

Purchasing Parity Power: the empirical evidence for Brazil

Emerson F. Marçal

Pedro L. Valls Pereira

Otaviano C. dos Santos Filho

Insper Working Paper

WPE: 010/2000



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

Título: “Paridade do Poder de Compra: A Evidência Empírica Brasileira”

Autores:

Emerson Fernandes Marçal¹

Pedro Luiz Valls Pereira²

Otaviano Canuto dos Santos Filho³

Resumo: O objetivo deste artigo consiste em realizar um teste empírico da condição da Paridade do Poder de Compra (PPC) em sua versão absoluta e, em segundo plano, da Paridade da Taxa de Juros Descoberta (PTJD) a dados brasileiros utilizando a análise de co-integração desenvolvida por Johansen. Os dados são trimestrais e amostra abrange o período 1980:1 a 1994:2. Algumas séries utilizadas neste trabalho são I(2) tornando a análise de co-integração mais complexa. Discute-se brevemente a metodologia econométrica adequada para tratar o problema. Os resultados apresentados apontam para a insuficiência da doutrina da PPC em sua versão absoluta tomada isoladamente. Os resultados são mais favoráveis quando conjuga-se PPC absoluta e PTJD.

Introdução

O objetivo deste artigo consiste em apresentar os resultados de testes da Paridade do Poder de Compra (PPC) a dados brasileiros. Uma série de estudos econométricos foram realizados na década de oitenta com intuito de averiguar a validade empírica da PPC. O resultado desta primeira etapa de testes não foi favorável. No final da década de oitenta, com base principalmente nos trabalhos de Johansen e Juselius, foi desenvolvido um instrumental econométrico mais sofisticado e abriu-se espaço para a realização de novos testes da PPC. A evidência com base nos novos testes aponta a insuficiência da PPC tomada isoladamente. Contudo, consolidou-se a evidência que os desvios da PPC estão ligados ao diferencial de juros. Este artigo está subdividido em 4 seções. Na primeira, apresenta-se as doutrinas da PPC na sua versão relativa e absoluta. Na segunda, os procedimentos econométricos utilizados neste artigo. Na terceira seção, relata-se os resultados dos testes. Na última seção apresenta-se um resumo das principais conclusões.

1. Lei do Preço Único:

A PPC baseia-se no princípio da arbitragem de mercadorias. Sob a hipótese de ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e, informação perfeita, o preço de um bem em determinada moeda não pode diferir entre os diversos países. Caso o preço em dólar de um certo produto em determinado país exceda o preço em dólar em algum outro país, haverá uma oportunidade de ganho para os agentes econômicos através da compra do bem no primeiro país para revenda no segundo país.

Sejam P_t^i e $P_t^i *$ os preços do i -ésimo bem no país e no exterior cotados nas respectivas moedas, e E_t^i , a taxa de câmbio nominal definida como sendo a quantidade de moeda local necessária para a compra de uma unidade da moeda estrangeira. Obedecidas as hipóteses do parágrafo anterior, a seguinte condição deve ser respeitada para que não existam oportunidades de ganhos com a arbitragem de mercadorias entre os países:

¹ Doutorando em Economia pela USP e Mestre em Economia pela UNICAMP.

² IBMEC Business School

³ Instituto de Economia da Universidade de Campinas.

$$P_t^i = E_t^i P_t^i * \quad 1.1$$

A equação (1.1) representa uma condição de equilíbrio. É necessário responder como se dá o ajustamento para o equilíbrio. Sob a hipótese que os fluxos comerciais de mercadorias sejam responsáveis por grande parte das operações realizadas no mercado cambial, a arbitragem internacional terá fortes efeitos na determinação da taxa de câmbio nominal num regime de taxa de câmbio flexível e, no nível de reservas, num regime de taxa de câmbio fixa.

1. 1. Paridade do Poder de Compra (Versão Absoluta e Relativa)⁴

Considere um índice de preços interno $P_t = f(P_t^1, \dots, P_t^i, \dots, P_t^n)$ e um índice de preços externo $P_t^* = f(P_t^{*1}, \dots, P_t^{*i}, \dots, P_t^{*n})$ compostos pela mesma cesta de bens e com pesos iguais para cada um dos bens, se a lei do preço único valer em todos os instantes de tempo, têm-se que:

$$E_t P_t^* = P_t \quad 1.2$$

Aplicando o logaritmo neperiano em ambos os lados de (1.2) e reordenando-se os termos, têm-se a versão absoluta da PPC:

$$e_t - p_t + p_t^* = 0 \quad 1.3$$

na qual e_t , p_t e p_t^* representam, respectivamente, o logaritmo neperiano da taxa de câmbio nominal, nível de preços interno e externo no instante t .

Seja o caso esquemático em que existem dois índices de preços (interno e externo) compostos por bens transacionáveis e com mesma estrutura de pesos e bens. Postulando a validade da lei do preço único, a versão relativa da PPC pode ser sintetizada pela seguinte equação:

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad 1.4$$

2. Análise de Co-integração:

Os testes de co-integração propostos por Johansen (1988) tem como hipótese que todas as variáveis no sistema possuem ordem de integração 1 ou inferior. Este não deve ser o caso das séries de câmbio nominal e nível de preços brasileiros no período amostral considerado neste artigo (1980:1 a 1994:2). Desta forma é preciso certificar-se que os modelos estimados não possuem variáveis integradas de ordem 2. Nesta seção apresenta-se a análise multivariada de co-integração para variáveis I(1) e discute-se as alterações necessárias para a análise de processos I(2).

2. 1 . Análise Multivariada de co-integração: O modelo com variáveis I(1):

Suponha a seguinte representação VAR irrestrita de um modelo dada por:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 1.5$$

na qual ε_t é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância Ω , e \mathbf{D}_t representa todas as variáveis deterministas do modelo (constante, tendência, binárias sazonais e de intervenção) e $\mathbf{A}(L) = (\mathbf{I} - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k)$. Por hipótese, todas as raízes do polinômio $\mathbf{A}(L)$ estão fora do círculo unitário ou são unitárias. Se todas as variáveis possuírem ordem de integração um, pode-se induzir estacionaridade tomando a primeira diferença do modelo acima. A representação em primeira diferença é preferível, pois permite a realização de inferência tradicional. Reparametrizando-se (1.5) pode-se chegar a:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_t + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \Phi \mathbf{D}_t + \pi \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad 1.6$$

⁴ Algumas das referências clássicas sobre a PPP são: Balassa (1964), Dornbusch (1987), Samuelson (1964), entre outras.

na qual $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ e $\pi = -[\mathbf{I} - \Pi_1 + \dots + \Pi_k] = -\mathbf{A}(1)$;

Em (1.6) a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes Γ_i ($i=1, \dots, k$), enquanto a matriz π , sintetiza a relação de longo prazo existente entre as variáveis. Logo, averiguar o posto desta última matriz, é essencial para pesquisar a ordem de integração e a existência de co-integração entre as variáveis. Denominando por r o posto de π , podem ocorrer as seguintes situações: a) o posto de π é igual a zero. Neste caso, conclui-se que todas as variáveis possuem ordem de integração 1, e não existe co-integração. O modelo indicado é um VAR em primeira diferenças; b) o posto de π é completo. Neste caso, todas as variáveis incluídas no modelo são estacionárias e; c) $0 < r < p$. Neste caso, o modelo de correção de erros é indicado. Existem r combinações lineares entre as variáveis que são estacionárias. Neste caso, pode-se decompor a matriz π em duas outras matrizes ($p \times r$) de posto r que obedecem a $\pi = \alpha' \beta$. A matriz β contém os vetores cointegrantes, e a matriz α contém os “pesos” com estas relações devem entrar no modelo em primeiras diferenças.

