

Paridade do poder de compra e a hipótese de raiz unitária: a evidência empírica brasileira¹

Emerson Fernandes Marçal²

Resumo

O presente artigo realiza uma análise econométrica com a base de dados construída por Zini & Cati (1993), procurando demonstrar a existência de quebra estrutural na série de taxa de câmbio real. Tal quebra ocorre no ano de 1913 e se deve, provavelmente, à troca de um índice de preços interno utilizado para construir a série de câmbio real. Utilizou-se a metodologia desenvolvida por Perron (1989) para detectar a existência e o momento da quebra na série. Dividiu-se a amostra em duas partes, e aplicou-se a análise multivariada proposta por Johansen (1988) aos dados de câmbio deflacionado (e/p), preços externos (p^) e termos de troca (TT). Existe evidência de co-integração entre as variáveis.*

Introdução

A teoria da Paridade do Poder de Compra (PPP) postula a existência de uma taxa de câmbio real de equilíbrio para a qual a economia deve convergir no longo prazo. A arbitragem internacional de mercadorias tem papel fundamental neste processo, ao promover a igualação dos preços dos bens expressos em uma mesma moeda entre as fronteiras do diversos países.

Na ausência de custos significativos de transporte, bens homogêneos, mesma cesta de bens consumidos entre os países, pode-se descrever a taxa de câmbio real³ como sendo um processo estacionário. A pesquisa empírica sobre a PPP baseia-se neste fato. Vê-se a presença de raiz unitária nas séries de câmbio real como uma evidência contrária à PPP, e a rejeição de raiz unitária, como evidência favorável à PPP.

Zini & Cati (1993) testaram a existência de raiz unitária nas séries de taxa de câmbio real e termos de troca brasileiros aplicando testes ADF

¹ Agradecemos aos pareceristas pelos comentários que contribuíram para aperfeiçoar este trabalho e ao Prof. José Maria da Silveira, pela leitura atenta do mesmo, já eximindo-os por eventuais imperfeições remanescentes. Agradecemos também aos membros do Conselho Editorial da LEP pelo estímulo a elaboração e publicação deste artigo.

² Mestrando – UNICAMP. Instituto de Economia (IE).

³ Define-se taxa de câmbio real como sendo o produto entre a taxa de câmbio nominal (expressa em quantidade de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira) e uma razão entre um índice de preços externo e um interno.

(Dickey-Fuller aumentado). Em ambas as séries não rejeitaram a hipótese de raiz unitária. O artigo pretende sugerir que tal resultado pode estar ligado à base de dados utilizada pelos autores.

A série de taxa de câmbio real conteria duas tendências deterministas: a primeira com inclinação negativa, e a segunda com inclinação positiva. A alteração nas tendências deterministas ocorre no ano 1913. A causa da quebra de tendência deve-se, provavelmente, à troca do índice de preços internos utilizados pelos autores, justamente no referido ano. Até 1912, utilizam um índice de custo de vida. Após este ano, utilizam para o período o deflator do PIB. O artigo pretende sugerir que a existência de tendência determinista e quebra no valor da mesma pode ser atribuída à forma inadequada como os autores construíram a série de taxa de câmbio real.

A doutrina da PPP sugere a existência de um patamar de equilíbrio para a taxa de câmbio real, mas não a presença de uma tendência determinista de apreciação ou deterioração da referida taxa ao longo do tempo. O modelo estatístico que se mostrou adequado para descrever a série de câmbio real contém duas tendências deterministas. A primeira possui sinal negativo (apreciação) e vigora até 1912. A partir de 1913, altera-se a tendência de determinista. Esta possui um sinal positivo. Um resultado pouco intuitivo, tratando-se de câmbio real. Se somarmos isto ao fato de os autores terem utilizado séries de preços diferentes para obterem a série longa de câmbio real, procedendo à troca de série de preços internos justamente no ano em que o método econométrico sugere a presença de quebra, conclui-se que os resultados obtidos por Zini & Cati (1993) estão comprometidos por conta da utilização de uma base de dados inadequada.

O artigo divide-se em duas partes. Na primeira, aplicar-se-á a metodologia de Perron para testar a existência de quebra de médias e tendências deterministas nas séries de câmbio real e termos de troca. Na segunda parte do artigo, será realizada a análise multivariada das séries de câmbio nominal, nível de preços interno e externo e termos de troca.

