

Há Realmente uma Tendência a Deterioração dos Termos de Troca? Uma Análise dos Dados Brasileiros

Emerson Fernandes Marçal

*Professor do Instituto de Economia da UNICAMP e da
Universidade Presbiteriana Mackenzie, SP, Brasil*

Resumo

A hipótese de Prebisch-Singer é avaliada com base nas técnicas econométricas modernas de séries de tempo. Com base em procedimentos multivariados de cointegração, a hipótese é testada e rejeitada para o Brasil. A conclusão obtida a partir dos testes realizados neste trabalho é que a série termos de troca brasileira é estacionária em torno de um determinado patamar constante, ou seja, não há evidência favorável a uma tendência secular a queda dos termos de troca. A amostra utilizada é secular (1850-2001).

Palavras-chave: Hipótese Prebisch-Singer, Cointegração, Termos de Troca, Raiz Unitária

Classificação JEL: F40

Abstract

The Prebisch-Singer hypothesis of a secular decline in terms of trade is tested using modern time series econometric techniques. Using a multivariate cointegration test, the Prebisch-Singer hypothesis for Brazil is rejected. The period covered by the sample is 1850-2001. The evidence shows that Brazilian terms of trade is stationary around a constant level. There is no evidence favourable to a secular trend of decline in Brazilian terms of trade.

* Recebido em abril de 2005, aprovado em novembro de 2005.
E-mail address: efmarcal@gmail.com.

1. Introdução

Um debate intenso sobre a existência ou não de uma tendência a deterioração dos termos de troca que afetaria basicamente os países em desenvolvimento (ou periféricos) foi intensamente travado durante o processo de industrialização brasileiro e da América Latina. Os países periféricos exportariam bens essencialmente agrícolas e importariam bens industrializados. A alta elasticidade-renda da demanda dos últimos e a baixa elasticidade-renda dos primeiros fariam com que, para manter o equilíbrio externo nos países periféricos, os termos de troca tenham de cair ao longo do tempo. Levada ao limite tal hipótese previa que os países não desenvolvidos (ou periféricos) teriam de vencer obstáculos quase que intransponíveis para realizar um processo de industrialização e desenvolvimento vitorioso. Tal argumentação serviu de justificativa teórica para os processos de industrialização por substituição de importação realizado em muitos países da América Latina.

A hipótese de Prebisch (1950) e Singer (1950) teve uma grande influência e foi muito popular no debate sobre a industrialização no Brasil. O país adotou durante grande parte do século XX uma estratégia de industrialização por substituição de importações e um modelo de desenvolvimento cuja integração do país aos fluxos de comércio internacional via vantagens comparativas não era vista como prioridade. Após a estagnação econômica dos anos oitenta e do processo de redemocratização, o país passou por um processo de abertura econômica e financeira tendo o modelo anterior de desenvolvimento sido progressivamente abandonado em favor de estratégias mais pró-mercado.

Apesar de tamanha influência que tal hipótese teve no debate sobre o desenvolvimento e industrialização brasileiro, poucos estudos foram realizados para avaliar a validade empírica de tal proposição. O objetivo deste trabalho é realizar um teste da hipótese de Prebisch-Singer para dados brasileiros. O trabalho é dividido nas seguintes seções. Na primeira seção a hipótese de Prebisch-Singer é detalhada e discute-se como tal hipótese pode ser transformada numa hipótese testável a partir da metodologia de cointegração. Em seguida, a metodologia econométrica a ser utilizada é detalhada. Os resultados dos testes realizados neste trabalho são então apresentados e comparados com outros resultados da literatura. Por fim, as conclusões principais são apresentadas.

2. A hipótese de Prebisch-Singer

A hipótese de Prebisch e Singer (P-S) remete aos trabalhos de Prebisch (1950) e Singer (1950) desenvolvidos independentemente pelos autores. O argumento básico dos autores sugere que os benefícios do comércio internacional ficariam concentrados nos países centrais por conta da estrutura do comércio existente entre centro-periferia (países desenvolvidos e em desenvolvimento). As razões para isto residem no diferencial entre produtividade nos setores industrial e agrícola;

na diferença de elasticidade entre os bens industriais e agrícolas e; nas diferentes pautas comerciais dos países desenvolvidos e em desenvolvimento.

As conclusões em termos de política econômica são fortes. Os países em desenvolvimento deveriam tentar evitar participar dos fluxos de comércio internacional e procurar se capacitar na produção de produtos industrializados. A estratégia de industrialização por substituição de importação é uma decorrência. Apesar de tais conclusões em termos política econômica, poucos estudos foram realizados para tentar avaliar a validade empírica de tão forte proposição.

Na tentativa de realizar um teste da hipótese P-S, alguns trabalhos interpretaram a tendência à deterioração dos termos de troca como sendo a existência de uma tendência determinista temporal possível de ser estimada a partir de uma análise de regressão. Nesta versão, a hipótese deterioração dos termos de troca é dada pela equação abaixo:

$$TT_t = \left(P_x / P_m \right)_t = e^{a+bt+\epsilon_t} \quad (1)$$

na qual TT representa o índice de termos de troca; P_x e P_m representam os preços dos produtos exportados e importados por um país; a e b são parâmetros e; ϵ é um termo aleatório com média zero e variância finita. A existência de deterioração dos termos de troca exige que $b < 0$.

Utilizando uma transformação logarítmica, têm-se:

$$p_{xt} - p_{mt} = \ln(TT)_t = \ln P_{xt} - \ln P_{mt} = a + bt + \epsilon_t \quad (2)$$

Uma outra forma de formular a hipótese P-S pode ser construída a partir do estudo das propriedades estatísticas das séries em termos de ordem de integração. Suponha que as séries p_{xt} e p_{mt} sejam integradas de ordem (1) ou superior e que a seguinte e única relação de cointegração seja válida:

$$\phi(L)(p_{xt} - ap_{mt}) = \theta(L)\xi_t \quad (3)$$

nas quais $\phi(L)$ e $\theta(L)$ são polinômios cujas raízes estão dentro do círculo unitário, e que $[1 - a]$ é o vetor de cointegração.

A partir da eq. 3, pode-se obter:

$$p_{xt} - p_{mt} = (a - 1)p_{mt} + \phi(L)^{-1}\theta(L)\xi_t \quad (4)$$

Caso $a < 1$ e se a variável p_{mt} for um passeio aleatório com drift, tem-se que há uma tendência de crescimento nesta série, então a série de termos de troca terá uma tendência de queda. Esta é uma nova forma de interpretar a hipótese de P-S e foi formulada originalmente em von Hagen (1989). Caso $a = 1$, então a série de termos de troca é estacionária. Desta forma, é possível testar a hipótese P-S avaliando se há cointegração entre as séries p_{xt} e p_{mt} e realizando teste de hipótese sobre os componentes do vetor de cointegração a partir da estrutura sugerida na eq. 4.