Johansen & Juselius (1992) e Johansen (1995b) sugerem o seguinte procedimento para estimar por verossimilhança a matriz π . Definindo-se $Z_{2t} = (\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t)$, regredi-se ΔX_t e X_{t-1} contra Z_{2t} . Chamando de R_{ot} e R_{1t} os resíduos das regressões, e de $(S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}', i, j = 0, 1)$, a matriz que reúne as covariâncias de tais resíduos, pode-se estimar a matriz π através de:

$$R_{ot} = \alpha \beta' R_{1t} + v_t \quad 1.7$$

Isto equivale a maximizar a seguinte função de verossimilhança:

$$L = -(T/2) \ln |\Omega| - (1/2) \sum_{t=1}^T (R_{ot} + \alpha \beta' R_{1t})' \Omega^{-1} (R_{ot} + \alpha \beta' R_{1t}) \quad 1.8$$

Os autores nas referências citadas demonstram que, impondo-se a seguinte normalização $\beta' S_{11} \beta = \mathbf{I}$, os autovetores do seguinte problema fornecem as estimativas de máxima verossimilhança de β :

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad 1.9$$

Para um β conhecido, α pode ser estimado pela seguinte regressão:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01} \beta (S_{11} \beta)'^{-1} \quad 1.10$$

Usando-se a normalização sugerida, obtêm-se:

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{01} \beta \quad 1.11$$

O valor da função de verossimilhança no ponto de máximo é dado por:

$$L_{\max}^{-2/T} = |S_{00}| \prod_{i=1}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \quad 1.12$$

na qual $\hat{\lambda}_i$ representa os autovalores de (1.9) ordenados de forma decrescente e;

$\hat{\phi}_i$, representa os respectivos autovetores.

Quando $r=p$, têm-se o valor da verossimilhança para o modelo irrestrito. A matriz π com posto reduzido ($r < p$), pode-se ser estimada tomando-se os autovetores correspondentes aos r maiores autovalores de (1.9). Em seguida roda-se a regressão (1.10). Com base na função de verossimilhança (1.12), dois testes são propostos. O primeiro testa a hipótese de existência de existência de r contra p vetores cointegrantes (traço). O segundo testa a hipótese da existência de r contra $r+1$ vetores cointegrantes (máximo autovalor).

$$\eta_p = -T \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 1.13$$

$$\xi_p = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad 1.14$$

Os autores derivam as distribuições assintóticas destas estatísticas tabulando os valores para os seguintes casos: a) modelo sem constante e sem tendência determinista; b) modelo com constante; c) modelo com tendência determinista.

2.2 . Análise Multivariada de co-integração: O modelo com variáveis I(2):

Reparametrizando-se o VAR em primeira diferenças (1.6), pode-se, chega-se ao modelo em segunda diferença:

$$\Delta^2 \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Psi_i \Delta^2 \mathbf{X}_{t-i} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad 1.15$$

$$\text{na qual } \Gamma = \mathbf{I} - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \mathbf{e}; \Psi_i = - \sum_{j=i+1}^{k-1} \Gamma_j \quad i = 1, \dots, k-2;$$

Johansen (1996) mostra, nos teoremas 4.2 e 4.6 (págs. 49-52 e 58-61), que a presença de variáveis integradas de ordem 2 dependem do posto das seguintes: π e $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$.⁵ Se ambas as matrizes tiverem posto completo, o sistema conterà apenas variáveis com ordem zero de integração. Caso apenas a matriz π , tenha posto reduzido, o sistema conterà variáveis I(1). Se ambas tiverem posto reduzido, o sistema conterà variáveis I(2) ou de ordem superior. Propõe um procedimento que permite avaliar qual o posto das referidas matrizes. O primeiro estágio consiste em realizar um procedimento similar ao desenvolvido para a análise I(1). Definindo $Z_t = (\Delta \mathbf{X}_{t-1}, \Delta^2 \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta^2 \mathbf{X}_{t-k-2})$, regride-se $\Delta^2 \mathbf{X}_t$ e \mathbf{X}_{t-1} contra Z_t . Denominando-se os respectivos resíduos de R_{0t} e R_{1t} , e a matriz de variância e covariâncias dos mesmo por ($S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}$, $i, j = 0, 1$), soluciona-se um problema de autovalor nos moldes da análise I(1). Obtêm-se as estimativas de α , β e r , e a estatística Q_r , similar a (1.13). As estimativas de α , β serão utilizadas na execução do segundo estágio da análise.

Multiplicando-se (1.15) por α_{\perp} e usando o truque $\mathbf{I} = \bar{\beta} \beta' + \beta_{\perp} \bar{\beta}'_{\perp}$, chega-se a:

$$\alpha_{\perp}' \Delta^2 \mathbf{X}_t = \alpha_{\perp}' \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha_{\perp}' \Gamma_i \Delta^2 \mathbf{X}_{t-i} + \alpha_{\perp}' \varepsilon_t \quad 1.16$$

$$\alpha_{\perp}' \Delta^2 \mathbf{X}_t = \alpha_{\perp}' \Gamma \bar{\beta} \beta' \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} \bar{\beta}'_{\perp} \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha_{\perp}' \Gamma_i \Delta^2 \mathbf{X}_{t-i} + \alpha_{\perp}' \varepsilon_t \quad 1.17$$

Johansen demonstrou que é possível estimar a matriz $(\alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} = \varphi' \eta)$ com o seguinte procedimento. Pode-se construir as variáveis $(\alpha_{\perp}' \Delta^2 \mathbf{X}_t; \beta' \Delta \mathbf{X}_{t-1}$ e; $\bar{\beta}'_{\perp} \Delta \mathbf{X}_{t-1})$ com base nas estimativas de α, β e r . Resolve-se um problema similar a (1.9), em que S_{00} é matriz de variância e covariâncias dos resíduos das regressões de $\alpha_{\perp}' \Delta^2 \mathbf{X}_t$ em $(\beta' \Delta \mathbf{X}_{t-1}, \text{ e } \Delta^2 \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta^2 \mathbf{X}_{t-k+2})$ e; S_{11} , reúne a matriz de variância e covariância dos resíduos das regressões de $\bar{\beta}'_{\perp} \Delta \mathbf{X}_{t-1}$ em $(\beta' \Delta \mathbf{X}_{t-1}, \text{ e } \Delta^2 \mathbf{X}_{t-1}, \dots, \Delta^2 \mathbf{X}_{t-k+2})$. As matrizes S_{10} e S_{01} , contém o produto cruzado dos resíduos⁶. O procedimento deve ser repetido para

⁵ A matriz β possui dimensão $p \times r$ com r colunas linearmente independentes. Define-se o ortogonal (β_{\perp}) como sendo a matriz $p \times (p-r)$ que obedece a seguinte relação $\beta' \beta_{\perp} = 0$. De forma análoga pode-se definir o complementar de β como sendo a matriz que obedece a $\beta' \bar{\beta} = I_r$.

⁶ Caso \mathbf{D}_t em (1.15) contenha uma constante, se esta entrar irrestrita na análise, estará aberta a possibilidade de uma tendência quadrática em nível. Para evitar isto, a constante deve entrar restrita no segundo estágio. Paroulo (1994) analisa o caso em que permite-se a existência de uma tendência quadrática em nível.

todos os valores de r possíveis. Johansen propõe a construção de uma estatística similar a do traço para testar que a hipótese a matriz $\phi'\eta$ têm posto reduzido s contra o posto completo r.

$$Q_{r,s} = -2 \ln Q(H_{r,s}|H_r^0) = -T \sum_{s+1}^{p-r} \ln(1 - \hat{\rho}_i) \quad (s=0, 1, \dots, p-r-1) \quad 1.18$$

na qual $\hat{\rho}_i$ representa os autovalores que solucionam o problema sugerido no parágrafo anterior.

O procedimento consiste em analisar as estatísticas Q_r e $Q_{r,s}$. A observação conjunta das estatísticas deve apontar que posto s da matriz $\phi'\eta$, deve ser igual a p-r. Se $s < p-r$, existe evidência de variáveis I(2) no sistema. Johansen (1992, 1996) demonstra que a probabilidade de concluir que o posto da matriz π é maior que o verdadeiro e que o posto da matriz $\xi\eta'$ é menor que o verdadeiro quando não há variáveis I(2) no sistema tende a zero assintoticamente. E quando existir variáveis I(2), o procedimento aceitará a hipótese de nenhum componente I(2) no sistema com baixa probabilidade. Com a execução deste teste formal, pode-se ter um maior grau de segurança que variáveis com ordem de integração superior a um não estão presentes nos sistemas estimados. Este teste não será aplicado neste trabalho.