1 Descrição da metodologia de Perron para detectar quebra nas séries

Perron demonstrou que os resultados apresentados pelos testes ADF estão fortemente comprometidos caso as séries apresentem quebras

estruturais, seja de média e/ou tendência determinista. Aplica-se, neste artigo, a metodologia sugerida por Perron nos dados utilizados por Zini & Cati.

Perron propõe duas formas de tratar as quebras nas séries. Em uma série de modelos existe espaço para ajustamento gradual à nova tendência, enquanto em outra série de modelos o ajustamento é instantâneo. Trabalhar-se-á, neste artigo, com a primeira série de modelos (*innovational outlier models*).

Perron desenvolveu dois tipos de modelo de ajuste gradual para modelar quebras. No primeiro tipo de modelo, pode-se testar a hipótese de quebra de tendência determinista nas séries. (Ver aplicações realizadas nas séries macroeconômicas em Perron, 1989). No segundo tipo de modelo, permite-se apenas a quebra no valor das médias. Descrevem-se abaixo tais modelos. Apresentam-se também as regressões correspondentes a serem estimadas e os valores dos parâmetros nas hipóteses nula e alternativa. No Modelo 1, permite-se a existência de quebra na tendência determinista da série e na média da mesma. Já no Modelo 2, permite-se apenas a existência de quebra na média da série.

Modelo 1: Quebra de tendência e média

$$H_0: \mathbf{y}_t = \mathbf{y}_{t-1} + b + \psi(L)(\varepsilon_t + \partial \mathcal{D}(Tb)_t)$$

$$H_a: \mathbf{y}_t = \mu + bt + \Phi(L)(\varepsilon_t + \theta DU_t + \gamma DT_t^*)$$

Regressão (1):

$$\mathbf{y}_t = \alpha \mathbf{y}_{t-1} + \mu + bt + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \partial (TB)_t + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \mathbf{y}_t + \varepsilon_t$$

$$H_0: \alpha = 1; b = \gamma = 0$$

$$H_a: |\alpha| < 1; \partial = 0$$

nas quais

$$DTB_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t \neq TB \\ 1 & \text{se } t = TB \end{cases}$$

$$DTB_t = [0 \quad \dots \quad 0 \quad 1 \quad 0 \quad \dots \quad 0]^t$$

$$DU_t = \begin{cases} 0 & \text{se } t < TB \\ 1 & \text{se } t \geq TB \end{cases}$$

$$DU_t = [0 \quad \dots \quad 0 \quad 1 \quad \dots \quad 1]$$

$$DT_t^* = \begin{cases} 0 & \text{se } t < TB \\ t - TB & \text{se } t \geq TB \end{cases}$$

$$DT_t^* = [0 \quad \dots \quad 0 \quad 1 \quad 2 \quad \dots \quad t - TB]$$

TB representa o ano da quebra nos modelos.

Modelo 2: Quebra de média

$$H_o: y_t = y_{t-1} + \beta + \psi(L)(e_t + \partial D(Tb)_t)$$

$$H_a: y_t = \mu + bt + \Phi(L)(e_t + \theta DU_t)$$

Regressão (2):

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + bt + \partial D(TB)_t + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_o: \alpha = 1; \theta = b = 0; \partial \neq 0$$

$$H_a: |\alpha| < 1; \theta \neq 0; b \neq 0; \partial = 0$$

Os erros dos dois modelos podem ser descritos por um processo ARMA (p,q):

$$A(L)v_t = B(L)\varepsilon_t$$

na qual $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$, e ambos os polinômios têm suas raízes fora do círculo unitário, por hipótese;

No Modelo 1, testa-se a hipótese de que a variável y_t seja um passeio aleatório (*random walk*) contra um processo com raiz não unitária e duas tendências deterministas. No Modelo 2, testa-se a hipótese de passeio aleatório contra um processo com raiz unitária com duas médias distintas.⁴ Em ambos os casos, a hipótese nula é o passeio aleatório.

