

Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990*

ÁLVARO ANTÔNIO ZINI JÚNIOR**
REGINA CÉLIA CATI***

A discussão sobre os fatores fundamentais que determinam a taxa de câmbio não está ainda assentada na economia. A paridade do poder de compra (PPP) é uma teoria sobre os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real. Outros enfoques menos formalizados que ressaltam fatores reais como os termos de troca também são conhecidos. Este trabalho aplica testes de raízes unitárias e de co-integração a dados brasileiros de 1855 a 1990 para testar duas hipóteses: se a PPP explica o comportamento secular observado da taxa de câmbio real do Brasil e se mudanças nos termos de troca afetam a taxa de câmbio real. Os testes de raízes unitárias rejeitam a hipótese da PPP absoluta, indicando a necessidade de se buscarem outros fatores, tais como as mudanças nos termos de troca, para explicar as mudanças na taxa de câmbio real no longo prazo.

1 - Introdução

O conceito de taxa de câmbio de equilíbrio e os fatores que determinariam este nível motivam os economistas há muitas décadas, visando calcular qual seria a taxa de câmbio adequada para um país. Desde os anos 20 deste século, com o fim do padrão-ouro, muitos economistas passaram a adotar a hipótese da paridade do poder de compra (PPP), a qual supõe que, no longo prazo, a taxa de câmbio real tenda para um nível razoavelmente estável que poderia, então, ser chamado de equilíbrio. No entanto, esta questão permanece complexa e, não obstante muitos testes empíricos e tentativas de comprovação teórica, ainda não se tem uma resposta única e simples. Até mesmo a noção de que exista uma (única) taxa de câmbio de equilíbrio é questionada em alguns modelos dinâmicos existentes.

* Os autores agradecem os comentários recebidos de Pedro V. Pereira no XIII Encontro Anual de Econometria, Curitiba; de Marc Zafrá no XI Encontro Latino-Americano da Sociedade Econômetrica, México; e de dois pareceristas anônimos desta revista, que permitiram melhorar o trabalho em diversos aspectos. O texto é de responsabilidade de Zini e as regressões foram estimadas por Cati com o programa RATS.

** Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

***Doutoranda em Economia no Instituto de Pesquisa Econômica da USP.

Visando suprir algumas lacunas deixadas pela PPP, outras hipóteses envolvendo fatores reais têm sido formuladas, tentando-se analisar os elementos que poderiam influenciar a taxa de câmbio real no longo prazo. Entre estes fatores estão mudanças nos termos de troca, diferenças nas taxas de crescimento entre os produtos nacional e internacional ou diferenças nas taxas de evolução da produtividade entre dois países. A hipótese de que os termos de troca externos possam agir como co-determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real de países pequenos foi sugerida por autores como Díaz-Alejandro (1982), Edwards (1988a e 1988b) ou Edwards e Wijnbergen (1987) e foi examinada em Zini (1988a), em um estudo inicial que resultou no presente trabalho. Intuitivamente, compreende-se que um país pequeno e aberto seja obrigado a fazer ajustes quando ocorrerem choques externos. No entanto, esta hipótese só recebeu mais atenção empírica após os choques externos dos anos 70.¹

O presente estudo testa se é válida a hipótese de que a PPP explica a taxa de câmbio real do Brasil de 1855 a 1990 e se as alterações nos termos de troca externos da economia podem explicar as mudanças da taxa de câmbio real nesse período. Para a investigação dessas duas hipóteses, faz-se o uso de testes de raízes unitárias e de co-integração. Na Seção 2, realiza-se uma discussão breve das implicações de longo prazo da teoria da PPP e deduz-se uma relação alternativa que postula que mudanças nos termos de troca determinam mudanças na taxa de câmbio real. Na Seção 3, discute-se como os testes de raízes unitárias e os testes de co-integração podem ser aplicados a este debate. Na Seção 4, reportam-se os resultados obtidos. Na Seção 5, das conclusões, apontam-se as principais implicações deste estudo.

2 - PPP, termos de troca e taxa de câmbio real

A teoria da paridade do poder de compra (PPP) prediz que, em condições de livre comércio e abstraindo de fatores que possam ser considerados fixos no curto prazo, como os custos de transporte e as tarifas, o índice de preços de uma economia aberta deve igualar o índice de preços internacional multiplicado pela taxa de câmbio:

$$P = eP^* \quad (1)$$

onde e é a taxa de câmbio nominal, P o índice de preços doméstico e P^* o índice de preços externo.

Define-se, então, a taxa de câmbio real ($RER = eP^*/P$), que segundo a equação (1) deve ser uma constante. Em termos mais gerais, e visando acomodar desvios na relação predita pela PPP absoluta, pode-se reescrever a equação (1) como:

¹ Sobre esses testes e sua avaliação corrente, ver o recente trabalho de Devarajan, Lewis e Robinson (1993) e as referências ali contidas.

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

onde $h(t)$ é uma função que varia no tempo e $h(0) = 1$.

A principal razão de $h(t)$ poder ser diferente de uma constante unitária é a existência de serviços ou de bens não-comerciáveis com estruturas de custo diferentes nas diversas economias. Há outras razões que levam a observar uma trajetória da relação (2) diferente da predição mais simples dada pela equação (1), tais como o fato de a PPP assumir que todos os preços são estabelecidos conjuntamente pela arbitragem internacional, ignorando a diversidade das estruturas de mercado em cada economia. Ademais, devido ao papel proeminente que atribui à lei do preço único, a PPP ignora os efeitos de mudanças cumulativas divergentes nos determinantes reais da oferta ou da demanda para cada economia, isto é, assume que os ganhos de eficiência, os choques externos ou os novos padrões de consumo são distribuídos igualmente por todos os países.²

Balassa (1964), no estudo que reintroduziu a hipótese da PPP na modelagem teórica em economia nos anos 60, observou que utilizar a PPP como critério para avaliar a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo pode introduzir um viés. Se a produtividade do setor de bens comerciáveis cresce mais rapidamente do que a do setor de não-comerciáveis, o preço relativo deste segundo setor tenderá a crescer mais do que o preço dos comerciáveis, já que ambos competem pelos mesmos fatores de produção. Uma vez que os preços dos bens comerciáveis tendem a ser igualados pelo comércio internacional, um aumento no preço relativo dos não-comerciáveis faz a moeda doméstica parecer sobrevalorizada relativamente à PPP. Esse problema ficará mais evidente se o cálculo da taxa de câmbio real usar o índice de preços ao consumidor como deflator e uma série longa de observações. O índice de preços por atacado minimiza esse problema, pois, quase sempre, reflete principalmente os preços de bens comercializáveis como produtos industriais e agrícolas de grandes safras.

Balassa reportou algumas evidências empíricas a favor de sua hipótese, mas estudos posteriores questionaram a existência de vieses significativos de produtividade em favor do setor de bens comerciáveis. A hipótese de Balassa é por vezes expressa como o postulado que a moeda das economias de crescimento rápido tende a se apreciar ao longo do tempo dados os ganhos de produtividade com bens comerciáveis.

Esta última hipótese recebeu apoio empírico no estudo de Edwards (1985), que usou dados de um conjunto de países. No entanto, Zini (1988b, p. 164) registrou que a taxa de câmbio real do Brasil (um dos países de mais rápido crescimento no último século) acusa uma tendência contrária, ou seja, no sentido de depreciação real no período 1855/1986. A tendência temporal logarítmica desta série para esses 131 anos traz um coeficiente negativo, indicando uma queda de 35% a cada 100

2 Sobre a PPP e suas limitações, ver Isard (1977), Krugman (1978) e o estudo empírico de Frenkel (1981).

anos. Evidentemente, não se pode extrapolar a partir de tendências logarítmicas, mas, pelo menos para o período em foco, esta observação contradiz a hipótese de Balassa.