Todo processo VAR (vetor autoregressivo) de ordem k, pode ser rescrito como um VAR de ordem 1. Definindo:

$$Y_t = \begin{bmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-k} \end{bmatrix}_{(np \times 1)}; F = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 & \Pi_3 & \dots & \Pi_k \\ I & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & I & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & I & 0 \end{bmatrix}_{(np \times np)}; v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(np \times 1)}$$

é possível, a partir de (1.5), chegar a:

$$Y_t = FY_{t-1} + v_t \quad 1.19$$

$$\text{em que } E(v_t v_t') = \begin{cases} Q \text{ para } t = \tau \\ 0 \text{ para } t \neq \tau \end{cases} e; \quad Q_{(np \times np)} = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

A partir de (1.19), pode-se chegar a:

$$Y_t = v_t + Fv_{t-1} + F^2v_{t-2} + \dots + F^{i-1}v_{t-i+1} + F^iY_{t-i} \quad 1.20$$

Se os autovalores da matriz F estiverem dentro do círculo unitário, o processo Y_t será estacionário em covariâncias. Hamilton (1995, págs. 259, 285-86) demonstra que os autovalores da matriz F satisfazem a:

$$|I_p \lambda^k - \Pi_1 \lambda^{k-1} - \Pi_2 \lambda^{k-2} - \dots - \Pi_k| = 0 \quad 1.21$$

De forma equivalente, o processo Y_t é estacionário em covariância se as raízes de (1.22) estiverem fora do círculo unitário:

$$|I_p - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2 - \dots - \Pi_k z^k| = 0 \quad 1.22, \text{ ou,}$$

$$|A(1)| \neq 0 \quad 1.23$$

A vantagem de rescrever um VAR (p) como um outro VAR(1) reside no fato da matriz F definida acima sintetiza toda a informação da dinâmica do sistema. O número de autovalores iguais a unidade da matriz F, será igual ao número de raízes unitárias presentes no processo X_t . Por hipótese, a matriz F não conterá autovalores fora do círculo unitário. A partir dos resultados dos corolários do teoremas 4.3 e 4.6. apresentados em Johansen (1995b) caso um processo autoregressivo X_t seja I(0), a

matriz F conterá nenhum autovalor unitário. Caso o processo seja $I(1)$, haverá $p-r$ autovalores unitários ($r < p$). Caso o processo seja integrado de ordem 2 haverá um número de autovalores unitários maior que $p-r$ e menor que $2(p-r)-s$ (p , r e s representando, respectivamente, a dimensão e o posto da matriz π e o posto da matriz $\alpha_{\perp}\Gamma\beta_{\perp}$).

2.3. Testes sobre os vetores de co-integração:

2.3.1. Teste de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração (β):

Uma vez determinado o posto da matriz π , pela análise das estatísticas (1.7) a (1.8), pode-se testar restrições adicionais sobre a matriz β :

$$H_1: \beta = \mathbf{H}_1\varphi \quad \mathbf{H}_1(p \times s), \varphi(s \times r), r \leq s \leq p \quad 1.24$$

$$H_2: \beta = (\mathbf{H}_2, \psi) \quad \mathbf{H}_2(p \times r_1), \psi(s \times r_2), r = r_1 + r_2 \quad 1.25$$

$$H_3: \beta = (\mathbf{H}_3\varphi, \psi) \quad \mathbf{H}_3(p \times s), \varphi(s \times r_1), \psi(p \times r_2) \quad 1.26$$

nas quais φ e ψ constituem-se em matrizes de parâmetros desconhecidos. No primeiro teste, impõe o mesmo tipo de restrição sobre todos os vetores de co-integração. Já no segundo caso, alguns vetores de co-integração são dados como conhecidos, enquanto os demais vetores não sofrem restrições. O terceiro teste engloba os dois primeiros. Johansen e Juselius (1992) derivam os testes de razão de verossimilhança para os três casos sob a hipótese que o posto da matriz π é conhecido. Pode-se também impor uma restrição linear similar a (1.24) sobre os parâmetros que compõe a matriz α . O teste está descrito em Johansen e Juselius (1992), e é reproduzido em Nakane (1994, pág. 55-56) e em Hendry e Doornik (1994). Hendry e Doornik (1994, cap. 11) descrevem testes em que é possível testar de forma conjunta a validade de restrições impostas sobre os parâmetros das matrizes α e β .

2.4. Procedimento para detectar a presença de variáveis integradas de ordem 2:

Nos sistemas estimados observar-se-á os seguintes pontos para avaliar se existem variáveis $I(2)$: a) os autovalores da matriz F estão de acordo com os valores esperados para um sistema com variáveis com ordem um de integração apenas; b) os vetores cointegrantes significativos no sistema estimado têm claro padrão de estacionaridade. Se não tiverem, mas os vetores $\beta'R_{1t}$ correspondentes, tiverem um padrão mais próximo do estacionário, isto será interpretado como evidência de variáveis com ordem de integração dois.

Por fim, Johansen (1995b) e Juselius (1995) sugerem que pode-se testar hipóteses sobre os componentes da matriz α e β a partir dos testes descritos na seção anterior. A distribuição assintótica das estatísticas de teste de restrições lineares sobre α e β continua sendo qui-quadrada, mesmo que existam variáveis $I(2)$ no sistema. Desta forma os testes descritos na seção 2.3. podem ser utilizados. A alteração que ocorre é no significado das restrições. Por exemplo, $\beta'X_t$ não será mais estacionário necessariamente.

Utilizando o teste formal apresentado acima, Juselius (1995) testa a PPC absoluta e PTJD utilizando a seguinte estratégia: I) estima-se o sistema com as variáveis em nível; II) aplica-se o teste para detectar a presença de variáveis $I(2)$ no sistema; III) caso a hipótese da presença de variáveis $I(2)$ no sistema tenha sido rejeitada, testa-se a validade da PPC e PTJD com base nos procedimentos descritos na seção anterior; IV) caso exista evidência de variáveis $I(2)$ no sistema, busca-se uma reparametrização do modelo inicial que traga o sistema para o “mundo” $I(1)$, testando a validade da mesma; V) estima-se o sistema transformado, checando a presença de variáveis $I(2)$. Caso ainda exista evidência da presença de variáveis $I(2)$, volta-se ao passo IV). Caso a evidência

de componente I(2) no sistema tenha sido eliminada, realiza-se o passo III). No presente artigo substituiu-se o procedimento II pelos itens a) e b) sugeridos no início desta seção.

3. Apresentação dos Modelos Estimados:

3.1. Descrição dos dados Utilizados:⁷

Levantou-se dados de taxa de câmbio nominal, nível de preços, taxa de juros interna e externa. Os dados são trimestrais e a amostra utilizada no presente trabalho compreende o período entre o primeiro trimestre de 1980 e o segundo trimestre de 1994 que marca a introdução do Real como nova moeda nacional. Considera-se o índice de preços no atacado como sendo *proxy* para a evolução do nível de preço dos bens internacionais e, os índices de preços ao consumidor como sendo boa *proxy* para o nível de preços dos bens domésticos. O critério para a escolha é o de predominância. Os índices de preços ao consumidor contém uma grande proporção de bens domésticos. Já nos índices de preços no atacado a predominância é bens internacionais. Isto deve-se ao fato dos domésticos, em geral não possuem preços no atacado. Os bens domésticos compõem em grande proporção na cesta de consumo das famílias, fazendo com que estes entrem em maior peso no cálculo de índices de preços ao consumidor. Ver Pastore & Pinotti (1995) sobre este ponto.