Na estimação das equações acima surge um primeiro problema. No modelo teórico, a ordem do componente MA não é definida. Sendo $\psi(L)$ e $F(L)$ iguais a $\psi(L)=A(L)^{-1}B(L)$, e $F(L)=(1-\alpha L)^{-1}A^{-1}(L)B(L)$. Logo se $B^{-1}(L) \neq I$, $\psi^{-1}(L)$ e $F^{-1}(L)$ terão ordem infinita. Nas regressões, os parâmetros c_i correspondem aos coeficientes do polinômio $f(L) = \psi^{-1}(L) = (I + c_1L + c_2L^2 + \dots)$. Logo se $B^{-1}(L) \neq I$, $f(L)$ terá ordem infinita. Neste caso, será feita uma aproximação por uma soma finita, truncando-se o polinômio numa ordem k . Perron sugere a escolha de um valor inicial de k suficientemente

4 Hamilton, nas referências citadas na bibliografia deste artigo, desenvolve uma maneira interessante para modelarem-se séries com alterações de regimes. No caso mais simples, supõe que o processo que gerou uma variável y_t pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_t - \mu_1 = \phi(y_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_t(a)$$

$$y_t - \mu_2 = \phi(y_{t-1} - \mu_2) + \varepsilon_t(b)$$

$$\mu_1 \neq \mu_2$$

Se a variável y_t , no instante t , estiver sendo gerada pelo processo (a), diz-se que a mesma se encontra no regime 1. No outro caso, regime 2. Atribui-se um conjunto de probabilidades condicionais e não condicionais a cada um dos regimes. Chamando de p_{ij} a probabilidade do regime i ser sucedido pelo regime j , a hipótese de passeio aleatório (*random walk*) pode ser representada pela seguinte restrição: $p_{11}=1-p_{12}=p_{22}=1-p_{21}$, $\mu_1=\mu_2$ e $\sigma_1=\sigma_2$. Hamilton derivou um algoritmo para obter as estimativas de maximoverossimilhança dos parâmetros e das probabilidades condicionais e não condicionais do modelo descrito. O autor também desenvolveu testes de especificação e de hipóteses. Para um breve resumo desta forma de modelagem das séries com quebras de regimes, ver Hamilton (1994, cap. 22).

grande para que não haja omissão indevida de *lags* no modelo. Em seguida, deve-se propor simplificações ao modelo, eliminando-se sucessivamente os *lags* maiores. A escolha do valor de k dependerá dos resultados dos testes F 's e da avaliação da estatística AIC (*Akaike Information Criterion*).

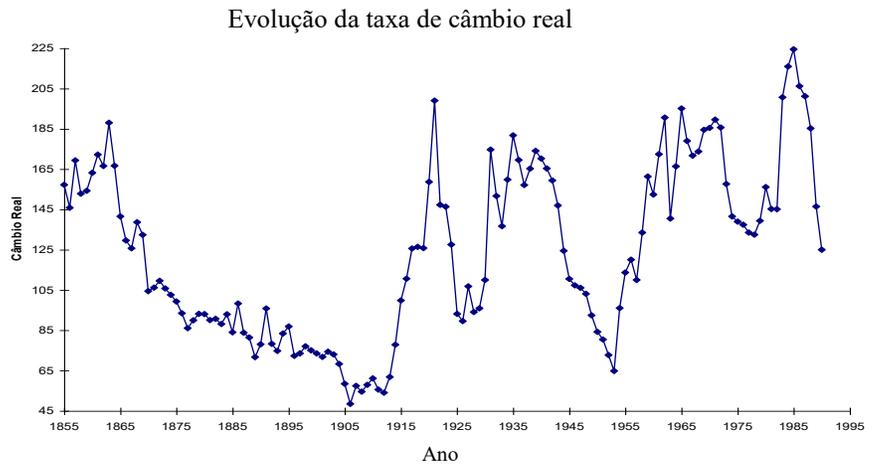
O segundo problema na estimação da regressões acima advém do desconhecimento do momento em que ocorreu a quebra na série. Perron sugere dois métodos para escolher-se endogenamente o momento da quebra. No primeiro método, o pesquisador deve estimar as regressões (1) e (2) para todos os pontos no tempo em que considera possível a existência de quebra de média ou tendência. A escolha do momento da quebra dá-se pela maximização da estatística t construída para testar se $\alpha=1$. O segundo procedimento baseia-se também na estimação das regressões (1) e (2) para todos os pontos em que exista possibilidade de quebra. A escolha do ponto de quebra dá-se pela maximização da estatística t construída para testar se $\gamma=0$. Perron fornece os valores críticos para ambos os procedimentos.