2.1. *Cointegração e a hipótese de Prebisch-Singer*

Com base na discussão da seção anterior, apresenta-se agora como montar uma estratégia de teste da proposição de P-S. Utilizando o arcabouço de cointegração multivariado desenvolvido por Johansen (1988, 1992a) e Johansen (1996), Juselius (1995) e Johansen e Juselius (1992), pode-se obter, em linhas gerais, 4 resultados:

Caso 1: Se houver evidência de que a série termos de troca é estacionária em torno de uma tendência linear com os sinais apropriados (negativo para a tendência determinista), então é possível optar pela validade da hipótese de Prebisch-Singer (ver eq. 2);

Caso 2: Se não houver evidência de cointegração entre os preços dos bens exportados e importados, logo a série de termos de troca é integrada de ordem 1. Então choques sobre as variáveis gerarão efeitos permanentes na série termos de troca. Tal conclusão é incompatível com a hipótese Prebisch-Singer, mas tem importantes considerações em termos de política econômica na medida em que choques sobre os termos de troca terão caráter permanente;

Caso 3: Se houver evidência de cointegração entre preços dos bens exportados e importados com os coeficientes do vetor de cointegração sendo proporcionais e; sem a presença de uma tendência linear, então isto implica na rejeição da hipótese de Prebisch-Singer;

Caso 4: Por fim se houver evidência de cointegração entre preços dos bens exportados e importados e rejeição da hipótese de proporcionalidade no vetor de cointegração em favor de $a < 1$ na eq. 4; ausência de uma tendência linear e; algumas das séries forem um passeio aleatório com drift. Então isto implica em evidência favorável à hipótese de Prebisch-Singer.

3. Metodologia Econométrica

Esta seção do artigo é dividida em 3 partes. Na primeira apresenta-se os testes de cointegração de Johansen para processos $I(1)$ e $I(2)$. Na segunda parte, discute-se como testar hipóteses sobre os vetores de cointegração. Na terceira parte, discute-se o papel que as séries deterministas têm nos testes de cointegração.

3.1. *Testes de raiz unitária e análise de cointegração*

Neste artigo optou-se pela utilização de procedimentos multivariados para testar a hipótese P-S. A escolha deve-se ao fato da hipótese P-S na forma como formulada neste artigo exige que sejam pesquisados 3 fatos:

- I) a existência de cointegração entre preços das exportações e importações;
- II) se a série termos de troca pode ser interpretada como sendo o vetor de cointegração e;
- III) o papel dos termos deterministas – constante e tendência no processo gerador dos dados. A partir do teste de cointegração de Johansen tais fatos podem ser

analisados com relativa facilidade.

Além disto, procedimentos multivariados são preferíveis em muitos casos pois não implicam a imposição *a priori* de restrições que podem ser potencialmente falsas sobre os dados. Os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF – (Dickey e Fuller 1981)), Haza e Fuller (1979) e Dickey e Pantula (1987) são casos particulares dos procedimentos a serem adotados e em geral apresentam resultados piores que os procedimentos multivariados. Na parte que se segue, apresentam-se os testes de cointegração desenvolvidos por Johansen para variáveis I(1) e a extensão para processos I(2). A razão para utilização de testes que avaliam a existência ou não de processos cuja ordem de integração é superior a 1 deve-se aos modelos estimados conterem variáveis nominais (o nível de preços dos produtos exportados e importados). Desta forma é preciso certificar-se que os sistemas não possuem variáveis integradas de ordem 2. Na seção apresenta-se a análise multivariada de co-integração para variáveis I(1) e; as alterações necessárias para a análise de processos I(2).

3.1.1. Análise multivariada de cointegração: O modelo com variáveis I(1)

Suponha o seguinte VAR irrestrito dado por:

$$\mathbf{X}_t = \Pi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{X}_{t-k} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (5)$$

na qual ε_t é um vetor de erros gaussianos com média zero e variância Ω , e D_t representa todas as variáveis deterministas do modelo (constante, tendência, *dummies* 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 $A(L)$ 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. Reparametrizando-se a eq. 5 pode-se chegar a:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_t + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k-1} + \Phi D_t + \pi \mathbf{X}_{t-1} + \epsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (6)$$

na qual $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ para $i = 1, 2, \dots, k-1$ e $\pi = -[\mathbf{I} - \Pi_1 + \dots + \Pi_k] = -\mathbf{A}(1)$;

Na eq. 6 a dinâmica de curto prazo está representada pelas matrizes $\Gamma_i (i = 1, \dots, k)$, 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. Johansen e Juselius (1992) e Johansen (1996) sugerem o seguinte procedimento para estimar por verossimilhança a matriz π .

Duas estatísticas de testes são propostas para avaliar o posto da referida matriz:

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

$$\xi_r = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

Também pode-se calcular tais estatísticas corrigidas pelo número de parâmetros:

$$\eta_p = -(T - kp) \sum_{i=n+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

$$\xi_p = -(T - kp) \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

Os autores derivam as distribuições assintóticas destas estatísticas tabulando os valores para os seguintes casos:

- modelo sem constante e sem tendência determinista;
- modelo com constante;
- modelo com tendência determinista.

3.1.2. Análise multivariada de cointegração: O modelo com variáveis I(2)

Reparametrizando-se o VAR em primeiras diferenças dado pela eq. 6, pode-se, chega-se ao modelo em segunda diferença:

$$\Delta^2 \mathbf{X}_t = \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \Psi_i \Delta^2 \mathbf{X}_{t-i} + \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

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

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 matrizes: π e $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$. 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 o procedimento padrão para a análise I(1). Obtêm-se as estimativas de α , β e r , e a estatística η_r . As estimativas de α , β serão utilizadas na execução do segundo estágio da análise.