A discussão dos determinantes da taxa de câmbio real de longo prazo tem ficado limitada, em grande medida, aos postulados da PPP. No entanto, outros fatores, como os termos de troca externos, são um candidato natural à análise — como apontaram Díaz-Alejandro (1982) ou Edwards (1988a e 1988b) —, pois refletem fatores como os choques externos de oferta e a evolução das condições da demanda internacional. A análise da relação entre os termos de troca e a taxa de câmbio real será feita a seguir, reproduzindo-se o modelo de uma economia aberta e pequena desenvolvido em Zini (1988a), que estende alguns resultados obtidos por Dornbusch (1974).³

Suponha-se uma economia aberta pequena em que o equilíbrio interno é mantido por meio de uma política monetária e cambial adequada e na qual existam três bens: X um bem exportável, M um bem importável e N um bem doméstico (não-comercializável). Usando o preço do bem doméstico como numerário, pode-se definir P_x e P_m como os preços relativos dos bens X e M em termos do bem doméstico N . Seja Y a renda real medida em termos do bem N . Se a economia estiver em equilíbrio pleno, o excesso de demanda por X , M e N é zero, pois a restrição orçamentária da economia pressupõe que o dispêndio agregado iguale a renda. As funções de excesso de demanda e o equilíbrio da economia podem ser expressos por:

$$N(P_m, P_x, Y) = 0 \quad (3')$$

$$X(P_m, P_x, Y) = 0 \quad (3'')$$

$$M(P_m, P_x, Y) = 0 \quad (3''')$$

³ A discussão entre taxa de câmbio real e termos de troca tem sido retomada na literatura em modelos intertemporais para estudar os efeitos de mudanças transitórias ou permanentes nas variáveis [ver Razin e Svensson (1983)]. Os modelos intertemporais enfatizam que as medidas de política econômica somente podem afetar a conta corrente quando têm um efeito sobre as decisões intertemporais de poupança e investimento. Estes modelos foram estendidos para o caso de uma economia com três bens por Edwards (1987) e, para o caso de distúrbios temporários nos termos de troca, por Edwards (1988a e 1988b). O presente trabalho volta-se para outra linha de discussão: investiga a relação entre os termos de troca e a taxa de câmbio real. Edwards e Wijnbergen (1987), usando um modelo de comércio *à la* Ronald Jones, negam que mudanças nas tarifas e nos termos de troca possam simultaneamente afetar a taxa de câmbio real, a não ser nas condições particulares de um modelo com fatores específicos. O modelo desta seção indica que o resultado desses autores é bastante dependente das hipóteses do modelo de Jones, em que os preços domésticos ficam totalmente determinados pelos preços externos. O modelo desenvolvido aqui deduz uma relação analítica entre mudanças nos termos de troca e na taxa de câmbio real.

O preço relativo local do bem X em termos do bem M é igual ao termo de troca internacional TT :

$$\frac{P_x}{P_m} = \frac{P_x^*}{P_m^*} = TT \quad (4)$$

A taxa de câmbio real pode ser definida como o preço do bem comerciável — representado por $[\alpha P_m + (1 - \alpha) P_x]$ — dividido pelo preço do bem não-comerciável (bem doméstico). Uma vez que o bem doméstico é o numerário, a taxa de câmbio real será dada simplesmente por:

$$RER = \alpha P_m + (1 - \alpha) P_x \quad (5)$$

Sob a hipótese de equilíbrio pleno, podemos tomar qualquer uma das equações de (3') a (3''') para estudar os efeitos de mudanças nos termos de troca. Tomando a equação (3') como representando a condição de equilíbrio, e mantendo a hipótese de que a renda não varia, obtém-se por diferenciação:

$$\theta_m \hat{p}_m + \theta_x \hat{p}_x = 0 \quad (6)$$

onde θ_m e θ_x são as elasticidades-preço compensadas do excesso de demanda do bem doméstico N em relação aos preços de M e de X , respectivamente, e o acento circunflexo indica uma variação percentual da variável.⁴ Diferenciando a equação (4) tem-se:

$$\hat{p}_x - \hat{p}_m = [\hat{TT}] \quad (7)$$

Substituindo em (6) e resolvendo para os preços relativos

$$\hat{p}_x = \frac{\theta_m}{\theta_m + \theta_x} [\hat{TT}] \quad (8)$$

⁴ As elasticidades compensadas da demanda do bem doméstico N são definidas por $\theta_m = (\delta N / \delta P_m) (P_m / P_m M)$ e $\theta_x = (\delta N / \delta P_x) (P_x / P_x X)$ e podem ser positivas ou negativas, dependendo de os bens X e M serem substitutos ou complementares no consumo e na produção de N . Supondo-se que X e M formam o bem "comerciável" T , a elasticidade compensada do bem doméstico em relação a este bem é positiva ($\theta_m + \theta_x > 0$), pois os dois bens N e T são substitutos por hipótese.

$$\hat{p}_m = \frac{\theta_x}{\theta_m + \theta_x} [\hat{T}T] \quad (9)$$

A mudança na taxa de câmbio real pode ser analisada diferenciando-se a equação (5):

$$R\hat{E}R = \tau \hat{p}_m + (1 - \tau) \hat{p}_x \quad (10)$$

onde θ representa a nova ponderação do índice de preço local após a mudança em P_m ou P_x e depende das elasticidades na produção e consumo de M e de X . Substituindo (8) e (9) em (10), obtém-se:

$$R\hat{E}R = \frac{\hat{T}T [-\tau \theta_x + (1 - \tau) \theta_m]}{\theta_x + \theta_m} \quad (11)$$

Se o bem doméstico for substituto em relação a X e a M ($\theta_x > 0$ e $\theta_m > 0$), a direção da mudança na taxa de câmbio real é ambígua e irá depender dos valores dos parâmetros de (11). Se o efeito substituição em relação a X predominar sobre o efeito substituição em relação a M , RER deve se depreciar (aumentar) sempre que houver uma perda nos termos de troca. Se o bem doméstico for complementar em relação ao bem de importação ($\theta_m < 0$) e positivo em termos de X , um ganho no termo de troca faz com que a taxa de câmbio real se aprecie em relação ao preço de N . Se o bem doméstico for complementar em relação ao bem de exportação ($\theta_x > 0$), o efeito é novamente ambíguo.⁵

Deste modo, a equação (11) relaciona a taxa de variação dos termos de troca com a taxa de variação da taxa de câmbio real. Estes são efeitos estáticos que, dada a hipótese de uma economia pequena, dependem do que ocorre no cenário internacional. Convém ressaltar, entretanto, que a equação (5) mostra uma condição de equilíbrio válida para uma situação de comércio puro, isto é, em que os fluxos de capital estão ausentes. No entanto, os fluxos de capital são importantes, e períodos de entrada ou saída continuada de capital afetam a taxa de câmbio real. Esta observação somente está incorporada nos modelos de determinação da taxa de câmbio real de uma forma implícita, refletida na condição da PPP de longo prazo. Ou seja, os fluxos de capitais afetam a estrutura de produção das economias abertas (via investimentos reais) e, por este caminho, podem fazer a PPP se verificar (fazer $P = eP^*$) ao permitir que o progresso técnico se dissemine por todas as economias. Esta é uma das razões pelas quais os testes empíricos da PPP devem usar séries bastante longas, seculares se possível, para refletir esses ajustamentos.

⁵ Se $\theta_m < 0$, θ_x deverá ser maior que θ_m para satisfazer a condição de que $\theta_x + \theta_m > 0$, como foi discutido na nota 4. Do mesmo modo, quando $\theta_x < 0$, é preciso que $\theta_m > \theta_x$.

3 - Testes de raízes unitárias e de co-integração para a PPP

O estudo econométrico das variáveis econômicas vem tendo um importante desenvolvimento nos últimos anos com a aplicação de novas técnicas de séries de tempo [ver Dolado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990)]. As séries estatísticas que possuem raízes unitárias, algo que se verifica para a maioria dos dados econômicos temporais, são não-estacionárias, o que invalida a aplicação dos testes de significância padrões e eventuais inferências neles baseadas. Isto é, a maioria das séries econômicas não satisfaz a condição de estacionaridade: possuir uma média constante e variância finita e também constante ao longo do tempo (e seus subconjuntos). As séries não-estacionárias com raízes unitárias podem ser caracterizadas como processos auto-regressivos que possuem variância que tende para o infinito. Ademais, como apontaram Nelson e Plosser (1982), a alternativa de se retirar a tendência determinística das séries econômicas, utilizando a técnica sugerida por Box e Jenkins para se contornar o problema, não pode ser usada quando as séries não possuem raízes unitárias, sob o risco de se introduzirem correlações espúrias significativas.