Caso o momento da quebra possa ser tratado como conhecido, o pesquisador pode testar a hipótese de raiz unitária confrontando o valor da estatística t construída para a hipótese $\alpha=1$ com os valores tabelados por Perron (1989). Rejeitada a hipótese de raiz unitária, todas as outras estatísticas das regressões (1) e (2) têm distribuição-padrão (normal).⁵

1.1 Resultados dos testes

Em primeiro lugar, mostra-se o gráfico das séries taxa de câmbio real e termos de troca utilizadas por Zini & Cati (1993). A análise “visual” da série câmbio real aponta a possibilidade de uma quebra na série. Na série termos de troca, a existência de quebra não é tão clara. Se existir, provavelmente envolverá as médias das séries.

⁵ Ver, sobre este ponto, Perron (1989: 1384).



1.1.1 Taxa de câmbio real

Em primeiro lugar, procurou-se delimitar os anos mais prováveis para a ocorrência de quebra nas séries: Para isto, estimou-se a seguinte equação de forma recursiva:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \mu + bt + \varepsilon_t \quad (3)$$

Analisou-se, então, a evolução das estimativas recursivas do parâmetro auto-regressivo (ϕ). Este mostrou grande instabilidade, sendo esta mais acentuada entre o período de 1910 a 1920. Decidiu-se pesquisar a existência de quebra nestes períodos. Utilizou-se a metodologia descrita na seção anterior. Apresenta-se na Tabela 1 os valores das estatísticas t 's construídas para testar se $\alpha=1$ e $\gamma=0$ estimadas a partir da regressão (1). O ano escolhido como ponto de quebra na série é 1913. Neste, as estatísticas $t(\alpha=1)$ e $t(\gamma=0)$ são maximizadas.

Tabela 1

	1910	1911	1912	1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920
$t(\alpha=1)$	-3.232	-3.595	-3.943	-4.071	-3.892	-3.470	-3.058	-2.716	-2.646	-2.772	-2.525
$t(\gamma)$	2.059	2.265	2.623	2.781	2.637	2.206	1.740	1.381	1.231	1.302	1.125

Nas regressões rodadas acima, adotou-se $k=10$ (dez *lags*). Escolhido como ponto de quebra 1913, procedeu-se à simplificação do modelo. Rodou-se novamente a regressão (1), com dez, nove, oito, ..., um e nenhum *lag*. Com base em testes F's e na observação da estatística AIC,⁶ escolheu-se o modelo com 4 *lags* (k) como ideal. Utilizando toda a amostra, estimou-se novamente a regressão (1) com $k=4$. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2
Regressão com $k=4$, e ponto de quebra: 1913⁷

	μ	b	$(\alpha-1)$	γ	θ	δ
Parâmetro	1.4525	-0.0054645	-0.28489	0.0065838	-0.16074	-0.11001
Est. t.	5.111	-3.678	-5.231	3.521	-1.836	-0.898
DW = 2,02						

O valor da estatística t do parâmetro auto-regressivo permite rejeitar a hipótese de raiz unitária (ver primeira linha da Tabela 3). Esta mesma estatística reforça a presença de quebra em 1913 (Ver segunda linha na Tabela 3). Já o valor da estatística $t(\gamma=0)$ não é significativo a 10%. Embora os valores entre 10 e 90% não estejam tabulados, a estatística $t(\gamma=0)$ está mais próxima do nível 10% de significância.

Os resultados estatísticos indicam a presença de quebra de tendência na série; entretanto, não são contundentes. Uma informação adicional precisa ser utilizada. Zini & Cati (1993:366), ao construírem a série de preços internos, promovem uma troca de série justamente em 1913. Antes deste ano, utilizam um índice de custo de vida e, a partir de 1913, o deflator do PIB brasileiro. Esta pode ser a fonte da quebra e da existência de tendência determinista na série de câmbio real. É importante lembrar que os valores críticos da Tabela 3 devem ser utilizados quando o momento de quebra é desconhecido. Se o ponto de quebra fosse conhecido e a hipótese de raiz unitária rejeitada, a estatística $t(\gamma=0)$ teria distribuição-padrão.⁸ Nesse caso,

⁶ Os testes não são relatados, para manter o texto o mais "enxuto" possível.