Símbolo	Variável	Tipo de Dado	Fonte
e	Taxa de Câmbio Nominal Moeda Nacional brasileira por Dólar	Fim do Período	International Financial Statistics (IFS);
p_{ipa}	Nível de Preços no Atacado	Último mês do Trimestre	Fundação Getúlio Vargas (FGV)
p_{ipa}^*	Nível de Preços no Atacado nos EUA	Último mês do Trimestre	International Financial Statistics (IFS);
I	Taxa de Juros Brasileira	Taxa Over	International Financial Statistics (IFS);
i^*	Taxa de Juros Americana – Prime Rate	Média do período	International Financial Statistics (IFS);
Petro	Preço em dólares do barril de petróleo	Média do Período	Conjuntura Econômica
Δ_{black}	Desvalorização Nominal do Câmbio Paralelo	Fim de Período	ANDIMA

3.2. Análise Univariada dos Dados:

Executou-se os testes ADF⁸ para as séries em nível e para a primeira diferença. Os resultados são apresentados nas Tabelas 13 e 14 no final do artigo, e podem ser resumidos em: a) Séries I(2) - nenhuma; b) Séries I(1) - e, p_{ipa} , p_{ipc} , p_{ipa}^* , p_{ipc}^* , i , i^* , petro, $(e-p)_{ipa}$, $(e-p)_{ipc}$ e; c) Série I(0) – black. Alguns resultados obtidos são pouco intuitivos. A observação do gráfico do prêmio do dólar paralelo e da primeira diferença da taxa de câmbio nominal brasileira, do nível preços no atacado e ao consumidor brasileiro mostram que estas séries dificilmente podem ser bem descritas por um processo estacionário. Os testes ADF são derivados sob a hipótese de normalidade nos resíduos. A observação da estatística de Jacque-Bera indica que a hipótese de normalidade é violada para grande parte das equações estimadas. Isto pode estar distorcendo os resultados que devem ser tomados com a devida cautela. Os testes ADF, em geral, apontam que a inflação brasileira é um processo estacionário em torno de uma tendência determinista para amostras que incluem a década de oitenta. Este resultado é pouco intuitivo e foi obtido, por exemplo, por Nakane (1994), e também, neste trabalho. Perron, Garcia & Cati (1995) mostram que a presença de pontos discrepantes (*inliers*)

⁷ Os Gráficos das séries são apresentados nas Figuras 4 e 5 ao final do artigo.

⁸ Ver Dickey & Fuller (1981) e Fuller (1976).

em séries com raiz unitária ou explosiva viesam os testes ADF para a rejeição da hipótese de raiz unitária. Propõe um procedimento para testar a presença de raiz unitária em dados com *inliers* aplicando às séries de inflação, entre outras, sem rejeitar a hipótese de raiz unitária.

3.3. Análise Multivariada

Modelo I: Teste da PPC absoluta e PTJD utilizando IPA:

O sistema básico para testar a PPC é composto das seguintes variáveis: $(e, p_{ipc}, p_{ipc}^*, i, i^*)$. As variáveis juros nominal interno e externo devem estar presentes pois estão diretamente ligadas com os desvios de “curto prazo” na série de câmbio real, facilitando a “visualização” de uma relação de longo prazo. Optou-se por incluir no sistema a variável prêmio do dólar paralelo. Tal variável foi útil na indução de normalidade nos resíduos das equações dos sistemas estimados.

O sistema a ser estimado deve conter as seguintes variáveis $(e, p_{ipa}, p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta black)$. Espera-se a presença de variáveis integradas de ordem 2. Mais precisamente, câmbio nominal e nível de preços externo e interno devem ser I(2). Estimou-se os 6 sistemas listados abaixo:⁹

Sistema I: $(e, p_{ipa}, p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta black)$; Sistema IV: $(e - p_{ipa} + p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta p_{ipa}, \Delta p_{ipa}^*, \Delta black)$;
 Sistema II: $(e - p_{ipa}, p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta e, \Delta black)$; Sistema V: $(e - p_{ipa} + p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta e, \Delta p_{ipa}, \Delta black)$;
 Sistema III: $(e - p_{ipa}, p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta p_{ipa}, \Delta black)$; Sistema VI: $(e - p_{ipa} + p_{ipa}^*, i, i^*, \Delta e, \Delta p_{ipa}, \Delta black)$;

O sistema I é o modelo geral e deve conter variáveis I(2). Os outros sistemas podem ser obtidos a partir da imposição de alguma restrição ao sistema I. Existe dúvida se os sistemas II e III possuem variáveis com ordem de integração 2, na medida em que a variável $e - p_{ipa}$, e p_{ipa}^* podem ser I(1) ou I(2). Os sistemas IV, V e VI devem conter apenas variáveis I(1).

Johansen (1995a) deriva a distribuição assintótica da estatística do traço sobre a hipótese que variáveis I(2) estão presentes no sistema. A presença destas variáveis faz com que as caudas da distribuição da estatística do traço sejam mais “pesadas” que no caso de sistema com variáveis I(1). Reporta-se na Tabela 1 as estatísticas do traço e do máximo autovalor. Os valores críticos utilizados são aqueles derivados para sistemas com apenas variáveis I(1). Em todos os sistemas, os testes do traço e do autovalor indicam a evidência que o posto da matriz π deve ser superior a 1. Pela estatística do traço, o posto da matriz π deve ser três para os sistemas I a VI, a um por cento. Pelo estatística do máximo autovalor, a conclusão se mantém com exceção do sistema I, cuja matriz π deve apresentar posto 1.

Tabela 1: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas I a VI

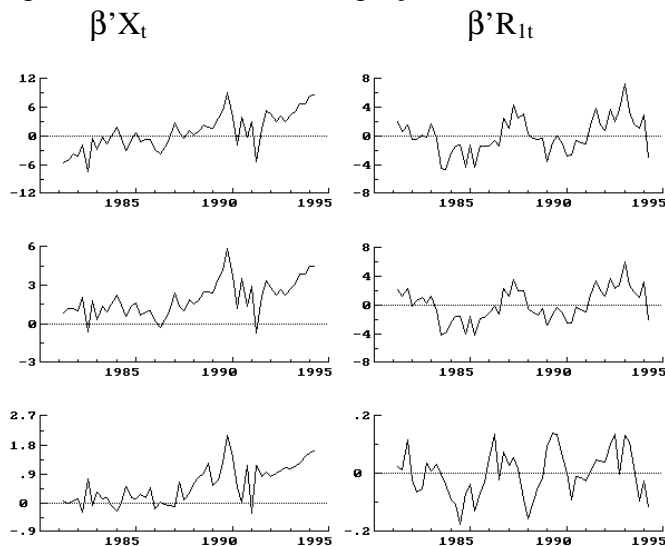
Sistemas	I	II	III	IV	V	VI	Valores Críticos
Auto Valor							
$r=0$	62.61**	122.9**	132.7**	145.4**	120.5**	131.6**	39.4
$r \leq 1$	32.02	70.9**	51.79**	51.73**	69.66**	66.1**	33.5
$r \leq 2$	24.4	40.04**	42.83**	32.38**	39.5**	46.1**	27.1
$r \leq 3$	15.53	16.34	19.02	21.74*	21.97*	18.32	21
$r \leq 4$	13.31	6.412	9.516	3.985	4.12	3.786	14.1
$r \leq 5$	0.6746	2.042	2.007	0.5253	0.9031	0.7148	3.8
Traço							
$r=0$	148.6**	258.6**	257.9**	255.8**	256.7**	266.6**	94.2
$r \leq 1$	85.94**	135.7**	125.2**	110.4**	136.2**	135**	68.5
$r \leq 2$	53.92**	64.83**	73.37**	58.63**	66.5**	68.92**	47.2
$r \leq 3$	29.51	24.79	30.54*	26.25	27	22.82	29.7
$r \leq 4$	13.98	8.454	11.52	4.51	5.023	4.501	15.4
$r \leq 5$	0.6746	2.042	2.007	0.5253	0.9031	0.7148	3.8

⁹ A introdução da variável $\Delta black$ foi importante para obtenção de normalidade nos resíduos dos sistemas estimados.

Examinou-se os valores estimados da matriz F para os seis sistemas. O sistema I apresenta dois autovalores fora do círculo unitário. Nos demais sistemas, os autovalores da matriz F estão todos dentro do círculo unitário. Entretanto, para os sistemas II a IV, a matriz F apresenta um número grande autovalores próximos de um, o que coloca dúvida se as reparametrizações implícitas nestes sistemas foram suficientes para evitar a presença de variáveis com ordem 2 de integração. Num sistema com variáveis integradas de ordem dois as combinações lineares das variáveis representadas por $\beta'X_{t-1}$ não são estacionárias necessariamente. Já num sistema com apenas variáveis integradas de ordem um, as combinações lineares representadas por $\beta'X_{t-1}$ podem ser estacionárias. A análise gráfica de $\beta'R_{1t}$ aponta um padrão estacionário em ambos os casos. As combinações lineares das variáveis em nível do sistema ($\beta'X_t$) parecem ser não estacionárias. A Figura 1 contém os gráficos dos vetores significativos para o sistema I e os mesmos corrigidos pelas respectivas primeiras diferenças ($\beta'R_{1t}$). O gráfico das combinações lineares corrigidas pelas primeiras diferenças ($\beta'R_{1t}$), apresenta um padrão próximo de estacionário. Isto é uma evidência adicional que o sistema I possui variáveis I(2).