A existência de raízes unitárias em séries de tempo, no entanto, não deve impedir a análise econométrica, desde que este fato seja levado em consideração. Engle e Granger (1987) demonstram que séries que têm raízes unitárias podem possuir um vetor de co-integração que, uma vez considerado, permite testes de hipóteses, bem como a estimação de modelos de correção de erros para explicar a variável postulada como dependente. A metodologia desenvolvida por Engle e Granger é particularmente útil em economia, pois permite testar relações de equilíbrio preditas pela teoria econômica. Se a variável b adicionada de um erro aleatório explicar a variável a e ambas forem co-integradas, é possível testar se os erros obtidos pela operação ($c = a - b$) são, na média, zero. Como a co-integração testa se duas variáveis a e b têm uma tendência estocástica comum, em uma situação de equilíbrio, os desvios c se caracterizarão como uma variável aleatória com média zero.

A lógica dos testes para raízes unitárias, propostos por Said e Dickey (1984) e denominados Dickey-Fuller aumentado (ADF), consiste em verificar se uma variável pode ser representada como uma série auto-regressiva. O teste verifica a significância das estatísticas τ de distribuição não-normal⁶ do coeficiente ρ estimado conforme as seguintes alternativas:

$$\begin{array}{ll} H_0: \rho = 0 & H_a: \rho < 0 \\ \Delta Y_t = \varepsilon_t & \Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{array} \quad (i)$$

⁶ A estatística τ corresponde ao t dos modelos tradicionais.

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \quad \Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{ii})$$

$$\Delta Y_t = \beta + \varepsilon_t \quad \Delta Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{iii})$$

para $t = 1, 2, \dots, n$ e $y_0 = 0$

onde $\mu =$ constante (*drift*) e $\beta =$ tendência secular.

A hipótese nula de que Y_t siga um passo aleatório, isto é, seja não-estacionária, não poderá ser rejeitada se a estimativa do coeficiente ρ for estatisticamente não diferente de zero. Os testes ADF, representados por τ , τ_μ e τ_ρ , verificam a significância do coeficiente de Y_{t-1} , estimando-se a regressão (12) abaixo, respectivamente, a) sem tendência e sem *drift*, b) com *drift* apenas e c) com tendência e *drift*:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde ε_t é um ruído branco.

Dickey e Fuller (1981) formularam estes testes sob a hipótese de que os resíduos são idêntica e independentemente distribuídos. O valor de m é obtido através de tentativas, até que se consigam resíduos não-correlacionados. Eles propõem, adicionalmente, testes para as hipóteses de $\mu = \beta = \rho = 0$ (denominado teste Φ_2) e para $\beta = \rho = 0$ (denominado teste Φ_3), utilizando a sistemática de calcular estatísticas F . Quando os resíduos apresentarem dependência serial, utilizam-se os testes propostos por Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988), denominados Z_t e Z_α , e que consistem nas estatísticas ADF submetidas a ajustes não-paramétricos para relaxar a hipótese de erros *iid*.⁷

Para Engle e Granger (1987), uma variável Y_t é considerada integrada de ordem d se, após sofrer d diferenças, tornar-se estacionária. Neste caso, denota-se a integração por $I(d)$. Para cada raiz unitária corresponde a necessidade de uma ordem de diferença a mais. Uma vez verificado o número de raízes unitárias, o que se faz testando diferenciações de ordem crescente da variável investigada, pode-se fazer o teste se duas variáveis co-integram e observam a relação predita pela teoria econômica.⁸

7 Uma resenha clara desses testes é feita por Perron (1988).

8 Duas variáveis Y_t e W_t que componham um vetor denominado X_t são ditas co-integradas se Y_t e W_t apresentarem a mesma ordem de integração e existir um vetor α' tal que a combinação linear $\alpha'X_t$ seja estacionária. Mesmo que as séries econômicas sejam não-estacionárias e possuam variância infinita, se $\alpha'X_t = 0$ e a co-integração for coerente com os postulados econômicos, isto pressupõe que os desvios da relação *vis-à-vis* o equilíbrio de longo prazo são estacionários com variância finita. Se ficar verificado que o vetor X_t é co-integrado de ordem d , Engle e Granger mostram que se pode postular a existência de um modelo de correção de erros que explica a variável dependente.

4 - Testes aplicados à taxa de câmbio real e aos termos de troca

O propósito do presente estudo é testar a hipótese da PPP absoluta. Corbae e Ouliaris (1988 e 1990) e Taylor (1988) propuseram um teste para esta hipótese baseado na sistemática dos testes de raízes unitárias, que têm sido replicados em diversos países. O teste consiste em verificar se o logaritmo da taxa de câmbio real, definido como $\log(RER_t) = \log(e_t) + \log(P^*_t) - \log(P_t)$, é um ruído branco, sob a condição das variáveis e , P e P^* serem integradas de mesma ordem, o que equivale a testar se existe um vetor de co-integração representado por $(1, 1, -1)$. Ou seja, realiza-se um teste para saber se o logaritmo da taxa de câmbio real é uma série estacionária ou não. Rossi (1991) fez uma aplicação desse teste a dados brasileiros, e seu texto explica mais detalhadamente a lógica da aplicação dos testes de raízes unitárias aplicados à PPP.

Os testes reportados a seguir usaram dados sobre a taxa de câmbio do Brasil, de um índice de preço doméstico (deflator implícito do PIB) e de um índice de preços externos (índice de preço por atacado da Grã-Bretanha, encadeado com o IPA dos Estados Unidos) para o período de 1855 a 1990. Têm-se, portanto, 136 observações. As definições de cada série e suas respectivas fontes estão explicadas no Apêndice.

Os Gráficos 1 e 2 mostram a taxa de câmbio real (câmbio bilateral entre Brasil e Inglaterra de 1855 a 1929 e entre Brasil e Estados Unidos de 1929 a 1990) e os termos de troca (preço unitário das exportações dividido pelo preço unitário das importações) do Brasil. As duas séries tomam por base 1929/30 = 100. Deve-se sublinhar que, nas análises de séries históricas longas, como as usadas aqui, existem problemas conhecidos quanto à agregação, mudança de composição dos índices e qualidade dos indicadores (todas estas são fontes potenciais de vieses). Por estes motivos, estas séries merecem ser tratadas com precaução. No entanto, alguns desses problemas serão menos preocupantes se os vieses puderem ser caracterizados como choques estacionários.⁹

O Gráfico 1 mostra que a taxa de câmbio real no Brasil tem flutuado amplamente, e a inspeção visual não indica a existência de um nível de equilíbrio de longo prazo do tipo PPP (uma elevação do índice significa depreciação). Observa-se que, entre 1855/1929, a expansão das exportações (café) foi acompanhada por uma deterioração nos termos de troca, mas a riqueza trazida pelo café permitiu uma

9 Um dos pareceristas desta revista nos enviou uma observação bastante válida que deixamos registrada: "Se as séries americanas e inglesas usadas em P^* não co-integrarem, o encadeamento usado tem sérios problemas, pois a série final encadeada tem uma tendência estocástica até o ponto de encadeamento e outra depois". No entanto, Corbae e Ouliaris (1988 e 1990) reportam que os índices de preços americanos e ingleses co-integram. Por outro lado, de 1870 a 1918 a taxa de câmbio dólar/libra foi constante (padrão-ouro). Usamos essas evidências como justificativa para o encadeamento.