⁷ Os resíduos do modelo passam no teste de normalidade. Também os testes indicam não existência de estrutura auto-regressiva nos mesmos. A estatística DW dá uma boa indicação disto.

⁸ Sobre este ponto, ver Perron (1989).

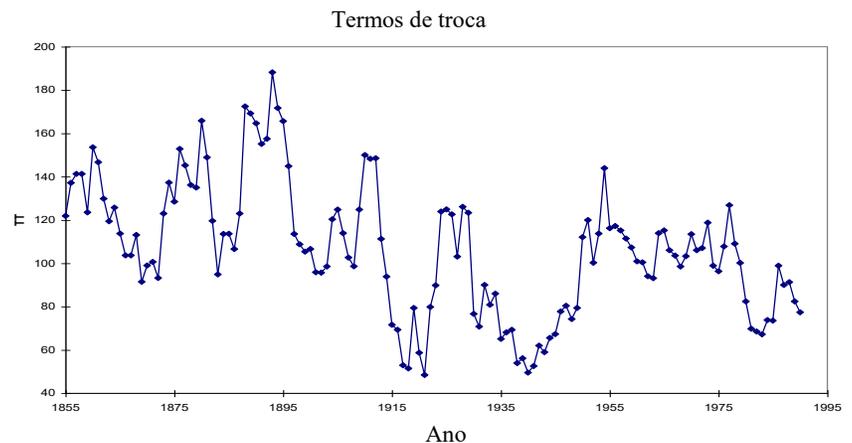
os resultados aqui obtidos seriam expressivos. Por isto, conclui-se pela existência de quebra em 1913.⁹

Tabela 3
Valores críticos do Modelo 1

	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	90.0%	95.0%	97.5.0%	99.0%
$\lambda=0,5$	-4.9	-4.53	-4.24	-3.96	-1.96	-1.69	-1.43	-1.07
t(a)	-5.57	-5.3	-5.08	-4.82	-3.25	-3.06	-2.91	-2.72
t(γ)	-5.28	-4.94	-4.62	-4.28	-1.64	-1.33	-0.98	-0.59
t(γ)	-5.57	-5.2	-4.91	-4.59	-2.15	-1.86	-1.59	-1.3

1.1.2 Termos de troca

Repetiu-se o procedimento realizado na série de câmbio real na série termos de troca. Procurou-se quebra de tendência na série entre 1905 e 1920. Os resultados são contundentes, rejeitando-se a hipótese de quebra estrutural de tendência para todos os anos pesquisados em um nível de significância de, pelo menos, 5%. Os resultados não são reportados, para poupar espaço.



⁹ A presença de duas tendências deterministas em uma série de câmbio real é algo pouco “intuitivo”. A teoria econômica indica a existência de quebra de média, mas não de tendência determinista. O autor deste artigo acredita ser mais provável que tais tendências advenham da forma como foi construída a série de câmbio real.

Em seguida, partiu-se para a estimativa do Modelo 2 com intuito de investigar a existência de quebra na média da série. Pesquisou-se quebra entre os anos de 1905 e 1920. Estimou-se a regressão (2) para todos os candidatos a pontos de quebra com dez *lags* (k). Os resultados são reportados na Tabela 4.

O ano que maximiza as estatísticas $t(\alpha)$ e $t(y)$ é 1912. Procede-se, então, à simplificação deste modelo. Eliminam-se os dez *lags* de forma sucessiva para, em seguida, proceder à comparação dos mesmos. Com base nos textos F 's e na estatística AIC, escolheu-se o modelo com quatro *lags*. Por fim, estimou-se o modelo escolhido utilizando-se toda a amostra. Os resultados são apresentados na Tabela 5 e os valores críticos, na Tabela 6.

Estes resultados não permitem concluir pela existência de quebra na série. O valor da estatística $t(\alpha=1)$ é significativo a 10% para verificar quebra (Ver linha 2 da Tabela 6). Entretanto, a estatística $t(\theta)$ possui um valor muito baixo, estando muito próximo do valor de rejeição da existência de quebra tabulado (terceira linha). Os resultados obtidos pela metodologia de Perron não diferem dos encontrados por Zini & Cati (1993) aplicando testes ADF (Dickey-Fuller aumentado) na mesma série. Ambos os testes indicam que a série termos de troca possui ordem 1 de integração.