Testou-se a hipótese de proporcionalidade entre os coeficientes da matriz β' relacionados com as variáveis (e, p_{ipa}, p_{ipa}^*). Se os coeficientes das variáveis taxa de câmbio nominal e nível de preços brasileiros apresentarem mesma magnitude e sinais opostos em todos os vetores significativos, pode-se reparametrizar o sistema I, obtendo-se os sistemas II ou III. Se os coeficientes das variáveis taxa de câmbio nominal, nível de preços interno e externo obedecerem a restrição da PPC, pode-se reparametrizar o sistema I, obtendo-se os sistemas IV, V ou VI. Na Tabela 2 reporta-se os resultados dos testes de restrições lineares sobre os componentes da matriz β' . Aceita-se a hipótese que os coeficientes associados à taxa de câmbio nominal e nível de preços internos têm mesmo módulo e sinal oposto. Isto indica que a reparametrização do modelo I para o modelo II ou III deve ser válida. Testou-se também a restrição da PPC absoluta. Tal hipótese também é aceita implicando que a reparametrização do modelo I para o modelo III, IV ou V deve ser válida.

Figura 1: Vetores de co-integração estimados, e corrigidos. Sistema I



Optou-se pelo sistema VI, por este apresentar os melhores resultados nos testes de especificação. Na Tabela 3, apresenta-se as estimativas das matrizes α e β' para o sistema VI. Cada linha da matriz α mostra com que pesos cada um dos vetores cointegrantes entram em cada equação. Cada coluna da matriz α mostra os pesos com cada vetor particular comparece em todas as equações. A matriz de ajustamento apresenta alguns valores muito altos, notadamente -3,07. Dado a evidência que o sistema é estável, tal resultado indica que a normalização utilizada na estimação dos parâmetros das matrizes α e β pode não ser adequada.

Tabela 2: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes da matriz β' do Sistema I

Restrição	Posto 3	Posto 2	Posto 1
$\beta=(H\phi)$	5.1778	4.5777	3.1821
	[0.1592]	[0.1014]	[0.0744]
(1,-1,*,*,*,*)	$\chi^2(3)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(1)$
$\beta=(H\phi)$	6.9503	5.6119	3.2613
	[0.3255]	[0.2301]	[0.1958]
(1,-1,1,*,*,*)	$\chi^2(6)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(2)$

^a - indica 10% de significância;

* - indica 5% de significância e;

** - indica 1% de significância.

Tabela 3: Resultados de co-integração para o sistema VI

	α (Matriz de ajustamento)					
PPC	-0.055	-1.49	-0.69	-0.16	-0.097	-0.295
i	0.088	-0.073	-0.178	0.131	-3.07	-0.515
i*	0.001	-0.03	0.009	-0.005	0.013	-0.007
Δe	0.052	-1.746	-2.011	-0.474	-2.315	0.119
Δp_{ipa}	0.039	1.659	-0.849	-0.436	-2.74	-0.63
$\Delta black$	0.098	3.015	-0.317	-0.24	-2.58	-0.38

β' (Matriz dos Vetores Cointegrantes)						
1	6.183	-322.4	-4.38	-225.6	216.8	
-0.006	1	-1.844	-0.19	-2.792	1.79	
0.101	-0.0515	1	0.71	-1.177	1.262	
-0.302	-0.699	1.952	1	9.065	-9.54	
0.046	-0.035	0.433	0.012	1	-0.93	
0.007	-0.073	0.0527	0.012	-0.95	1	

Procurou-se testar se algumas das variáveis dos sistemas não está presente em nenhuma das combinações lineares estacionárias. Os resultados apontam que todas as variáveis devem estar presentes em pelo menos uma das combinações lineares significativas (Tabela 4).

Tabela 4: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VI

Variável	PPC	i	i*	Black	Δe	Δp_{ipa}
$H_0: \beta=(H\phi)$	13.167	44.83	109.49	26.231	81.134	80.151
$Q_B \sim \chi^2(3)$	[0.0043] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **	[0.0000] **

^a - indica 10% de significância;

* - indica 5% de significância e;

** - indica 1% de significância.

O sistema VI também permite testar se as variáveis primeira diferença da taxa de câmbio nominal e do nível de preços interno são estacionárias. Os resultados estão

apresentados na Tabela 5, e mostram que nenhuma das variáveis deve ser estacionária indo de encontro com a evidência obtida pelo teste ADF. Os resultados dos testes da Tabela 6 podem ser resumidos da seguinte forma: a) não existe evidência que a PPC seja estacionária; b) existe evidência que as variáveis PPC e taxa de juros brasileira e externa cointegram, entretanto os coeficientes não obedecem à restrição de proporcionalidade; c) existe evidência que as variáveis taxa de juros brasileira, internacional, e a desvalorização nominal da taxa de câmbio cointegram, mas novamente os parâmetros não obedecem às restrições devidas.

Tabela 5: Testes de estacionaridade para as variáveis Δe , Δp_{ipa}^* , black.

	Sistema VI	
Ho: (Δe estacionário.)	41.59 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$
Ho: (Δp_{ipa}^* estacionário.)	41.39 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$
Ho: (black estacionário.)	40.11 [0.00]**	$\chi^2(\approx 3)$

^a - indica 10% de significância;
* - indica 5% de significância e;
** - indica 1% de significância.

Tabela 6: Testes de restrições lineares sobre os coeficientes dos vetores de co-integração

$H_0: \beta = (H_3 \phi, \psi)$	Posto 3	Distribuição
(a,0,0,0,0) PPC	43.266 [0.00]**	$\chi^2(\sim 3)$
(* , * , * , 0,0,0) PPC + DJ	2.7561 [0.097]	$\chi^2(\sim 1)$
(* , a , -a , 0,0,0) PPC + DJ	36.55 [0.00]**	$\chi^2(\sim 1)$

^a - indica 10% de significância;
* - indica 5% de significância e;
** - indica 1% de significância.

Modelo II: PPC absoluta utilizando IPC

O objetivo desta seção consiste em testar a validade da PPC absoluta aos dados brasileiros utilizando índices de preço ao consumidor. O sistema básico para testar a PPC é composto das seguintes variáveis: (e , p_{ipc} , p_{ipc}^* , i , i^*). Optou-se por incluir também no sistema as variáveis prêmio do dólar paralelo, e preço médio em dólares no trimestre do barril de petróleo em Rotterdam devido às mesmas terem sido extremamente úteis na indução de normalidade nos resíduos das equações dos sistemas estimados.

Estimou-se inicialmente os seguintes sistemas:

Sistema VII: (e , p_{ipc} , p_{ipc}^* , i , i^* , black, petro); Sistema IX: (ppp_{ipc} , i , i^* , black, petro, Δe , Δp_{ipc}^*);
Sistema VIII: (ppp_{ipc} , i , i^* , black, petro, Δe , Sistema X (ppp_{ipc} , i , i^* , black, petro, Δp_{ipc} , Δp_{ipc}^*), Δp_{ipc});

Reporta-se na Tabela 7 os resultados dos testes realizados para averiguar qual o posto da matriz π de longo prazo. Existe evidência que o posto da matriz π deve ser superior a zero pela análise das estatísticas do traço e do máximo autovalor para todos os sistemas. O sistema VII deve conter variáveis com ordem dois de integração. A matriz F apresenta dois autovalores fora do círculo unitário. As combinações lineares significativas das variáveis não apresentam um padrão próximo de estacionário (Figura

2). Já as combinações lineares das variáveis corrigidas pelas primeiras diferenças apresentam um padrão bem mais próximo estacionário. (Figura 3) Isto pode ser interpretado como evidência de variáveis I(2) no sistema. Nos demais sistemas não existe evidência da presença de variáveis I(2).