Gráfico 1
Taxa de câmbio real
(1929/30 = 100)

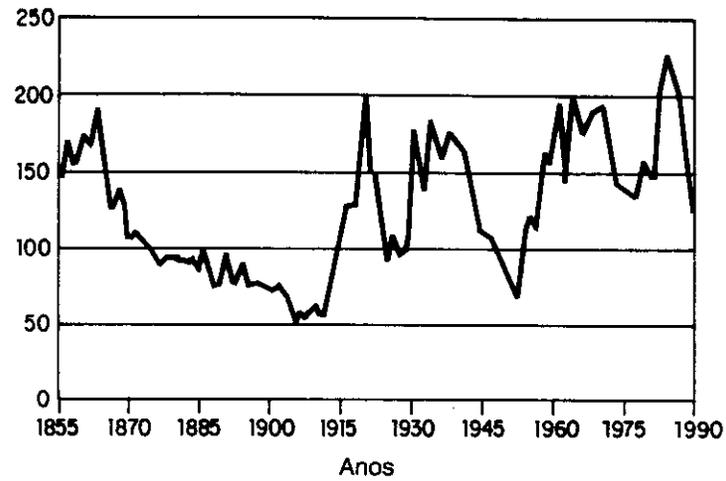
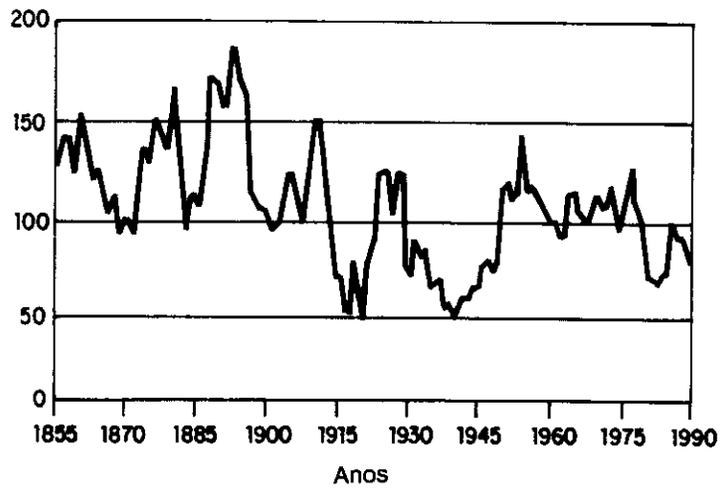


Gráfico 2
Termos de troca
(1929/30 = 100)



apreciação real continuada da taxa de câmbio (crescimento exponencial de -0,006) até por volta de 1906/08, seguida por oscilações.¹⁰

Efetuada-se os testes de raízes unitárias segundo os critérios ADF e os testes Z_t e Z_α de Phillips (1987), foram obtidos os resultados apresentados na Tabela 1 para o logaritmo das variáveis taxa de câmbio (e), preços internos (P) e preços externos (P^*). O teste de ADF foi estimado com $m = 5$, que se mostrou empiricamente como o valor que eliminava a autocorrelação dos resíduos.

Como pode ser observado, $\log(e)$ e $\log(P)$ são integrados de ordem 2, pois as hipóteses nulas de que $\Delta\log(e)$ e $\Delta\log(P)$ sejam estacionários são rejeitadas. Como $\log(P^*)$ é integrada de ordem 1, as três séries não podem ser co-integradas.

TABELA 1

Testes de raízes unitárias para variáveis listadas

Variável	τ	τ_μ	τ_τ	Φ_2	Φ_3	Z_t	Z_α
$\log(e)$	0,23	1,69	2,63	2,42	3,47	8,61	14,97
$\log(P)$	-0,87	0,46	1,88	2,06	2,31	9,82	15,09
$\log(P^*)$	1,60	0,79	-1,17	2,48	2,57	-0,96	-2,67
$\Delta\log(e)$	4,85	4,66	3,95	7,93	10,82	3,31	19,65
$\Delta\log(P)$	4,55	4,58	4,26	7,81	11,03	5,89	28,37
$\Delta\log(P^*)$	-4,01	-4,35	-4,90	8,04	12,05	-7,76	-84,60
$\Delta^2\log(e)$	-5,27	-5,45	-5,92	12,20	18,10	-11,31	-129,22
$\Delta^2\log(P)$	-3,82	-4,02	-4,56	7,60	11,16	-9,61	-119,47
$\log(e/P)$	-0,14	-0,35	-1,60	1,78	1,73	-1,57	7,57
$\Delta\log(e/P)$	-3,93	-4,16	-4,23	6,06	9,02	-9,63	-105,57
Valores críticos							
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

10 Sobre a política cambial do Brasil, ver: para o período 1889/1946, Suzigan (1971); para 1939/52, Malan *et alii* (1977); para 1950/70, Huddle (1972); e, para 1968/91, Zini (1993).

Contudo, pode existir um subconjunto de variáveis que seja integrado de ordem mais baixa. Definindo-se $\log(e/P) = [\log(e) - \log(P)]$, detecta-se que essa variável tem ordem de integração 1. Uma vez que $\log(e/P)$ e $\log(P^*)$ são integrados de ordem 1, pode-se testar se $\alpha'X = 0$, sendo $X = [\log(e/P), \log(P^*)]$ e $\alpha' = (1, -1)$ o vetor de co-integração, o que equivale a testar se os desvios da taxa de câmbio real predita pela equação (1) da PPP absoluta são, na média, zero.

Se as variáveis $\log(e/P)$ e $\log(P^*)$ forem co-integradas e o vetor dos desvios for $I(0)$, isto significa que, sempre que houver algum desvio do equilíbrio, com o tempo, retorna-se à condição da PPP de longo prazo. Ou seja, faz-se um teste para saber se a taxa de câmbio real é estacionária ou não, isto é, se pode ser caracterizada como tendo uma média constante e uma variância finita e constante.

Tendo como finalidade saber se a hipótese da PPP absoluta é válida, realizamos os testes ADF, Zt e $Z\alpha$ para o logaritmo da taxa de câmbio real. A Tabela 2 mostra que estas estatísticas para o $\log(RER)$ não são significativas. Desta forma, rejeita-se H_0 de que $\log(RER)$ seja $I(1)$, isto é, de que seja não-estacionária. Com isto, rejeita-se a hipótese da PPP absoluta, que, se se verificasse, implicaria a existência de uma taxa de câmbio constante no longo prazo (ou de equilíbrio).¹¹

TABELA 2

Testes de raízes unitárias para RER

Variável	τ	τ_μ	τ_τ	Φ_2	Φ_3	Zt	$Z\alpha$
$\log(RER)$	-0,36	-2,66	-3,20	3,49	5,21	-2,73	-13,35
$\Delta\log(RER)$	-4,27	-4,24	-4,24	6,08	9,07	-10,28	-119,93
Valores críticos							
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

11 Um dos pareceristas desta revista sugeriu que, como o trabalho usa dados com ordem de integração distintas $I(1)$ e $I(2)$, deveríamos usar métodos multivariados apropriados para testar outras alternativas de co-integração sob essas condições. Por escassez de tempo e dado que isto estenderia o estudo para outras direções, deixamos este teste para outros trabalhos. Os textos de Johansen (1988 e 1991a) são as referências básicas dos testes de co-integração multivariada. Johansen (1991b) faz uma aplicação dessa metodologia a dados australianos.