Multiplicando-se a eq. 11 por α_{\perp} e usando o fato que $I = \bar{\beta} \beta' + \beta_{\perp} \bar{\beta}'_{\perp}$, chega-se a:

$$\alpha'_{\perp} \Delta^2 X_t = \alpha'_{\perp} \Gamma \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha'_{\perp} \Gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \alpha'_{\perp} \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\alpha'_{\perp} \Delta^2 X_t = \alpha'_{\perp} \Gamma \bar{\beta} \beta' \Delta X_{t-1} + \alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp} \bar{\beta}'_{\perp} \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-2} \alpha'_{\perp} \Gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \alpha'_{\perp} \varepsilon_t \quad (13)$$

Johansen demonstrou que é possível estimar a matriz $(\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp} = \varphi' \eta)$ a partir das equações eq. 12 e eq. 13. Com os resultados do primeiro estágio a equação eq. 13 é estimada e um teste de razão de verossimilhança similar à estatística do traço é proposto – a estatística de teste é denominada por $Q_{r,s}$ – para avaliar o posto da matriz $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$. O procedimento consiste em analisar as estatísticas η_r e $Q_{r,s}$. A observação conjunta das estatísticas deve apontar que o posto s da matriz $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ deve ser igual a $p-r$. Se $s < p-r$, existe evidência de variáveis I(2) no sistema. Johansen (1992b, 1995) e Johansen (1996) demonstra que a probabilidade de concluir que o posto da matriz π é maior que o verdadeiro e que o posto da matriz $\alpha_{\perp} \Gamma \beta_{\perp}$ 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.

3.2. Teste de hipóteses sobre os vetores de cointegração

Uma vez determinado o posto da matriz π , pela análise das estatísticas do máximo autovalor e do traço, pode-se testar restrições adicionais sobre a matriz β :

$$H_1 : \beta = H_1 \varphi \quad H_1(pxs), \varphi(sxr), r \leq s \leq p \quad \chi^{(r(p-s))} \quad (14)$$

nas quais φ e ψ constituem-se em matrizes de parâmetros desconhecidos. Neste teste, impõe-se o mesmo tipo de restrição sobre todos os vetores de co-integração.

Também é possível impor e testar uma restrição similar a eq. 14 para os vetores de pesos (α). Este teste pode ser utilizado como teste de exogeneidade fraca,¹ na medida que é possível excluir os vetores de cointegração de determinada equação. O teste está descrito em Johansen e Juselius (1992), e é reproduzido 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 .

3.3. Os efeitos dos outliers nos testes de cointegração

Existe uma grande literatura descrevendo os efeitos que a existência de *outliers* não controlados têm sobre os testes de raiz unitária. Tais elementos nas séries provocam distorções de *size* e *power*. Há duas abordagens possíveis:

- a) detectar os outliers através de algum procedimento e controlá-los via introdução de *dummies* de intervenção ou;
- b) utilizar algum teste robusto à presença de *outliers* sem controlá-los diretamente.

¹ Para uma definição do conceito de exogeneidade fraca ver Hendry (1995).

Maddala e Kim (1998) fazem uma ampla revisão dos procedimentos disponíveis na literatura para evitar que a presença de *outliers* distorçam os resultados dos testes de raiz unitária.

Num trabalho recente Nielsen (2003, 2004) discute como o procedimento de Johansen pode ser adaptado na presença de *outliers*. O autor faz a distinção entre dois tipos de outliers:

- I) aditivos e
- II) inovação.

Ambos provocam distorções no procedimento de Johansen caso não sejam controlados.

Outliers de Inovação

Os *outliers de inovação* consistem em grandes choques sobre determinada variável em determinado instante de tempo. Como em geral os modelos econômicos possuem algum tipo de dinâmica, os efeitos de tais choques se propagam para instantes subseqüentes.

A eq. 6, reproduzida abaixo, pode ser adaptada para introduzir *outliers de inovação*.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_t + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Phi D_t + \pi X_{t-1} + \epsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (15)$$

O termo D_t deve conter variáveis adicionais da seguinte forma:

D_{IOt} é uma função indicadora que tem valor 1 quando $t = T_0$ e zero nos demais períodos. Neste caso tem-se uma *dummy de impulso*. Tomando-se a primeira diferença de $d_{IOt} = \Delta D_{IOt}$ tem-se uma *dummy de impulso balanceada*.

Outliers Aditivos

Os *outliers aditivos* podem ser interpretados por exemplo como um erro de medida de uma determinada variável.

Seja Y_t o vetor com as variáveis que se deseja estudar, mas que por alguma razão apenas seja observada X_t e que a seguinte relação exista entre elas:

$$X_t = Y_t + \theta D_{AOt} \quad (16)$$

na qual D_{AOt} tem valor igual a 1 quando $t = T_0$ e zero nos demais.

Suponha que Y_t tenha sido gerado pelo processo abaixo:

$$A(L)Y_t = \epsilon_t \quad (17)$$

O processo pode ser aproximado pela eq. 18. O procedimento de Johansen pode ser adaptado para a existência de *outliers aditivos*. Estes têm efeito na distribuição das estatísticas do traço e auto-valor e os valores críticos tradicionais não são adequados.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_t + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \sum_{i=1}^{k-1} \Phi_i d_{AOt-i} + \pi [X'_{t-1} D_{AOt-1}]' + \epsilon_t \quad (18)$$

Na análise empírica que se segue os *outliers* que se mostraram relevantes foram os de inovação. Nielsen (2003) comenta o efeito que os *outliers* de inovação têm sobre a estatística do traço:

“The presence of innovational dummies does not complicate the estimation. The dummies, D_t can be included in U_t [primeira diferenças das variáveis e termos deterministas] and concentrated out prior to RRR [Reduced Rank Regression]. The asymptotic distribution of the trace statistics is not changed by a fixed number of outliers or a fixed number of innovational dummies, see Doornik et alii (rvey).”

4. Descrição dos Dados:

A base de dados utilizada é a mesma de Zini Jr e Cati (1993). Como os dados dos referidos autores são até 1990, optou-se por atualizá-los até 2001 com as séries calculadas pela Funcex. Obteve-se também nas séries históricas do IBGE valores adicionais para o início da amostra. Desta forma a amostra deste trabalho compreende o período de 1850 a 2001. Como os modelos utilizados terão duas defasagens, o tamanho total da amostra é 150 dados. Este é um dos casos raros de séries seculares para a economia brasileira.

5. Resultados Obtidos

Estimou-se como ponto de partida para análise um VAR contendo a série de preços de exportação e de importação com 3 defasagens mais um constante (irrestrita) e um tendência linear (restrita). A seguinte lista de *dummies* pontuais utilizadas para induzir normalidade nos resíduos das equações: 1901; 1917; 1920; 1921; 1930; 1931; 1938; 1950; 1951; 1974 e; 1980.² Os resultados dos testes de especificação são apresentados na Tabela 2 e são bem satisfatórios.