Figura 2: Gráfico dos vetores de co-integração do sistema VII:

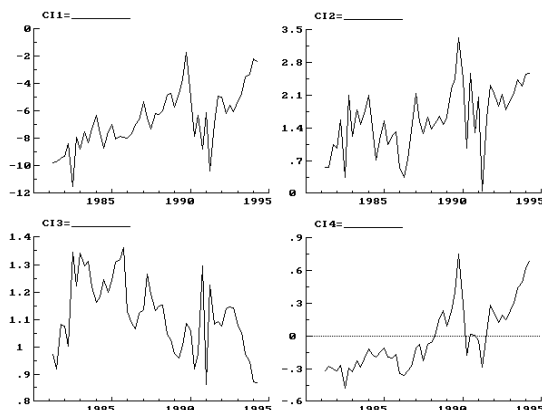
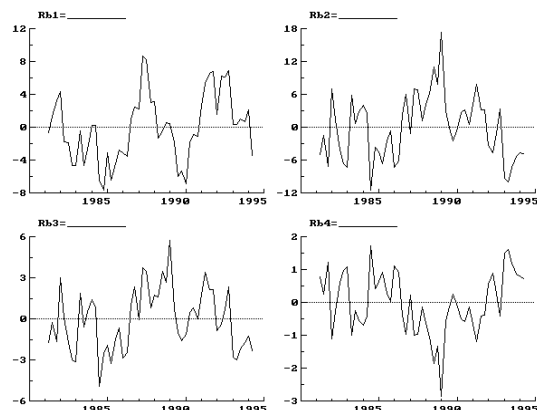


Figura 3: Gráfico dos vetores corrigidos do sistema VII:



Testou-se a validade das restrições de proporcionalidade entre os coeficientes de longo prazo associados às variáveis taxa de câmbio nominal, nível de preços ao consumidor brasileiro e americano. Os resultados estão apresentados na Tabela 8. Rejeita-se fortemente a hipótese que os coeficientes de longo obedecem às restrições sugeridas. Os sistemas VIII a X incorporam tais restrições e apresentam bons resultados nos testes de especificação. Optou-se por continuar a análise impondo a restrição de proporcionalidade, mesmo esta tendo sido rejeitada, e, pela utilização do sistema VIII na análise que se segue.

Tabela 7: Estatística do traço e do máximo autovalor para os sistemas VII a X.

		Sistema VII	Sistema VIII	Sistema IX	Sistema X	Valores Críticos
AutoValor	R=0	89.14**	152.7**	109.6**	133.9**	45.3
	R≤1	71.56**	50.15**	88.9**	60.2**	39.4
	R≤2	42.24**	29.69	51.16**	53.81**	33.5
	R≤3	30.3*	27.49*	36.03**	37.78**	27.1
	R≤4	19.39	16.73	16.34	19.13	21
	R≤5	15.12*	6.826	8.117	6.419	14.1
	R≤6	0.189	0.3174	0.0815	0.139	3.8
Traço	R=0	268**	283.9**	310.2**	311.4**	124.2
	R≤1	178.8**	131.2**	200.6*	177.5**	94.2
	R≤2	107.2**	81.06**	111.7**	117.3**	68.5
	R≤3	65.01**	51.37*	60.57**	63.46**	47.2
	R≤4	34.71*	23.88	24.54	25.69	29.7
	R≤5	15.31	7.14	8.20	6.558	15.4
	R≤6	0.189	0.3174	0.082	0.139	3.8

Tabela 8: Testes de restrições sobre os coeficientes da matriz β' do Sistema VIII.

Restrição	Posto 4	Posto 3	Posto 2	Posto 1
$\beta=(H\phi)$	107	21.475	13.81	5.7874
	[0.00]**	[0.0001]**	[0.0010]**	[0.0161]*
$(1,-1,*,*,*,*,*)$	$\chi^2(12)$	$\chi^2(3)$	$\chi^2(2)$	$\chi^2(1)$
$\beta=(H\phi)$	76.848	62.785	53.908	25.574
	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**
$(1,-1,1,*,*,*,*)$	$\chi^2(8)$	$\chi^2(6)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(2)$

* - indica 5% de significância e; ** - indica 1% de significância.

Com base no sistema VIII, testou-se a hipótese de estacionaridade para as variáveis primeira diferença da taxa de câmbio nominal, primeira diferença do nível de preços ao consumidor brasileiro e do prêmio do dólar paralelo. Os resultados são apresentados na Tabela 10. Em todos os casos, rejeita-se a hipótese de estacionaridade para as referidas variáveis. Este resultado contrasta com os obtidos pelos testes ADF. A Tabela 9 apresenta os resultados dos testes de exclusão das variáveis dos vetores de co-integração significativos. Existe evidência forte que todas as variáveis estão presentes em pelo menos uma das combinações lineares significativas. Em seguida testou-se hipóteses sobre os coeficientes dos vetores de co-integração com o intuito de verificar a validade da PPC absoluta, a PTJD e, PPC e diferencial de juros. Os resultados são apresentados nas Tabelas 11 e 12. Existe uma evidência fraca em favor de: a) a variável PPC_{ipc} é estacionária; b) existe uma combinação linear entre PPC_{ipc} e diferencial de juros estacionária; c) existe uma combinação linear estacionária entre diferencial de juros e desvalorização do câmbio nominal (validade da PTJD); d) a diferença entre a depreciação do câmbio nominal e o prêmio do paralelo deve ser estacionária e; e) aceita-se a hipótese de uma combinação linear estacionária entre a remuneração em dólar paga pelo ativo brasileiro e a taxa de juros americana (PTJD).

Tabela 9: Testes de exclusão da variável dos vetores de longo prazo do sistema VIII

Variável	PPC_{ipc}	I	i^*	Petro	Black	Δe	Δp_{ipc}
$H_0: \beta=(H\phi)$	27.53	24.97	44.38	84.79	21.60	45.28	44.77
$Q_\beta \sim \chi^2(3)$	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**	[0.00]**	[0.0001]**	[0.00]**	[0.00]**

* - indica 5% de significância e ** - indica 1% de significância.

Tabela 10: Testes de estacionaridade para Δe , Δp_{ipc} e $\Delta black$ no sistema VIII

	Estatística	Posto 3
H_0 (Δe Estacionário.)	29.048	$\chi^2(\approx 4)$
	[0.00]**	
H_0 (Δp_{ipc} Estacionário.)	29.01	$\chi^2(\approx 4)$
	[0.00]**	
H_0 (black Estacionário.)	28.395	$\chi^2(\approx 4)$
	[0.00]**	

* - indica 5% de significância

** - indica 1% de significância.

Tabela 11: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII

Tipo de Restrição (Ho)	Restrição	Estatística / Nível de Significância	posto 3
PPC, DJ	$(1,-1_i,1,0,0,0,0)$	17.024	$\chi^2(4)$
		[0.0019]**	
PTJD	$(0,1_i,-1,0,0,-1,0)$	20.566	$\chi^2(4)$
		[0.0004]**	

* - indica 5% de significância

** - indica 1% de significância.

Tabela 12: Testes de restrição lineares sobre os vetores de co-integração do sistema VIII

Tipo de Restrição (Ho)	Restrição	Estatística/ Nível de Significância	posto 3
PPC	(* ,0,0,0,0,0)	9.7874 [0.0442] *	$\chi^2(\cong 4)$
PPC, DJ	(* ,a _i ,-a _i ,0,0,0)	5.7039 [0.0577]	$\chi^2(\cong 2)$
PTJD	(0,a _i ,-a _i , 0,0,* ,0)	8.7506 [0.0126]*	$\chi^2(\cong 2)$
PTJD	(0,a _i ,* , 0,0,-a _i ,0)	2.5971 [0.2729]	$\chi^2(\cong 1)$
DPC	(0,0,0,-c _i ,0,-c _i ,0)	8.1786 [0.0425] *	$\chi^2(\cong 3)$

* - indica 5% de significância e;

** - indica 1% de significância.

3. 4. Balanço dos resultados obtidos:

Nesta seção relatou-se uma série de testes econométricos realizados com o objetivo principal de testar a validade da PPC absoluta a dados brasileiros.¹⁰ Os principais resultados obtidos podem ser resumidos em:

Ordem de integração da séries:

Séries integradas de ordem 2: Séries integradas de ordem 1:

e, p_{ipa}, p^{*}_{ipa}; p_{ipc}, p^{*}_{ipc}; Δe , Δp_{ipa} , Δp^*_{ipa} , Δp_{ipc} , Δp^*_{ipc} ,
 $\Delta black$, i, i^{*};

As conclusões obtidas a partir da análise univariada dos dados aponta algumas conclusões distintas das sugeridas acima. Optou-se pelos resultados da análise multivariada devido a estes serem mais confiáveis e intuitivos. O fato das séries câmbio nominal, nível de preços interno e externo serem integradas de ordem dois têm conseqüências diretas para a análise co-integração. Este é um caminho de pesquisa ainda pouco explorado em trabalhos empíricos para o Brasil.