Um resultado semelhante foi obtido por Rossi (1991) usando dados mensais sobre a taxa de câmbio real do Brasil de 1980 a 1988. Seu trabalho foi o primeiro a aplicar os testes de raízes unitárias à taxa de câmbio real no Brasil, mas o período testado é razoavelmente pequeno. Esta mesma base de dados foi utilizada por Duarte e Pereira (1991) para testar conjuntamente a PPP e a teoria da paridade da taxa de juros (PTJ) através de um teste de co-integração multivariada, que postula uma função que não chega a estabelecer uma forma específica de dinâmica entre as variáveis e cujo resultado obtido não rejeita conjuntamente a PPP e a PTJ. O estudo, no entanto, tem a grande limitação de ser baseado em um período (1980/88) no qual o Banco Central aplicava como critério explícito a política de minidesvalorizações, isto é, desvalorizar a taxa de câmbio pelo diferencial da inflação externa/interna, além de tentar não permitir desvios significativos da paridade dos juros. Ou seja, o período introduz um viés no sentido de não rejeitar a PPP e a PTJ conjuntamente. Ademais, como se viu na primeira seção, a PPP é uma teoria válida para o longo prazo, e é com dados do longo prazo que precisa ser testada. A literatura é explícita a respeito: Frenkel (1981), Taylor (1988) e Corbae e Ouliaris (1988 e 1990). Entretanto, para testes de longo prazo, não se pode misturar a PPP (que é uma teoria de ajuste da economia e do nível de preços em um período longo) com a PTJ (que é uma teoria de ajuste de fluxos monetários de curto prazo).

A constatação de que $\log(RER)$ apresenta raiz unitária equivale a dizer que a série possui uma tendência temporal estocástica e, portanto, os choques sobre a taxa de câmbio real são persistentes no tempo.¹² No entanto, segundo Cochrane (1988 e 1991), que faz uma crítica bastante válida para esta forma de interpretar os testes de co-integração, a vida econômica é caracterizada por séries que, em condições normais, tendem para algum equilíbrio, ou seja, retornam às suas tendências com o passar do tempo. Portanto, não faz sentido postular que um choque sobre uma variável que apresenta $I(d)$ seja persistente para sempre. Cochrane propõe, então, uma medida de persistência não-paramétrica baseada na variância de diferenças de ordem crescente da série.

Se uma variável aleatória Y_t comportar-se como um passo aleatório, a variância de suas k diferenças cresce linearmente com a diferença k . Caso contrário, se for um processo *trend-stationary*, a variância de suas k diferenças aproxima-se de uma constante. Usa-se, então, a razão V_k para se verificar quão persistente é um choque:

$$V_k = \frac{\text{var}(Y_t - Y_{t-k})}{k \text{var}(Y_t - Y_{t-1})} \quad (13)$$

12 Se a taxa de câmbio real fosse estacionária, os choques externos só afetariam no curto prazo. No longo prazo os valores observados retornariam à tendência determinística. Se a série for não-estacionária (isto é, com tendência temporal estocástica), os choques externos devem levar a desvios persistentes da média dos valores observados anteriormente.

Se a variável Y_t for um passo aleatório, V_k tende a crescer com o tempo; se for estacionária, V_k será uma constante. Não há uma fórmula para determinar o tamanho de k . Valores maiores são preferíveis, embora haja um viés negativo se k for muito grande, resultando em uma subestimação da medida V_k . Para contornar este problema, Cochrane sugere aplicar um fator de correção $[n/(n-k+1)]$ à equação (13), onde n é o tamanho da amostra.

Plotando-se os resultados da medida não-paramétrica de Cochrane sem correção de viés no Gráfico 3 e com correção do viés no Gráfico 4, observa-se que a componente passo aleatório da taxa de câmbio real responde por uma significativa fração da variabilidade total, pois o gráfico mostra que V_k não é uma constante. Contudo, a série tampouco é um puro passo aleatório, o que equivaleria a tender continuamente para valores altos. Assim, a série não divergirá continuamente da tendência após um choque, mas retornará para alguma tendência após algum tempo. Os gráficos mostram, ainda, que a variância somente se estabiliza para intervalos superiores a 20 anos.

A rejeição da PPP absoluta deixa uma lacuna quanto aos determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real. Vimos, com a equação (11), que se pode postular a existência de uma relação entre a taxa de câmbio real e os termos de troca.

Os testes de raízes unitárias foram, então, aplicados para o logaritmo dos termos de troca, e os resultados estão na Tabela 3. Observa-se que $\log(TT)$ é $I(1)$, pois somente para $\Delta \log(TT)$ rejeita-se inequivocamente H_0 ao nível de 2,5%. Como

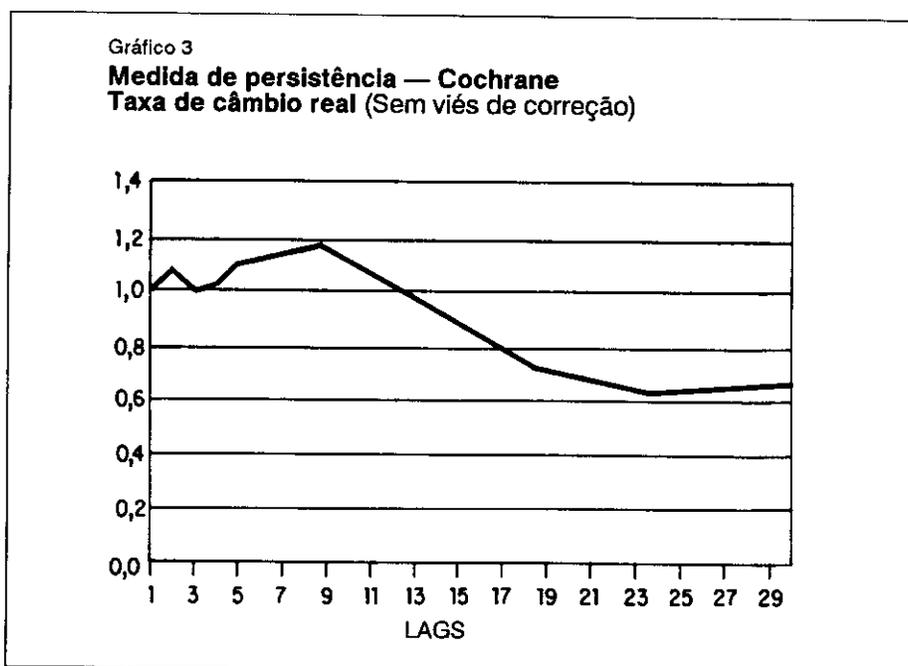


Gráfico 4
Medida de persistência — Cochrane
Taxa de câmbio real (Com viés de correção)

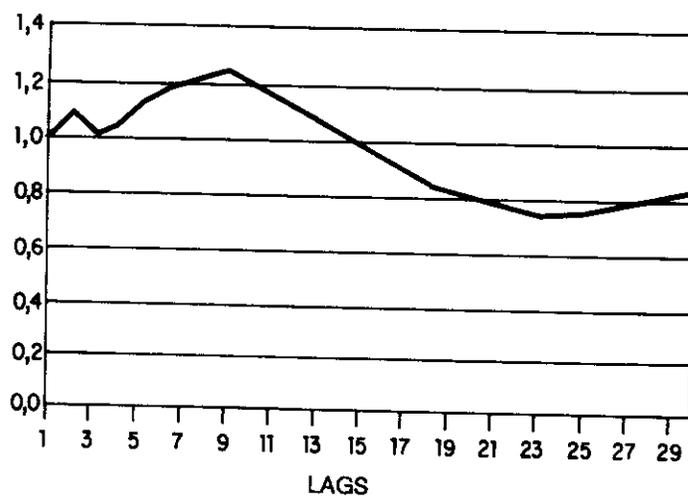


TABELA 3

Testes de raízes unitárias para TT

Variável	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	Φ_2	Φ_3	Z_t	Z_{α}
$\log(TT)$	-0,58	-3,34	-3,78	4,85	7,18	-3,64	-11,40
$\Delta\log(TT)$	-5,18	-5,18	-5,16	8,88	13,32	-25,14	-124,70
Valores críticos							
5,0%	-1,95	-2,89	-3,45	4,88	6,49	-2,89	-13,7
2,5%	-2,24	-3,17	-3,73	5,59	7,44	-3,17	-16,3

$\log(RER)$ e $\log(TT)$ são $I(1)$, pode-se testar se são co-integrados, estimando-se a regressão de co-integração (14) e testando se os erros estimados são integrados de ordem zero:

$$\log(RER)_t = \alpha + \beta \log(TT)_t + e_t \quad (14)$$

O teste de co-integração foi feito com duas estatísticas diferentes: a estatística CRDW, proposta por Sargan e Bhargava (1983), consiste no teste de Durbin-Watson sobre os erros da regressão de co-integração e resultou no valor de 0,16, que rejeita a hipótese de co-integração com 5% de significância; e, em seguida, aplicou-se também o teste CRADE, que consiste em testar o t -estatístico do coeficiente de \hat{e}_{t-1} da seguinte regressão:

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde \hat{e}_t são os erros estimados, ε_t é um ruído branco e $m = 2$.