A escolha do número de defasagens é ponto importante nos teste de cointegração sendo que as conclusões podem se alterar acentuadamente caso o número de defasagens não seja escolhido de forma satisfatória. Os modelos com 3, 2 e 1 defasagens foram estimados e comparados utilizando critérios de informação e testes F de redução. Os resultados são apresentados na Tabela 1. Todos os testes realizados com exceção do critério de informação de AIC apontam que o modelo com duas defasagens é o preferido. O modelo com 3 defasagens é o escolhido pelo critério AIC. Optou-se então pelo modelo com duas defasagens pois este além de ter sido apontado pela maioria dos testes como sendo o preferível teve boa performance nos testes de especificação (ver Tabela 2).³

Relatam-se os resultados dos testes de cointegração para os seguintes modelos:

² Tais pontos foram escolhidos através dos resultados do teste de Chow calculado pelo programa PcFmil para cada equação do modelo estimado sem nenhuma variável *dummy* de intervenção. Os pontos de instabilidade são intuitivos na grande maioria.

³ Além disto, os resultados apresentados a seguir não se alteraram quando utilizou-se 3 defasagens. Estes não são reportados para poupar espaço.

Tabela 1
 Testes para a escolha do número de defasagens do VAR

Comparação dos modelos							
sistema	T	p		log-likelihood	SC	HQ	AIC
1 defasagem	149	30	OLS	708,96	-8,509	-8,868	-9,516
2 defasagens	149	34	OLS	724,29	-8,580	-8,987	-9,722
3 defasagens	149	38	OLS	725,67	-8,464	-8,919	-9,741

Testes para redução dos modelos							
Irrestrito→Restrito							
2 defasagens→1 defasagem		F(4, 262)=	7.10	[0.0000]		**	
3 defasagens→1 defasagem		F(8, 258)=	3.83	[0.0003]		**	

Irrestrito→Restrito							
3 defasagens→ 2 defasagens		F(4, 258)=	0.60	[0.6646]			

I) constante irrestrita e tendência restrita e;

II) constante irrestrita e sem tendência.

Em ambos os casos há evidência forte de que há um vetor cointegrante no sistema, sendo tal resultado robusto à alteração dos componentes deterministas nos modelos.

Tabela 2
 Testes de especificação – Sistema I

lpx:	AR 1-2	F(2,131)=	0,28047	[0,7559]	
lpm:	AR 1-2	F(2,131)=	1,4236	[0,2445]	
lpx:	Normalidade	Chi ² (2)=	2,9392	[0,2300]	
lpm:	Normalidade	Chi ² (2)=	2,2446	[0,3255]	
lpx:	ARCH 1	F(1,131)=	0,19711	[0,6578]	
lpm:	ARCH 1	F(1,131)=	1,4808	[0,2258]	
Vetor	AR 1-2	F(8,256)=	2,2815	[0,0225]	*
Normalidade do Vetor		Chi ² (4)=	6,2159	[0,1836]	

Tabela 3
Análise de cointegração sistema I – 1852 a 2001

Autovalor	lnL()	posto				
	708,986	0				
0,190376	724,825	1				
0,0682563	730,127	2				
Ho: Posto r Máximo autovalor corrigida 95% Traço corrigida 95%						
r=0	31,7 **	30,8 **	19,0	42,3 **	41,2 **	25,3
r<=1	10,6	10,3	12,3	10,6	10,3	12,3
Autovetores padronizados						
lpx	lpm	Trend				
1,00	-0,90	0,00				
-0,35	1,00	-0,01				
Matriz de pesos						
lpx	-0,23	0,01				
lpm	-0,03	-0,06				

Tabela 4
Análise de cointegração sistema II – 1852 a 2001

Autovalor	lnL()	posto				
	708,986	0				
0,190372	724,824	1				
0,0118797	725,721	2				
Ho: Posto r Máximo autovalor corrigida 95% Traço corrigida 95%						
r=0	31,7 **	30,8 **	14,1	33,5 **	32,6 **	15,4
r<=1	1,8	1,7	3,8	1,8	1,7	3,8
Autovetores padronizados						
lpx	lpm					
1,00	-0,91					
-0,21	1,00					
Matriz de pesos						
lpx	-0,23	0,00				
lpm	-0,03	-0,01				

Em seguida, testou-se hipótese sobre a presença ou não do termo determinista no espaço de cointegração. A presença deste no espaço de cointegração pode ser vista como evidência favorável à hipótese de Prebisch. Usando o teste descrito na eq. 14, tal hipótese pode ser implementada utilizando a seguinte matriz:

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ posto}(\pi) = 1 \quad (19)$$

O teste tem distribuição qui-quadrada com um grau de liberdade. A estatística de teste tem valor 0,00064 com p-valor de 97,99%, ou seja, a hipótese nula na qual a tendência determinista é excluída do modelo é aceita com folga.

Em seguida testou-se a hipótese de proporcionalidade entre os coeficientes do vetor de cointegração. Se esta não for rejeitada, aceita-se a hipótese de que a série termos de troca é estacionária. Usando novamente o teste descrito na eq. 14, tal hipótese pode ser implementada utilizando a seguinte matriz:

$$H_2 = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ posto}(\pi) = 1 \quad (20)$$

O teste tem distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade. A estatística de teste tem valor 3,9908 com p-valor de 13,6%, ou seja, a hipótese de ausência de tendência determinista e a validade da proporcionalidade entre os coeficientes do vetor de cointegração são implementadas e aceitas. Desta forma a série termos de troca é estacionária em torno de um patamar constante.

As conclusões acima dependem da hipótese de que o sistema possui apenas variáveis integradas de ordem 1 ou inferior. Realizou-se o teste para averiguar se há evidência de séries I(2) nos sistemas estimados. Os resultados dos testes são apresentados abaixo e mostram que todas as restrições que implicam em modelos I(2) são fortemente rejeitadas (Tabela 5). O posto da matriz π é 1, então a matriz $\alpha_{\perp}\Gamma\beta_{\perp}$ deve ter posto completo e igual a 1 para que só haja variáveis integradas de ordem 1 no sistema. O valor da estatística que testa a hipótese nula de posto zero contra posto 1 (completo) é 71,3 e deve ser comparada com o valor crítico de 5% que é igual a 4. Logo a hipótese nula é rejeitada e conclui-se que há apenas variáveis I(1) no sistema. Desta forma as conclusões obtidas acima tendo como hipótese que não há variáveis I(2) no sistema podem ser mantidas.

