	0.228	0.025	4792.7	0.000
. *****	. .	33	0.204	-0.031	4808.3	0.000
. *****	. .	34	0.183	0.011	4820.8	0.000
. *****	. .	35	0.164	0.032	4830.9	0.000
. *****	. .	36	0.146	0.000	4839.0	0.000

Tabela A11. Correlograma em nível referente a taxa de câmbio construída a partir do PPI-IPA-DI da seção 6:

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.969	0.969	318.48	0.000
. *****	. .	2	0.941	0.029	619.68	0.000
. *****	. .	3	0.914	0.007	904.79	0.000
. *****	. .	4	0.890	0.033	1175.9	0.000
. *****	. .	5	0.866	-0.011	1433.1	0.000
. *****	. .	6	0.841	-0.016	1676.7	0.000
. *****	. .	7	0.816	-0.026	1906.5	0.000
. *****	. *	8	0.796	0.070	2125.6	0.000
. *****	. .	9	0.778	0.033	2335.5	0.000
. *****	. .	10	0.763	0.053	2538.3	0.000
. *****	. .	11	0.751	0.050	2735.5	0.000
. *****	. .	12	0.739	0.005	2927.0	0.000
. *****	. .	13	0.726	-0.027	3112.2	0.000
. *****	. .	14	0.711	-0.027	3290.6	0.000
. *****	. .	15	0.697	0.003	3462.5	0.000
. *****	. .	16	0.685	0.023	3628.9	0.000
. *****	. *	17	0.667	-0.077	3787.5	0.000
. *****	. .	18	0.649	-0.018	3938.0	0.000
. *****	. .	19	0.631	-0.002	4080.6	0.000
. *****	. .	20	0.613	-0.007	4215.8	0.000
. *****	. .	21	0.597	0.009	4344.2	0.000
. *****	. .	22	0.582	0.015	4466.6	0.000
. *****	. .	23	0.566	-0.022	4582.7	0.000
. *****	. .	24	0.551	-0.001	4693.0	0.000
. *****	. .	25	0.534	-0.044	4797.0	0.000
. *****	. .	26	0.517	-0.015	4894.9	0.000
. *****	. .	27	0.500	-0.028	4986.8	0.000
. *****	. .	28	0.484	0.004	5073.1	0.000
. *****	. .	29	0.466	-0.027	5153.6	0.000
. ****	. .	30	0.449	-0.008	5228.3	0.000
. ****	. .	31	0.433	0.030	5298.3	0.000
. ****	. .	32	0.420	0.021	5364.2	0.000
. ****	. .	33	0.406	-0.023	5425.9	0.000
. ****	. .	34	0.393	0.017	5484.0	0.000
. ****	. .	35	0.382	0.020	5538.9	0.000
. ****	. .	36	0.372	0.018	5591.4	0.000

Tabela A12. Teste de Chow para taxa de câmbio CPI-IPCA:

Ponto de quebra estrutural	Estatística -F	Probabilidade
39	0,26823	0,764898
176	0,088398	0,915418
230	2,441564	0,088591
272	0,874136	0,418183
176 e 230	1,975052	0,097989

Tabela A13. Teste de Chow para taxa de câmbio PCE Deflator - IPCA:

Ponto de quebra estrutural	Estatística -F	Probabilidade
39	0,254047	0,775806
176	0,216824	0,805186
230	2,189205	0,113625
272	0,966385	0,381527
176 e 230	2,356889	0,053511

Tabela A14. Teste de Chow para taxa de câmbio PPI- IPCA:

Ponto de quebra estrutural	Estatística -F	Probabilidade
39	0,144623	0,865403
176	0,46486	0,628632
230	2,972416	0,052547
272	1,034611	0,356511
176 e 230	2,845351	0,024171

Tabela A15. Teste de Chow para taxa de câmbio PPI- IPA-DI

Ponto de quebra estrutural	Estatística -F	Probabilidade
39	0,434926	0,647682
176	2,551763	0,079477
230	1,16477	0,31327
272	2,315317	0,100332
176 e 230	4,820163	0,000863

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)