Os resultados deste teste (valores na Tabela 4) não rejeitam a hipótese nula (de não-co-integração) para o nível das variáveis ao nível de 5%. No entanto, devemos observar que a equação (11) relaciona a taxa de variação dos termos de troca com os da taxa de câmbio real. Deve-se, então, testar se as variações de $R\hat{E}R$ e de TT possuem raízes unitárias. Os resultados do teste estão na Tabela 5.

Rejeita-se a hipótese de raízes unitárias para a variação percentual de RER e de TT ; pode-se, portanto, estimar uma regressão dessas duas variáveis pelo método tradicional. Os resultados estão reportados abaixo:

$$R\hat{E}R = 0,0085 - 0,216 \hat{TT}_t^* \quad R^2 = 6,6\% ; DW = 1,84 \quad (16)$$

(0,0706)

$$R\hat{E}R = 0,011 - 0,224 \hat{TT}_t^* - 0,141 \hat{TT}_{t-1}^* - 0,084 \hat{TT}_{t-2} - 0,090 \hat{TT}_{t-3} -$$

(0,073) (0,072) (0,073) (0,073)

$$- 0,0364 \hat{TT}_{t-4} + 0,0630 \hat{TT}_{t-5} \quad R^2 = 12,1\% ; DW = 1,87 \quad (17)$$

(0,072) (0,073)

O coeficiente da taxa de variação dos termos de troca é significativo, mostra o sinal negativo que é comumente esperado nesta relação e a regressão não indica autocorrelação dos resíduos. Um asterisco após a variável indica que a mesma é significativa em nível de 5% (os valores entre parênteses são os erros-padrão de cada coeficiente). Utilizando um número maior de defasagens, o poder explicativo

TABELA 4

Estatística CRADF para $\hat{\epsilon}_t$

Variável	τ	Z_t	Z_α
$\hat{\epsilon}_t$	-2,58	-2,57	-11,56
Valor crítico	-3,17	-2,89	-13,7

TABELA 5

Testes de raízes unitárias para $R\hat{E}R$ e $\hat{T}T$

Variável	τ_μ	τ_τ	Z_t
$R\hat{E}R$	-5,08	-5,05	-11,57
$\hat{T}T$	-4,14	-4,15	-10,21
Valores críticos			
5,0%	-2,89	-3,45	-2,89
2,5%	-3,17	-3,73	-3,17

melhora e o coeficiente da variável explicativa com uma defasagem também é significativo. No entanto, o baixo poder explicativo dessas duas regressões sugere que ambas estão insuficientemente especificadas. Este resultado não pode ser considerado surpreendente, pois há outras variáveis, como a taxa de crescimento da renda, diferenças nos fluxos de entrada e saída de capital e mudanças nas políticas tarifária e de comércio exterior, que afetam a taxa de câmbio real.¹³ A conclusão que nos parece apropriada é que a relação predita pela equação (11) é significativa e tem algum apoio empírico, embora explique apenas uma pequena parte das variações da taxa de câmbio real no tempo. Assim, serão necessárias outras pesquisas empíricas na área, explorando pontos como definições alternativas da taxa de

13 Estimamos mais algumas regressões que deixamos de reportar, incluindo variáveis como a razão importações/exportações como *proxy* para os fluxos de capitais, mas o poder explicativo estimado não aumentou significativamente.

câmbio real e de algumas das variáveis reais mencionadas, para se ter conclusões mais definitivas.

5 - Conclusões

Este artigo discutiu, em primeiro lugar, a validade da hipótese da PPP como explicação para a taxa de câmbio real no longo prazo e, em segundo, propôs um modelo e testou a hipótese de que as variações da taxa de câmbio real se ajustam no tempo a mudanças nos termos de troca do país. Os resultados dos testes aqui reportados não aceitam a validade da PPP absoluta. A medida de persistência da variância de Cochrane mostra que choques na taxa de câmbio real possuem longa duração, ou seja, devem ser explicados por outros fatores. Porém, essa persistência tende para uma constante após 20 anos, indicando uma nova estabilidade a partir de então. As regressões da variação da taxa de câmbio real contra a variação dos termos de troca, embora com baixo R^2 , mostram algum poder explicativo. Esses resultados vão na mesma direção da conclusão geral exposta em Zini (1988b) de que as políticas cambiais baseadas fortemente na PPP, tal como a política cambial brasileira dos anos 70, terminam por ignorar a necessidade de ajustar a taxa de câmbio real do país após um choque externo. Como conclusão, fica reforçada a idéia de que as mudanças nos termos de troca necessitam ser consideradas nas políticas cambiais dos países em desenvolvimento em complementação a outros critérios tais como o da PPP. Para os propósitos de política de curto prazo, no entanto, o critério da PPP *relativa* permanece um expediente conveniente para se evitarem atrasos na paridade real da moeda devido à inflação. Mas os inconvenientes dessa indexação sobre a própria inflação é algo que merece ser lembrado.

Apêndice - Definições e fontes de dados

- e = Taxa de câmbio nominal média do ano: réis\$/libra de 1855 a 1930 e Cr\$/dólar de 1929 a 1990; 1855/1901: Suzigan (1986, p.379-383); 1901/70: Malan *et alii* (1977, p.382-383); 1970/90: *International Financial Statistics*.
- P = Preço doméstico: índice de custo de vida de 1855 a 1912 e deflator do PIB de 1912 a 1990; 1855/1901: Suzigan (1986, p.379-383); 1901/70: Malan *et alii* (1977, p.382-383); 1970/90: *Indicadores do IBGE* (maio 1991).
- P^* = Preço externo: índice de preço por atacado da Grã-Bretanha de 1855 a 1930 e deflator do PIB dos Estados Unidos de 1920 a 1990; 1855/1901: Board of Trade Index, em Mitchell, *Abstract of international historical statistics*, p.737-741, 1975; 1929/70: U.S. Dept. of Commerce, *Historical statistics of the United States*, p.197, 1975; 1970/86: U.S. Dept. of Commerce, *Statistical abstract of the United States*, p.456, 1987; 1985/90: OECD, *Main economic indicators*.

RER = Taxa de câmbio real ($RER = eP^*/P$); uma elevação do índice representa uma depreciação real e vice-versa.

TT = Termos de troca: índice do valor unitário das exportações sobre índice do valor unitário das importações (em dólares); 1855/1975: Gonçalves e Barros (1982, p.125); 1975/90: *Relatório Anual do Banco Central, 1990*, Brasília, Bacen, 1991.