Tabela 5

Teste para avaliar a presença de componentes I(2) no sistema – c_{p-r} e c_{p-r-s} são valores críticos a 5%

r	Q _{r,s}	Q _r	c_{p-r}	
$p-r-s$	2	1	r	
0	203,8	90,3	33,5	15,2
1		71,3	1,8	4,0
c_{p-r-s}	15,2	4,0		

Também realizou um teste para averiguar se existe alguma variável exógena fraca no sistema. O teste conjunto das hipóteses de exogeneidade fraca de Δlp_m em relação aos parâmetros de longo prazo (α e β) e de proporcionalidade dos coeficientes do vetor de cointegração foi aplicado.⁴ Este teste tem dois graus de liberdade. A hipótese é aceita com p -valor de 10,46%. Tal resultado implica que o ajustamento ao equilíbrio de longo prazo se dá através da equação Δlp_x . Além disto a análise de cointegração a partir da equação Δlp_x é uma boa opção.⁵

Em resumo, a análise desta seção pode ser interpretada como amplamente desfavorável à hipótese de Prebisch-Singer. A série de termos de troca no Brasil é bem descrita por um processo estacionário em torno de um determinado patamar de longo prazo, ou seja, não há evidência em favor de uma tendência a deterioração dos termos de troca para a economia brasileira. Contudo, outros testes robustos à presença de *outliers* devem ser realizados para consolidar a evidência aqui obtida.

5.1. Testes adicionais

As conclusões da seção anterior podem ser resumidas em:

- a) a tendência determinista não tem papel relevante no sistema;
- b) a série termos de troca é estacionária e;
- c) as séries preços das exportações e importações cointegram.

Nesta seção testes adicionais serão feitos para confirmar tais conclusões. Serão realizados testes ADF sobre a série termos de troca, teste de Engle e Granger em dois passos para avaliar a existência de cointegração entre preços das exportações e importações.

5.1.1. Teste de cointegração de Engle e Granger

A realização do teste de Engle e Granger (1987) de cointegração exige a realização de uma regressão estática (sem defasagens, com ou sem tendência - eq. 21 e eq. 22) e o cálculo do respectivo resíduo:

Regressão com constante:

⁴ Tomou-se como base o sistema II com constante irrestrita e sem tendência.

⁵ Ver Johansen (1992b).

$$y_t = \alpha + \rho x_t + \epsilon_t \quad (21)$$

Regressão com constante e tendência:

$$y_t = \alpha + \delta t + \rho x_t + \epsilon_t \quad (22)$$

Em seguida o teste ADF é realizado nos resíduos estimados a partir da análise da estatística t e o valor obtido comparado com valores críticos apropriados. Neste caso os valores críticos são mais conservadores por conta do teste de raiz unitária ser realizado na estimativa dos resíduos e não diretamente nos erros.

Independentemente da equação com ou sem tendência ou do número de defasagens a conclusão é a rejeição da hipótese de não cointegração a pelo menos 5% de significância (Tabela 6). Contudo como já salientado, isto não implica na rejeição da hipótese PS necessariamente.

Tabela 6

Teste de Engle e Granger

Com constante e tendência							
	t-adf	ρ	DP(ρ)	Defasagem	t-def	t-prob	F-prob
res_ct	-3,86 *	0,7992	0,1469	3	1,9672	0,0511	
res_ct	-3,43 *	0,8266	0,1483	2	-0,3442	0,7312	0,0511
res_ct	-3,69 *	0,8216	0,1479	1	0,4420	0,6592	0,1397
res_ct	-3,74 *	0,8278	0,1475	0	0,2464		
Com constante							
	t-adf	ρ	DP(r)	Defasagem	t-def	t-prob	F-prob
res_c	-3,54 **	0,8255	0,1450	3	1,7891	0,0757	
res_c	-3,17 *	0,8480	0,1461	2	-0,5327	0,5950	0,0757
res_c	-3,46 *	0,8409	0,1458	1	0,3720	0,7104	0,1784
res_c	-3,50 **	0,8457	0,1453	0	0,3085		

Valores Críticos: Maddala & Kim (pág. 201)

Regressão com constante:

$$1\% C(T) = -3,4336 - 5,999 * T^{-1} - 1 - 29,25 * T^{-2}, C(140) = -3,4776$$

$$5\% C(T) = -2,8621 - 2,738 * T^{-1} - 8,36 * T^{-2}, C(140) = -2,8821$$

Regressão com constante e tendência:

$$1\% C(T) = -3,9638 - 8,353 * T^{-1} - 47,44 * T^{-2}, C(140) = -4,0259$$

$$5\% C(T) = -3,4126 - 4,039 * T^{-1} - 17,83 * T^{-2}, C(140) = -3,4424$$

5.1.2. *Teste ADF sobre termos de troca*

Com vista a testar a hipótese de PS foi aplicado à série de termos de troca, o teste ADF. A racionalidade por trás deste procedimento consiste no fato de que se houver cointegração entre preços dos bens exportados e importados, haverá apenas uma combinação linear estacionária. Testando se a série termos de troca é estacionária, verifica-se implicitamente que $[1 - 1]$ é o vetor de cointegração. A hipótese de PS seria válida se a série termos de troca for estacionária em torno de uma tendência determinista. Se for estacionária em torno de um nível fixo, então a hipótese PS será rejeitada.

O teste ADF foi realizado para a série termos de troca. O número de defasagens foi selecionado a partir da última defasagem significativa. O número de defasagens é três, e os resultados dos testes de especificação são razoáveis em termos de correlação serial dos erros. O teste de normalidade está muito próximo da fronteira de rejeição. Em todos os casos há rejeição da hipótese de raiz unitária (Tabela 7 e Tabela 8).

Tabela 7

Teste ADF para a série termos de troca – constante¹

Variável	Coefficient	Std. error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0,0997	0,0352	2,828	0,0054	0,0533
Dl _{tt_1}	0,0944	0,0845	1,118	0,2657	0,0087
Dl _{tt_2}	-0,0207	0,0829	-0,25	0,8033	0,0004
l_{tt_1}	-0,1935	0,0507	-3,8200*	0,0002	0,0932
Trend	-0,0005	0,0003	-1,559	0,01212	0,0168
Dl _{tt_3}	0,1627	0,0828	1,965	0,0513	0,0265

 $R^2 = 0.111883$ $F(5,142) = 3.5778$ $[0.0045]$ $\sigma = 0.142265$ $DW = 2.00$

RSS = 2.923180437 para 5 variáveis e 148 observações.

 AR 1- 2 $F(2,141) = 0,1798$ $[0.8356]$

 ARCH 1 $F(1,141) = 0,0883$ $[0.7667]$

 Normalidade $\chi^2(2) = 6,3806$ $[0.0412]$ *

 χ^2 $F(8,134) = 1,3244$ $[0.2366]$
 $\chi_i * \chi_j$ $F(14,128) = 1,3638$ $[0.1803]$

 RESET $F(1,142) = 2,1983$ $[0.1404]$
¹ Os valores críticos para N=100 são a 1%, -4.04 e a 5%, -3,50.

A amostra abrange o período de 1854 a 2001.