PPC absoluta

Não rejeitou-se a hipótese de raiz unitária na análise multivariada para as séries de PPC absoluta construídas a partir do IPA. Já para a série construída a partir do IPC, as estatísticas do testes estão próximas da área de rejeição. Este é um resultado que surpreende, em princípio. Por razões já apontados, espera-se que a PPC seja válida para índice construídos com bens comercializáveis (IPA) e não para bens domésticos (IPC).

PTJD

Pode-se testar a hipótese da PTJD a partir dos sistemas VI, VIII. Nos dois sistemas aceita-se a hipótese de existência de co-integração entre as variáveis

¹⁰ Os principais trabalhos realizados com intuito de testar a PPC a dados brasileiros são os seguintes: Zini & Cati (1994); Duarte & Pereira (1991), Rossi (1996), Pastore *et alii* (1997) e, Alves & Fava (1996). Já no plano internacional há uma série de trabalhos utilizando uma metodologia econométrica mais antiga. Uma boa resenha destes trabalhos pode ser encontrada em Taylor & MacDonald (1992). Já MacDonald (1993), Johansen (1995b), Johansen & Juselius (1992) e Juselius (1995) são exemplos de trabalho que utilizam a análise de co-integração. Perron & Vogelsang (1990, 1992 a e b) desenvolveram uma adaptação do teste ADF para o caso em que a hipótese alternativa é um processo estacionário com duas médias distintas com aplicação a PPC. Uma série de trabalhos recentes tem procurado desenvolver testes da PPC a partir de dados de painel. Os principais exemplos são: Engle, Hendrickson, & Rogers (1997), Abuaf & Jorion (1990), Engle & Rogers (1996), Li (1998), Wu (1996), OH (1996), Frankel & Rose (1996), MacDonald (1996) entre outros. Uma excelente revisão dos principais trabalhos que testaram a PPC pode ser encontrada em Froot & Rogoff (1995).

desvalorização do câmbio nominal, taxa de juros interna e externa, contudo, as relações de co-integração encontradas não obedecem exatamente às restrições sugeridas pela PTJD.¹¹

4. Considerações Finais

Neste artigo relatou-se uma série de testes econométricos aplicados à dados brasileiros com intuito de testar a validade da PPC. Não foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária nas séries de câmbio real construída a partir de índices no atacado, embora a hipótese da existência de um vetor de cointegração que obedece às restrições de proporcionalidade (1 -1 1) tenha sido aceita. A explicação reside na presença de variáveis integradas de ordem 2 nos sistemas estimados, sendo que o vetor acima eliminaria apenas os componentes I(2) do sistema. Já para a série que utiliza índice de preços ao consumidor, a restrição de proporcionalidade é fortemente rejeitada, contudo, a hipótese de estacionaridade está no limite de rejeição para a PPC.

No presente artigo não foi realizado testes formais para detectar a presença de variáveis I(2). A execução de tais testes representa um caminho que pode ser trilhado para pesquisar a validade da restrição de proporcionalidade na construção de índices de PPC e estacionaridade das séries resultantes.

Figura 4: Gráfico das séries e suas Respectivas primeiras diferenças.

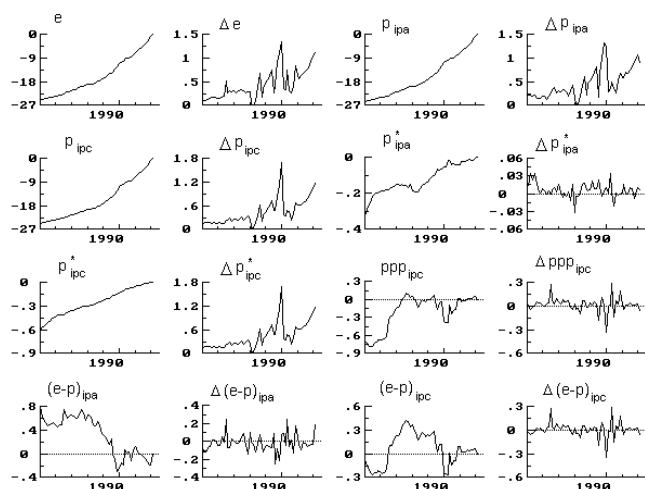
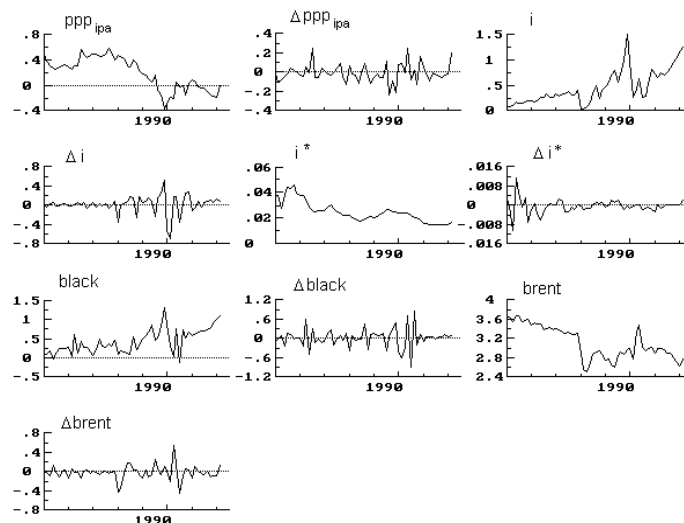


Figura 5: Gráfico das séries e suas Respectivas primeiras diferenças.



¹¹ A hipóteses da Paridade da Taxa de Juros Real (PTJR) e PPC relativa foram testadas para o Brasil em Março (1998) utilizando IPC e IPA como índices de inflação. Existe evidência fraca em favor da hipótese de PTJR. Existe evidência de co-integração entre as variáveis juros nominal e inflação interna e externa, mas os vetores não obedecem às restrições correspondentes. Já os testes para a PPC relativa são bem mais favoráveis. Existe evidência forte de co-integração entre as variáveis desvalorização nominal e taxa de inflação interna e externa e os vetores obedecem à restrição de proporcionalidade.

Tabela 13: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries.

2	e	Δe	P_{ipa}	Δp_{ipa}	P_{ipc}	Δp_{ipc}	P_{ipa}^*	Δp_{ipa}^*	P_{ipc}^*	Δp_{ipc}^*
	C,T	C,T	C,T	C	C,T	C,T	C,T	C,T	C,T	C,T
k	1	0	0	0	0	0	0	0	3	0
Amostra	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:1- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	80:2- 94:2	81:1- 94:2	80:3- 94:2
$t(\rho_{C,T})$	0.498	-4.29**	-0.045	-3.91*	0.388	-4.051	-2.563	-6.37**	-3.134	-5.62**
$t(\rho_C)$	n.c.	n.c.	n.c.	-2.412	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.
ϕ_3	5.7622	9.31**	4.2675	7.69*	5.178	8.322*	4.4406	20.56**	5.0546	10.72**
ϕ_2	6.10*	n.c.	4.8143 ^a	5.232*	5.46*	5.736*	7.61**	n.c.	5.468*	n.c.
ϕ_1	n.c.	n.c.	n.c.	3.045	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.
AR1-4	0.44	0.31	0.64	0.52	0.174	0.16614	1.95	0.26	0.5945	0.945
Distrib. (Nível Descritivo)	F(4, 46) [0.777]	F(4, 47) [0.723]	F(4, 47) [0.639]	F(4, 47) [0.517]	F(4,46) [0.95]	F(4,47) [0.955]	F(4, 47) [0.117]	F(4, 47) [0.901]	F(4,41) [0.668]	F(4,46) [0.45]
Normalidade	5.8823	5.41	14.945	12.82	50.19	51.048	25.762	24.82	2.337	6.705
Distribuição (Nível Descritivo)	$\chi^2(2)$ [0.053]	$\chi^2(2)$ [0.07]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.002]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.31]	$\chi^2(2)$ [0.035]

C – constante; T – tendência; k - o número de defasagens;
* - indica 5% de significância e;

^a – indica 10% de significância;
** - indica 1% de significância.