Brasil: taxa de câmbio real e termos de troca

(Base: 1929/31=100)

Ano	Taxa de câmbio	<i>P</i>	<i>P*</i>	<i>RER</i>	<i>TT</i>	<i>Im/Ex</i>
1855	20,56	11,66	89,19	157,24	121,84	93,91
1856	20,56	12,57	89,19	145,89	137,15	98,25
1857	21,30	11,66	92,71	169,31	141,30	109,32
1858	22,18	11,66	80,34	152,78	141,30	135,40
1859	22,63	12,18	83,01	154,26	123,52	119,19
1860	21,95	11,75	87,37	163,36	153,56	100,06
1861	22,18	11,14	86,52	172,20	146,74	100,45
1862	21,54	11,53	89,19	166,63	129,84	91,55
1863	20,80	10,06	90,95	188,02	119,37	80,96
1864	21,19	11,79	92,71	166,62	125,69	95,80
1865	22,67	14,29	89,19	141,44	113,74	93,40
1866	23,37	16,24	90,04	129,59	103,66	87,72
1867	25,27	17,75	88,28	125,70	103,66	91,62
1868	33,37	21,03	87,37	138,62	113,04	75,87
1869	30,13	19,69	86,52	132,38	91,50	82,24
1870	25,70	20,86	84,77	104,42	99,01	85,39
1871	23,58	19,61	88,28	106,18	100,59	96,67
1872	22,67	19,56	94,53	109,53	93,18	78,82
1873	21,72	20,30	98,89	105,81	123,02	73,76
1874	22,00	20,50	95,64	103,88	137,25	80,55
1875	20,84	19,18	91,41	99,33	128,46	80,36

(continua)

Ano	Taxa de câmbio	<i>P</i>	<i>P*</i>	<i>RER</i>	<i>TT</i>	<i>Im/Ex</i>
1876	22,39	21,38	89,26	93,47	152,87	93,77
1877	23,09	24,53	91,41	86,04	145,26	80,22
1878	24,71	23,45	85,35	89,93	136,17	87,75
1879	26,54	23,19	81,38	93,13	134,98	80,13
1880	25,66	23,15	83,98	93,10	165,81	78,09
1881	25,87	23,67	82,42	90,10	148,91	77,79
1882	26,79	24,57	83,14	90,62	119,57	86,85
1883	26,29	24,44	81,97	88,17	94,86	96,57
1884	27,42	21,90	74,28	93,02	113,54	93,30
1885	30,48	25,26	69,66	84,05	113,64	78,86
1886	30,34	20,30	65,76	98,29	106,62	101,30
1887	25,27	19,39	64,32	83,83	123,02	78,63
1888	22,46	18,27	66,28	81,47	172,43	90,84
1889	21,44	20,13	67,32	71,70	169,27	84,06
1890	25,13	21,64	67,25	78,12	164,62	91,04
1891	38,05	27,64	69,60	95,81	155,14	94,21
1892	47,13	39,65	65,82	78,25	157,51	85,25
1893	48,93	42,32	64,71	74,81	188,14	81,90
1894	56,18	40,98	60,87	83,44	171,74	89,03
1895	57,06	38,78	59,05	86,88	165,61	89,65
1896	62,56	49,67	57,42	72,36	144,86	98,40
1897	73,46	58,86	58,66	73,20	113,54	88,82
1898	78,88	62,15	60,68	77,02	108,79	94,07
1899	76,24	60,94	60,03	75,10	105,43	88,33
1900	59,70	52,86	65,10	73,52	106,62	64,56
1901	49,49	43,40	62,96	71,78	95,85	52,62
1902	47,48	40,08	62,76	74,36	95,65	63,89
1903	47,24	40,81	63,09	73,02	98,52	65,72
1904	46,29	43,32	63,93	68,32	120,36	65,72

(continua)

Ano	Taxa de câmbio	<i>P</i>	<i>P*</i>	<i>RER</i>	<i>TT</i>	<i>Im/Ex</i>
1905	35,66	38,78	63,54	58,42	124,80	66,82
1906	34,95	47,29	65,63	48,50	113,93	62,58
1907	37,31	44,83	69,01	57,44	102,67	74,81
1908	37,31	45,91	67,06	54,50	98,62	80,38
1909	37,31	43,62	67,77	57,97	124,80	58,28
1910	34,95	40,51	70,83	61,12	150,00	75,88
1911	35,20	45,13	71,22	55,55	148,22	79,03
1912	35,20	48,72	74,80	54,05	148,52	84,96
1913	35,20	43,19	75,85	61,82	111,26	102,62
1914	38,26	37,49	76,30	77,88	93,87	75,79
1915	45,12	42,32	93,68	99,89	71,64	56,14
1916	47,03	51,61	121,42	110,64	69,27	71,50
1917	44,42	55,93	158,20	125,65	52,87	70,62
1918	43,72	60,38	174,54	126,38	51,48	86,35
1919	42,77	65,64	193,03	125,76	79,35	61,22
1920	51,74	78,30	240,10	158,67	58,70	107,31
1921	85,53	66,21	154,10	199,09	48,42	101,37
1922	85,99	72,47	124,09	147,24	79,84	71,12
1923	111,26	94,36	124,15	146,39	89,82	69,19
1924	102,75	104,60	129,88	127,58	123,91	72,06
1925	92,57	123,52	124,28	93,15	124,90	82,08
1926	78,63	101,62	115,69	89,52	122,63	84,75
1927	95,88	99,24	110,61	106,86	103,06	89,79
1928	95,18	110,90	109,64	94,09	126,09	93,06
1929	95,88	106,59	106,64	95,93	123,32	91,38
1930	104,13	93,41	98,70	110,02	76,68	81,55
1931	161,96	83,15	89,69	174,69	70,75	58,04
1932	159,57	84,67	80,48	151,68	90,02	59,36
1933	143,70	82,72	78,68	136,67	80,83	78,60
1934	166,52	88,01	84,48	159,85	85,97	72,27

(continua)

Ano	Taxa de câmbio	<i>P</i>	<i>P*</i>	<i>RER</i>	<i>TT</i>	<i>Im/Ex</i>
1935	196,96	92,44	85,29	181,71	65,12	83,09
1936	186,09	93,84	85,49	169,51	68,08	76,96
1937	181,09	102,70	89,09	157,09	69,27	95,48
1938	199,35	106,05	87,89	165,21	53,95	99,92
1939	217,39	107,99	86,49	174,10	56,13	85,26
1940	223,91	115,55	87,89	170,31	49,51	93,16
1941	223,04	127,43	94,49	165,40	52,57	76,26
1942	222,17	147,95	106,11	159,34	61,96	59,60
1943	221,96	171,71	113,71	146,99	58,99	67,88
1944	221,52	207,34	116,52	124,48	65,51	72,17
1945	220,65	238,66	119,52	110,50	67,29	68,55
1946	219,57	273,22	133,53	107,31	77,77	68,32
1947	211,74	298,06	149,35	106,10	80,43	105,64
1948	211,74	327,21	159,36	103,12	74,21	95,00
1949	211,74	362,85	158,36	92,41	79,35	100,64
1950	211,74	403,89	160,56	84,17	112,06	80,07
1951	211,74	451,40	171,37	80,38	119,96	112,32
1952	212,17	510,80	175,18	72,76	110,28	139,77
1953	215,65	588,55	176,78	64,77	113,74	85,71
1954	382,61	714,90	179,38	96,00	143,97	104,61
1955	521,30	834,77	181,98	113,65	116,21	91,85
1956	656,30	1.029,16	188,19	120,01	117,19	83,27
1957	656,74	1.164,15	195,20	110,12	115,22	106,97
1958	863,70	1.294,82	200,20	133,54	111,46	108,85
1959	1.326,74	1.672,79	203,40	161,33	107,31	107,18
1960	1.556,30	2.112,31	206,81	152,37	100,89	115,21
1961	2.318,70	2.816,41	209,41	172,40	100,49	104,06
1962	3.923,70	4.359,61	211,81	190,63	94,07	121,50
1963	5.080,43	7.759,18	214,61	140,52	93,08	105,76
1964	11.126,09	14.568,03	217,82	166,35	113,93	88,32

(continua)