Tabela 8
 Teste ADF para a série termos de troca – constante²

Variável	Coefficient	Std. error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0,0538	0,0195	2,762	0,0065	0,0507
Dl _{tt_1}	0,078	0,0843	0,926	0,356	0,006
Dl _{tt_2}	-0,0345	0,0828	-0,417	0,6776	0,0012
l_{tt_1}	-0,1639	0,0472	-3,4730*	0,0007	0,0778
Trend	-0,0005	0,0003	-1,559	0,01212	0,0168
Dl _{tt_3}	0,1499	0,0828	1,811	0,0723	0,0224

R² = 0.0966782 F(4,143) = 3.8262 [0.0055] \sigma = 0.142975 DW = 1.99

RSS = 2.923180437 para 5 variáveis e 148 observações.

AR 1- 2 F(2,141) = 0,1798 [0.8356]

ARCH 1 F(1,141) = 0,0883 [0.7667]

Normalidade Chi²(2)= 6,3806 [0.0412] *

Xi² F(8,134) = 1,3244 [0.2366]

Xi*Xj F(14,128) = 1,3638 [0.1803]

RESET F(1,142) = 2,1983 [0.1404]

² Os valores críticos para N=100 são a 1%, -3.51 e a 5%, -2.89.

A amostra abrange o período de 1854 a 2001.

O procedimento de Dickey-Fuller pode ser complementado pela análise das estatísticas F que testam as seguintes hipóteses: $H_o: \alpha=\delta=0$ e $\rho=1$ na eq 28; $H_o: \delta=0$ e $\rho=1$ na eq 28 e $H_o: \alpha=0$ e $\rho=1$ na eq 27. Os valores das estatísticas F são respectivamente 4,8708, 7,3061 e 6,0302. Os valores críticos a 5% para uma amostra de tamanho 100 são respectivamente 4,88, 6,49 e 4,71, o que implica a rejeição da hipótese de passeio aleatório com ou sem *drift*.⁶

Regressão com constante:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (23)$$

Regressão com constante e tendência:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta t + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (24)$$

⁶ Note que os valores críticos podem ser considerados conservadores pois a amostra tem 150 observações.

O ponto em aberto diz respeito ao papel da tendência determinista no processo que gerou a série termos de troca. Utilizando os testes F, rejeita-se raiz unitária tanto em favor da hipótese de estacionaridade em torno de um patamar fixo ou de uma tendência. O coeficiente da tendência determinista é negativo em consonância com a hipótese PS, mas seu p -valor é de 12% aproximadamente o que não pode ser considerado evidência favorável à hipótese PS.

O mesmo procedimento foi realizado só que agora introduzindo dummies pontuais às regressões propostas por Dickey e Fuller.⁷ Novamente os resultados em termos de estacionaridade se mantiveram. No que tange a introdução do termo de tendência determinista, o valor do coeficiente implica rejeição a 5% mas não a 1%. Neste caso o resultado está na fronteira e logo é não conclusivo. Os resultados detalhados estão nas Tabela 9 e Tabela 10.

Tabela 9

Teste ADF para a série termos de troca – constante³

	Coefficient	Std. error	t-value	t-prob	Part.R ²
Dl1t_1	0,0917	0,0762	1,2000	0,2310	0,0105
Dl1t_2	0,0344	0,0764	0,4510	0,6530	0,0015
Dl1t_3	0,0745	0,0730	1,0200	0,3090	0,0076
Constant	0,0761	0,0179	4,2500	0,0000	0,1166
l1t_1	-0,2035	0,0427	-4,7600	0,0000	0,1420
DT930	-0,4096	0,1257	-3,2600	0,0010	0,0719
DT950	0,4547	0,1252	3,6300	0,0000	0,0879
DT920	-0,3862	0,1308	-2,9500	0,0040	0,0598
DT921	-0,3047	0,1336	-2,2800	0,0240	0,0366
DT938	-0,3726	0,1258	-2,9600	0,0040	0,0602
DT917	-0,3448	0,1270	-2,7100	0,0070	0,0510
sigma	0,124 RSS		2,112		
R ²	0,347	F(10,137) =	7,292	[0,000]	**
DW	1,92 no. of observations		148		
AR 1-2 test:	F(2,135) =	2,9859 [0,0538]			
ARCH 1-1 test:	F(1,135) =	1,2584 [0,2639]			
Normality test:	Chi ² (2) =	7,5868 [0,0225]*			
hetero test:	F(14,122)=	1,3136 [0,2089]			
hetero-X test:	F(20,116)=	1,5734 [0,0710]			
RESET test:	F(1,136) =	1,3625 [0,2452]			

³ Os valores críticos para N=100 são a 1%, -3,51 e a 5%, -2,89.

A amostra abrange o período de 1854 a 2001.

⁷ Este procedimento é proposto por Vogelsang (1999).

Tabela 10
 Teste ADF para a série termos de troca – constante⁴

	Coefficient	Std. error	t-value	t-prob	Part.R ²
Dl _{tt} _1	0,116	0,075	1,530	0,128	0,017
Dl _{tt} _2	0,058	0,076	0,770	0,442	0,004
Dl _{tt} _3	0,091	0,072	1,260	0,210	0,012
Constant	0,141	0,032	4,470	0,0000	0,128
DT920	-0,409	0,129	-3,180	0,002	0,069
DT921	0,338	0,132	-2,560	0,0011	0,046
DT930	-0,404	0,124	-3,270	0,001	0,073
DT938	-0,379	0,124	-3,060	0,003	0,065
DT950	-0,460	0,123	3,740	0,0000	0,093
DT917	-0,360	0,125	-2,890	0,005	0,058
Trend	-0,001	0,000	-2,470	0,015	0,043
l_{tt}_1	-0,248	0,046	-5,430	0,0000	0,178
sigma	0,124	RSS	2,112		
R ²	0,347	F(10,137) =	7,292	[0,000]	**
DW	1,92	no. of observations	148		
AR 1-2 test:	F(2,134) =	2,061	[0,1313]		
ARCH 1-1 test:	F(1,134) =	1,2413	[0,2672]		
Normality test:	Chi ² (2) =	4,2315	[0,1205]*		
hetero test:	F(16,119)=	1,3777	[0,1643]		
hetero-X test:	F(26,109)=	1,3891	[0,1234]		
RESET test:	F(1,135) =	2,0749	[0,1521]		

⁴ Os valores críticos para N=100 são a 1%, -4.04 e a 5%, -3,50.

A amostra abrange o período de 1854 a 2001.