Tabela 14: Teste de Raiz Unitária o nível e a primeira diferença das séries

	I	Δi	i^*	Δi^*	Black	$\Delta black$	e-p	$\Delta e-p$	petro	$\Delta petro$
	C	C,T	C	C	C,T	C,T	N	C,T	C,T	C,T
k	5	1	5	4	0	0	0	0	3	3
Amostra	81:3- 94:2	80:4- 94:2	81:3- 94:2	81:3- 94:2	80:2- 94:2	80:3- 94:2	80:2- 94:2	80:3- 94:2	81:1- 94:2	81:2- 94:2
$t(\rho_{C,T})$	-3.64*	-7.39**	-3.592*	-2.88	-5.697**	-12.32**	-1.889	-7.594**	-2.232	-4.93**
$t(\rho_C)$	-1.63	n.c.	-2.996*	-2.68**	n.c.	n.c.	-1.294	n.c.	-1.762	n.c.
$t(\rho)$	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	n.c.	-1.885			
ϕ_3	6.83*	27.31**	7.532*	4.498	16.32**	75.93**	1.85	28.87**	2.605	12.17**
ϕ_2	4.82	n.c.	5.599*	2.999	n.c.	n.c.	1.68	n.c.	2.042	n.c.
ϕ_1	5.28*	n.c.	5.277*	3.599	n.c.	n.c.	1.51	n.c.	1.999	n.c.
AR1-4	2.01	0.91	1.3101	2.43	0.44	1.61	0.47097	0.47	1.1094	0.4977
Distribuição (Nível Descritivo)	F(4,46) [0.11]	F(4, 44) [0.464]	F(4,38) [0.284]	F(4,38) [0.064]	F(4, 47) [0.78]	F(4,46) [0.189]	F(4,47) [0.757]	F(4,46) [0.754]	F(4, 42) [0.365]	F(4, 40) [0.738]
Normalidade	7.284	25.84	5.684	9.265	9.05	10.27	8.19 7.99	8.64	27.29	25.78
Distribuição (Nível Descritivo)	$\chi^2(2)$ [0.03]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.058]	$\chi^2(2)$ [0.0097]	$\chi^2(2)$ [0.011]	$\chi^2(2)$ [0.006]	$\chi^2(2)$ [0.017]	$\chi^2(2)$ [0.013]	$\chi^2(2)$ [0.00]	$\chi^2(2)$ [0.00]

N- sem constante e tendência; C – constante e; T – tendência.
* - indica 5% de significância e;

^a – indica 10% de significância;
** - indica 1% de significância.

5. Referências :

- Abuaf, N. & Jorion, P. (1990); “*Purchasing power parity in the long run*”; In: *Journal of Finance*, 45, pág. 157-73.
- Alves, D. & Fava V. D. (1996); “*A Fractional Cointegration Analysis of PPP for Brazil*”; In: Anais do XVIII Encontro Brasileiro de Econometria - Águas de Lindóia; SBE.
- Balassa, B. (1964); “*The purchasing power parity doctrine: a reappraisal*”; In: *Journal of Political Economy*, v. 72, pág. 584-596.
- Crowder, W. J. (1996); “*PPP when Prices are I(2)*”; In: Review of International Economics, 4(2), 234-246.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981); “*Likelihood Ratio Statistics for autoregressive time series with a unit root*”; In: Econometrica, v. 49, nº4.
- Dornbusch, R. (1987); “*Purchasing Power Parity*”; In: NBER Working Paper nº1591.
- 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*”; In: Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria - Curitiba/PR.
- Engel, C. & Hogers, J. H. (1996); “*How wide is the border*”; *American Economic Review*; vol.86, nº 5.
- Engle, C.; Hendrickson, M. K. & Rogers, J. R (1997); “*Intra-National, Intra-Continental and Intra-Planetary PPP*”; In: NBER Working Paper; nº 6069; junho.
- Frankel, J. A. & Rose, A. K. (1996); “*A Panel project on PPP: Mean reversion within and between countries*”; In: *Journal of International Economics*, 40, pág. 209-224.
- Froot, K. A. & Rogoff, K. (1995); “*Perspectives on PPP and long-run Real Exchange Rates*”; In: Grossman, G. & Rogoff, K. Handbook of International Economics; vol. III, pags. 1647-1688.
- Fuller, W. A. (1976); Introduction to Statistical Time Series; Willey; New York.
- Hamilton, J. D. (1995); Time Series Analysis; Princeton.
- Hendry, D. F. & Doornik, J. A. (1994); PcFiml 8.0 - Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems; ITP.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992); “*Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK*”; In: Journal of Econometrics; 53, 211-244.
- Johansen, S. (1988); “*Statistical Analysis of cointegration vectors*”; In: Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1992); “*Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data*”; In: Journal of Policy Modeling, 14(3), 313-334.
- Johansen, S. (1995a); “*A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables*”; In: Econometric Theory; 11, 25-59.
- Johansen, S. (1995b); Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models; Oxford University Press.
- Juselius, K. (1995); “*Do PPP and UIP hold in LR? Na Example of likelihood inference in a multivariate time-series model*”; In: Journal of Econometrics, 69, 211-240.
- Li, K. (1998); “*Testing Symmetry and Proportionality in PPP: A Panel Data Approach*”; mimeo.
- Macdonald, R. (1993); “*Long - run purchasing power parity: is it for real?*”; In: *Review of Economics and statistics*.

MacDonald, R. (1996); “*Panel unit roots tests and real exchange rates*”; In: *Economic Letters*, 50, págs. 7-11.

Marçal, E. F (1998); Paridade do Poder de Compra: A Evidência Empírica Brasileira; dissertação de mestrado; IE/ÚNICAMP.

Nakane, M. I. (1994); Testes de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda de Moeda no Brasil; BNDES/BNDESPAR.

Oh, Keun-Yeob (1996); “*Purchasing Power Parity and Unit root teste using panel data*”; In: *Journal of International Money and Finance*; vol. 15 nº3.

Paroulo, P. (1994); “*On the determination of integration indices in I(2) systems*”; In: *Journal of Econometrics*; 313-356.

Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (1995); “*Taxa de câmbio real e os saldos comerciais*”; mimeo.

Pastore, A. C., Blum, B. S. & Pinotti, M. C. (1997); “*Paridade do Poder Compra, Câmbio Real e Saldos Comerciais*”; mimeo.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1990); “*Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean*”; In: *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, nº 2, págs.153-162.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992a); “*Nonstationarity and Level shifts with an application to Purchasing Power Parity*”; In: *Journal of Business & Economic Statistics*; 10, págs. 301-320.

Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992b); “*Testing for a Unit Root with a Changing Mean: Corrections and extensions*”; In: *Journal of Business & Economic Statistics*; 10, págs. 467-470.

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.

Rossi, J. W. (1996); “*O modelo de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil*”; *Pesquisa e Planejamento Econômico*; v. 26; nº 2, pág. 155-182.

Samuelson, P. (1964); “*Theoretical Notes on Trade Problems*”; In: *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, pág. 145-54.

Taylor, M. P & MacDonald, R. (1992); “*Exchange Rate Economics: A Survey*”; In: *IMF Staff Papers*; vol. 39 nº 1, pág. 1-99.

Wu, Y. (1996); “*Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-Data Test*”; In: *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 28 nº 1.

Zini Jr., A. A. & Cati, R. C. (1993); “*Co-integração e taxa de câmbio: teste sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990*”; In: *Pesquisa e Planejamento Econômico*; v.23, nº 2, agosto; pág. 349-374.