Ano	Taxa de câmbio	<i>P</i>	<i>P*</i>	<i>RER</i>	<i>TT</i>	<i>Im/Ex</i>
1965	19.906,52	22.645,79	222,02	195,17	115,22	68,71
1966	24.680,43	31.436,29	228,03	179,02	106,03	85,93
1967	29.108,70	39.924,41	235,44	171,65	103,56	100,79
1968	36.217,39	51.025,92	244,84	173,79	98,52	113,34
1969	44.858,70	62.386,61	256,66	184,55	103,26	98,01
1970	51.217	74.730	270,67	185,51	113,44	104,02
1971	59.028	89.093	286,09	189,55	106,03	127,44
1972	66.170	106.787	299,70	185,71	107,02	119,84
1973	68.402	138.427	318,92	157,59	118,77	112,91
1974	75.765	186.305	347,95	141,50	98,91	178,19
1975	90.717	249.586	382,18	138,91	96,37	156,77
1976	119.061	352.418	406,61	137,37	107,79	134,51
1977	157.780	512.286	433,63	133,55	126,81	109,15
1978	201.635	708.166	465,27	132,48	109,05	118,92
1979	300.717	1.093.056	506,51	139,35	100,18	129,91
1980	588.194	2.081.616	552,35	156,08	82,43	123,99
1981	1.039.108	4.329.760	605,23	145,25	69,74	103,37
1982	2.003.055	8.888.499	643,81	145,08	68,48	104,43
1983	6.438.745	21.461.457	668,82	200,66	67,21	76,72
1984	20.620.709	66.382.721	695,26	215,97	73,75	56,22
1985	69.180.909	220.214.114	714,55	224,48	73,55	55,90
1986	152.421.164	542.427.393	733,85	206,21	98,91	69,61
1987	437.736.624	1.649.555.465	758,14	201,18	90,03	63,23
1988	2.927.691.444	12.339.067.889	781,01	185,31	91,30	47,52
1989	31.621.477.771	175.584.936.054	813,16	146,44	82,43	58,22
1990	764.337.464.475	5.177.824.179.311	846,75	125,00	77,35	71,25

OBS.: *P* é o índice de preços doméstico, *P** é o índice externo, *RER* é a taxa de câmbio real, *TT* são os termos de troca e *Im/Ex* é a razão entre o valor das importações e o das exportações.

Abstract

The debate about the fundamental factors that determine the exchange rate is still unsettled in economic theory. The purchasing power parity (PPP) is a theory of the long-term determinants of the real exchange rate. Other less structured views centering on real factors such as the terms of trade are also known. This paper applies unit root and cointegration tests on Brazilian data from 1855 to 1990 to test two hypothesis: if PPP explains the observed secular behavior of the real exchange rate in Brazil and if changes in the terms of trade influence the real exchange rate. Tests of unit root reject the hypothesis of absolute PPP, indicating the need to search for other factors such as changes in the terms of trade to explain changes in the real exchange over the long-run.

Bibliografia

- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v.72, n.5, p.584-596, 1964.
- BHARGAVA, A. On the theory of testing for unit roots in observed time series. *Review of Economic Studies*, v.53, p.369-384, 1986.
- COCHRANE, J. How big is the Random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, v.96, p.893-920, 1988.
- . A critique of the application of unit root tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.15, p.275-284, 1991.
- CORBAC, D., OULIARIS, S. Cointegration and tests of purchasing power parity. *The Review of Economics and Statistics*, v.70, p.508-511, 1988.
- . A test of long-run purchasing power parity allowing for structural breaks. *Economic Record*, p.26-33, Mar. 1990.
- DEVARAJAN, S., LEWIS, J., ROBINSON, S. External shocks, purchasing power parity and the equilibrium real exchange rate. *The World Bank Economic Review*, v.7, n.1, p.45-63, 1993.
- DÍAZ-ALEJANDRO, C. Some historical vicissitudes of open economies in Latin America. In: COOPER, R. et alii (eds.). *The international monetary system under flexible exchange rate*. New York: Ballinger, 1982.
- DICKEY, D., FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1.057-1.072, 1981.
- DOLADO, J., JENKINSON, T., SOSVILLA-RIVERO, S. *Journal of Economic Surveys*, v.4, n.3, p.249-273, 1990.
- DORNBUSCH, R. Tariffs and nontraded goods. *Journal of International Economics*, v.4, n.2, p.177-185, 1974.

- DUARTE, A. R., PEREIRA, P. V. Paridade do poder de compra e paridade de taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. In: *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Curitiba: SBE, 1991.
- EDWARDS, S. *Real exchange rate misalignment in developing countries: analytical and empirical evidence*. Washington: World Bank, 1985 (CPD Discussion Paper, 1985-43). [Reproduzido no livro do autor: *Exchange rate misalignment in developing countries*. Washington, D.C: The World Bank, 1988].
- . *Tariffs, terms of trade and the real exchange rate in an intertemporal model of the current account*. 1987 (NBER Working Paper, 2.175).
- . *Real exchange rates, devaluation and adjustment*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1988a.
- . *Temporary terms of trade disturbances, the real exchange rate and the current account*. 1988b (NBER Working Paper, 2.629).
- EDWARDS, S., WIJNBERGEN, S. van. Tariffs, the real exchange rate and the terms of trade: on two popular propositions in international economics. *Oxford Economic Paper*, v.39, n.3, p.458-464, 1987.
- ENGLE, R., GRANGER, C.W. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, n.2, p.251-276, 1987.
- ENGLE, R., YOO, B. S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, v.35, p.143-159, 1987.
- FRENKEL, J. The collapse of purchasing power parities during the 1970's. *European Economic Review*, v.16, p.145-165, 1981.
- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley, 1976.
- GONÇALVES, R., BARROS, A. de. Tendências dos termos de troca: tese de Prebisch e economia brasileira: 1850/1979. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.12, n.1, p.109-132, 1982.
- HUDDLE, D. O sistema brasileiro de taxas cambiais flutuantes: sua equidade distributiva, suas relações com a inflação e sua eficiência. *Revista Brasileira de Economia*, v.26, n.4, p.149-168, 1972.
- IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 1987.
- ISARD, P. How far can we push the law of one price? *American Economic Review*, v.34, n.1, p.1-28, 1977.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, p.231-254, 1988.
- . Estimation and hypothesis testing of cointegration in Gaussian VAR's. *Econometrica*, 1991a.
- . *An I(2) cointegration analysis of the purchasing power parity between Australia and the United States*. Canberra: Australian National University, 1991b, mimeo (Working Paper, 231).

- KRUGMAN, P. Purchasing power parity and exchange rates: another look at the evidence. *Journal of International Economics*, v.8, n.3, p.397-407, 1978.
- LUDWIG, A. *Brazil: a handbook of historical statistics*. Boston: G.K. Hall, 1985.
- MALAN, P. et alii. *Política econômica externa e industrialização no Brasil (1939/52)*. Rio de Janeiro: IPEA, 1977 (Coleção Relatórios de Pesquisa, 36).
- NELSON, C., PLOSSER, C. Trends and Random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v.10, p.132-162, 1982.
- OFFICER, L. The purchasing power parity theory of exchange rates: a review article. *IMF Staff Papers*, v.23, n.1, p.1-60, 1976.
- PERRON, P. Trends and Random walks in macroeconomic time series. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v.12, n.2/3, p.297-332, 1988.
- PHILLIPS, P. Time series regression with unit roots. *Econometrica*, v.55, n.2, p.277-302, 1987.
- PHILLIPS, P., PERRON, P. Testing for a unit root in time series. *Biometrika*, v.75, p.335-346, 1988.
- RAZIN, A., SVENSSON, L. Trade taxes and the current account. *Economic Letters*, v.13, n.1, p.55-57, 1983.
- ROSSI, J. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.21, n.2, p.397-412, 1991.
- SAID, S., DICKEY, D. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, p.599-607, 1984.
- SARGAN, J., BHARGAVA, A. Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian Random walk. *Econometrica*, v.55, n.1, p.153-174, 1983.
- SUZIGAN, W. A política cambial brasileira, 1889-1946. *Revista Brasileira de Economia*, v.25, n.3, p.93-111, 1971.
- . *Indústria brasileira: origem e desenvolvimento*. São Paulo: Brasiliense, 1986.
- TAYLOR, M. P. An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, v.20, p.1.369-1.380, 1988.
- ZINI Jr., ÁLVARO, A. Termos de troca e taxa de câmbio real no longo prazo. *Anais do X Encontro Brasileiro de Econometria*. Belo Horizonte: Sociedade Brasileira de Econometria, 1988a.
- . *Exchange rate and stabilization policies in Brazil*. Cornell University, 1988b (Ph.D. Thesis).
- . *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1993.

(Originais recebidos em julho de 1992. Revistos em julho de 1993.)