Desta forma os resultados dos testes de cointegração de Engle e Granger e dos testes ADF sobre a série termos de troca confirmam, em linhas gerais, os resultados obtidos a partir da análise multivariada pois em todos os testes há rejeição da hipótese de raiz unitária para a série de termos de troca. Pela análise multivariada a tendência determinista de deterioração dos termos de troca não está presente. Há dúvidas se a tendência determinista está presente a partir da análise univariada.⁸

6. Comparação com a Literatura

van Hergen (1989) constrói a partir de uma base de dados do FMI índices de preços mundiais de bens agrícolas e industriais para um período bem longo (1900-1988). Aplica o teste de cointegração de Engle e Granger (1987) para as séries de preços de produtos manufaturados (p_{man}) e agrícolas (p_{agr}). A evidência de cointegração e estacionaridade da série ($p_{man}-p_{agr}$) é interpretada como evidência contrária à hipótese de Prebisch: *“Two main conclusions arise from these results. They indicate that strong inferences drawn from the Prebisch-Singer hypothesis (...) stands on weak empirical grounds. Furthermore, they are optimistic in the sense that long-run growth of countries exporting mainly primary commodities do not seem to be impeded by unfavourable relative-price trends”* (pág. 502).

Já para o Brasil os seguintes estudos analisaram o comportamento dos termos de troca num período recente: Zini Jr e Cati (1993), Marçal (1996) e Jr. et alii (2001).

Zini Jr e Cati (1993) realizam o teste ADF para raiz unitária não rejeitando tal hipótese para a série de termos de troca. O principal problema do trabalho de Zini Jr e Cati (1993) consiste nos maus resultados dos testes de especificação para a equação que serve de base para o teste ADF. Os autores também não optaram pela análise multivariada.

O trabalho de Marçal (1996), segundo Jr. et alii (2001) é um dos primeiros na literatura que procura controlar as quebras existentes nas séries. O autor aplica a metodologia univariada de Perron e Vogelsang (1990, 1992a) e Perron e Vogelsang (1992b) para os dados de Zini Jr e Cati (1993) que permite a realização de teste de raiz unitária com uma quebra na média das séries. A hipótese de raiz unitária não é rejeitada.

O trabalho de Jr. et alii (2001) utiliza a abordagem de modelos estruturais desenvolvidos por Harvey (1989) para a base de Zini Jr e Cati (1993) atualizada com dados recentes. Controlando pelas quebras existentes, há uma tendência de queda contínua na série termos de troca, contudo tal tendência não pode ser considerada significativa do ponto de vista estatístico ao nível padrão de 5% (a estatística t tem

⁸ O parecerista deste artigo sugeriu que o teste de Engle e Granger fosse realizado nos resíduos pré-filtrados pela dummies pontuais, e que os valores críticos poderiam ser obtidos considerando cada dummy como sendo mais uma variável. Este teste também foi realizado e a conclusão de cointegração se esvai por conta dos valores críticos serem proibitivamente altos. O autor deste artigo acredita que este é um critério excessivamente pesado para avaliar a presença de cointegração. De qualquer forma o procedimento foi realizado e mostra conclusão oposta a dos demais testes. A evidência de cointegração desaparece se utilizarmos o procedimento sugerido pelo parecerista.

p -valor de 6%). Os autores concluem pela existência de uma evidência favorável à hipótese de Prebisch.

Os autores apontam os seguintes pontos de instabilidade no modelo. Os *outliers* são: 1919, 1921, 1929, 1930, 1949, 1950 e 1954. Os pontos de quebra no nível da série são: 1888, 1913, 1919, 1920, 1922, 1930, 1950 e 1954. Muitos dos pontos coincidem com os obtidos neste trabalho sendo que muitos deles têm explicação intuitiva como ressaltado pelos autores no estudo.

Os resultados deste trabalho e os resultados Jr. et alii (2001), embora com conclusões opostas, apontam para a necessidade de uma modelagem que seja robusta a presença de *outliers* nas séries.

7. Conclusões Gerais

Este artigo procurou testar a validade da hipótese de Prebisch e Singer para o Brasil. Usando uma amostra secular e técnicas de cointegração, obteve-se evidência contrária à validade de tal hipótese para o Brasil na maioria dos testes realizados. Se o resultado aqui obtido estiver correto, muitas das proposições de política econômica daí decorrentes podem ser questionadas. De forma nenhuma a evidência deste artigo contra a hipótese Prebisch e Singer deve ser tomada como conclusiva. Mais trabalho deve ser realizado antes que qualquer conclusão definitiva seja formulada. A amostra aqui utilizada é secular. Alterações de toda sorte ocorreram tanto na economia brasileira quanto na mundial e essas podem, de alguma forma, afetar as conclusões aqui obtidas.

Referências bibliográficas

- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057–1073.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(4):455–461.
- Doornik, J. A., Hendry, D. F., & Nielsen, B. (Journal of Economic Survey). 1998. *Journal of Economic Survey*, 12(5):5333–572.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251–276.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
- Haza, D. P. & Fuller, W. A. (1979). Estimation for autoregressive processes with unit roots. *Annals of Statistics*, 7(5):1106–1120.
- Hendry, D. F. & Doornik, J. A. (1994). *PcFiml 8.0 – Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*. ITP.
- Hendry, D. H. (1995). *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254.
- Johansen, S. (1992a). Cointegration in partial system and the efficiency of single equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52:389–402.

- Johansen, S. (1992b). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, 14(3):313–334.
- Johansen, S. (1995). A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, 11:25–59.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. Oxford University Press.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53:211–244.
- Jr., K., Gremaud, A. P., & Rennó, R. A. (2001). A tendência secular dos termos de troca brasileiros revisitada – 1850 a 2000. Texto para Discussão 23, IPE/USP.
- Juselius, K. (1995). Do PPP and UIP hold in LR? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics*, 69:211–240.
- Maddala, G. S. & Kim, I. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Marçal, E. F. (1996). Paridade do poder de compra e hipótese de raiz unitária: A evidência empírica brasileira. *Leituras de Economia Política*, 3:203–219.
- Nielsen, H. B. (2003). *I(1) and I(2) Cointegration Analysis and Theory*. PhD thesis, Institute of Economics, University of Copanhaagen.
- Nielsen, H. B. (2004). Cointegration analysis in the presence of outliers. *Econometrics Journal*, 7:249–271.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2):153–162.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992a). Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10:301–320.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992b). Testing for unit root with a changing mean: Corrections and extensions. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10:467–470.
- Prebisch, R. (1950). The economic development of Latin America and its principal problem. *The Economic Bulletin for Latin America*, 7:1–51.
- Singer, H. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. *American Economic Review*, 40:473–485.
- Vogelsang, T. J. (1999). Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. *Journal of Time Series Analysis*, 20(2):237–252.
- von Hagen, J. (1989). Relative commodity prices and cointegration. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(4):497–503.
- Zini Jr, A. A. & Cati, R. C. (1993). Co-integração e taxa de câmbio: Teste sobre a PPC e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 23(2):349–374.

Apêndice

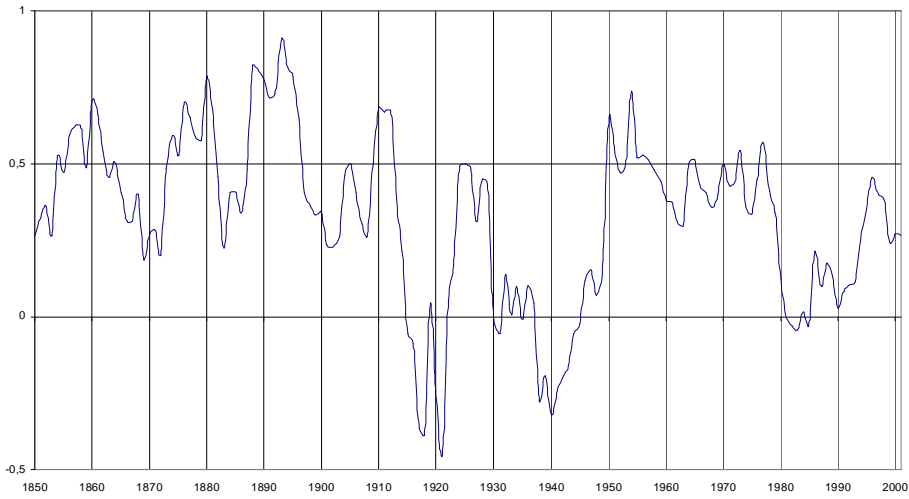


Gráfico 1: Logaritmo dos termos de troca

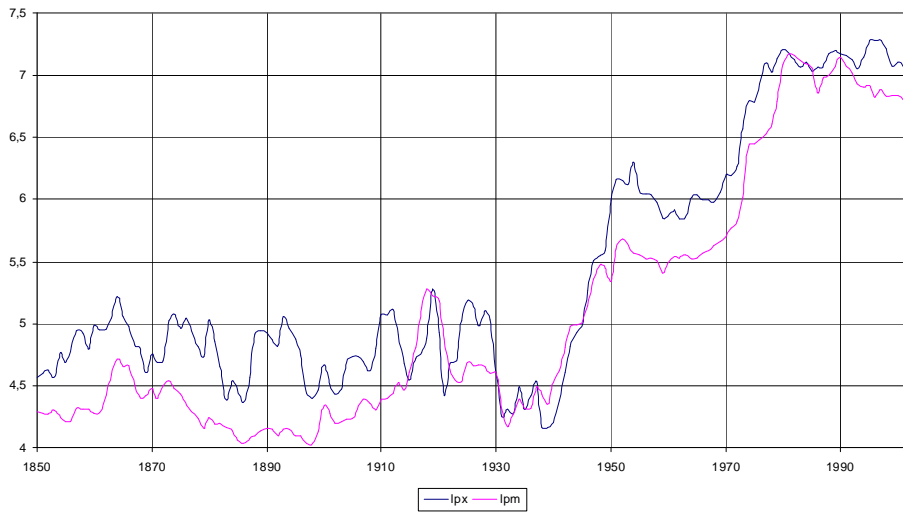


Gráfico 2: Logaritmo dos índices de preços dos produtos exportados e importados

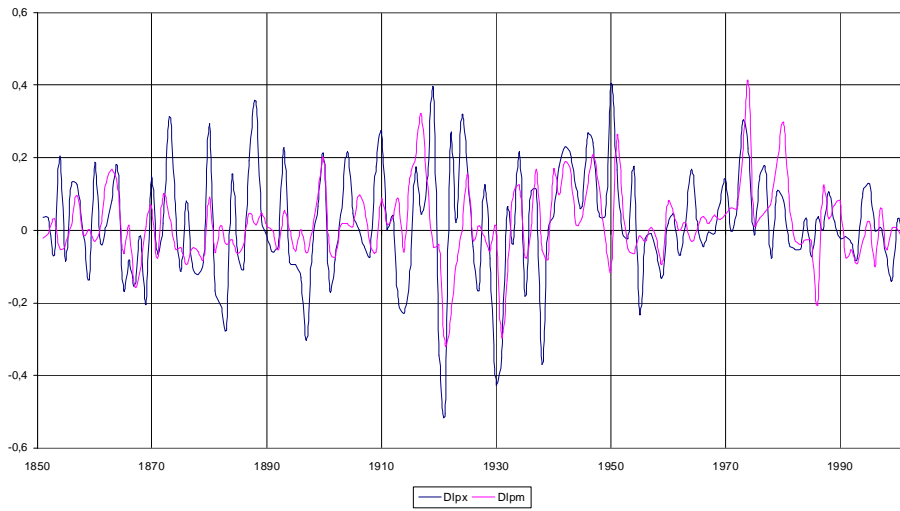


Gráfico 3: Primeira diferença do logaritmo dos índices de preços dos produtos exportados e importados

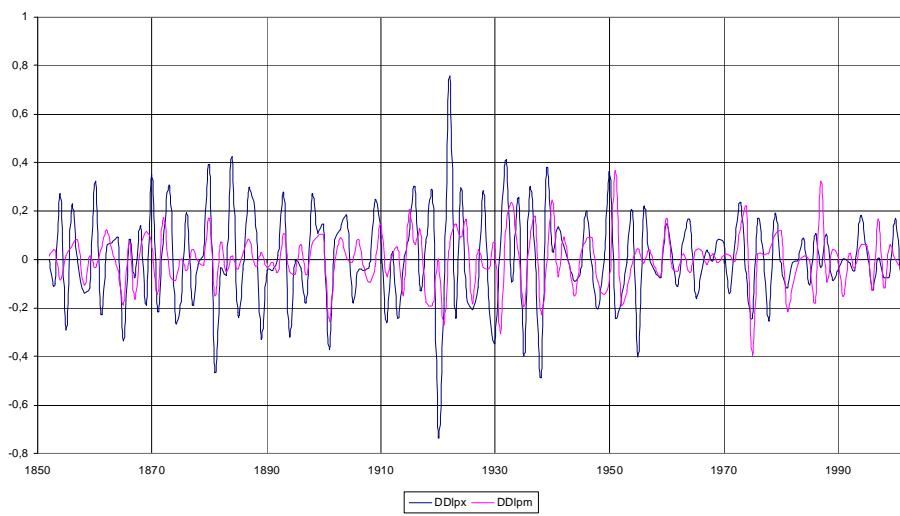


Gráfico 4: Segunda diferença do logaritmo dos índices de preços dos produtos exportados e importados