2 Metodologia multivariada para testar PPP

A aplicação da metodologia de Perron à série de câmbio real sugere a existência de quebra nas séries. Nesta seção, divide-se a amostra em duas partes. A primeira amostra compreende o período de 1855 a 1912. A segunda amostra compreende o período de 1913 a 1990. Nestas duas amostras aplica-se a metodologia multivariada desenvolvida por Johansen às séries utilizadas para a construção da variável câmbio-real – nível de preços doméstico, nível de preços externo, taxa de câmbio nominal e; termos de troca.

2.1 Breve descrição da metodologia de Johansen

Johansen parte do seguinte VAR irrestrito:

$$(1 + \mathbf{A}_1 L + \mathbf{A}_2 L^2 + \dots + \mathbf{A}_p L^p) y_t = \omega D_t + v_t \quad (4)$$

na qual $v_t \sim \text{IN}(0, \Omega)$, D_t representa todos os componentes deterministas do modelo. Como grande parte das séries econômicas são não estacionárias, a

equação (4), em nível não é a forma mais apropriada para realizar-se inferências. Utiliza-se o VAR em primeira diferença:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i y_{t-i} + \pi y_{t-1} + \omega D_t + v_t \quad (5)$$

$$\text{na qual } \pi_i = \sum_{j=1+i}^p A_j \text{ e } \pi = -\left(I + \sum_{j=1}^p A_j\right) = -A(1)$$

A matriz π representa a relação de longo prazo existente entre as variáveis do modelo. Pesquisar o posto desta matriz significa pesquisar o número de relações de longo prazo existentes entre as variáveis. Se a matriz π tiver posto zero, não existe relação de longo prazo linear entre as variáveis. Se ela tiver posto 1, existe uma relação de longo prazo. O número máximo de relações iguala o número de variáveis do modelo.

O posto da matriz π pode ser averiguado pelo número de autovalores diferentes de zero. Johansen & Juselius (1990) sugerem o seguinte procedimento para obter-se a estimativa de verossimilhança da matriz π . Regride-se Δy_t e y_t contra os valores defasados de Δy_t e contra D_t , e guardando-se os resíduos destas regressões (R_{0t} e R_{1t} , respectivamente). O primeiro conjunto de resíduos contém a parcela de Δy_t que não é explicada pelos termos defasados de Δy_t e D_t . O segundo termo de resíduos representa a parcela de y_t que não é explicada pelos termos defasados de Δy_t e D_t . Logo, uma regressão de R_{0t} contra R_{1t} recupera a matriz π .

A função de verossimilhança é da seguinte forma:

$$L = (T/2) \ln |\Omega| - 1/2 \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t}) \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{1t}) \quad (6)$$

$$S = \begin{bmatrix} S_{00} & S_{01} \\ S_{10} & S_{11} \end{bmatrix}$$

A matriz S contém as variâncias e co-variâncias dos resíduos R_{0t} e R_{1t} . Com β fixo, pode-se obter uma estimativa para α . Os autovalores podem ser determinados por:

$$\left| \lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} \right| = 0 \quad (7), \text{ e a partir desta equação, pode-se determinar } \beta.$$

$\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \hat{\lambda}_N$ constituem-se os autovalores de (7).

Johansen (1988) e Johansen & Juselius (1990) derivaram duas estatísticas para testar quantos autovalores diferentes de zero existem na matriz, e suas distribuições assintóticas. São elas a estatística do traço e a do máximo autovalor.

Estatística do traço:

$$LR1 = T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

Estatística do máximo autovalor:

$$LR2 = T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (9)$$

Johansen & Juselius também derivam estatísticas que permitem testar restrições lineares sobre α e β . No presente artigo, testar-se-á determinada restrição sobre β .

2.2 Apresentação dos resultados

Johansen faz a hipótese de que todas as variáveis possuem ordem de integração 1. Entretanto, no presente caso, as variáveis nível de preços internos e taxa de câmbio nominal apresentam ordem de integração 2, segundo o teste ADF. Criou-se uma variável denominada câmbio deflacionado (e/p).¹⁰ Esta se constitui a razão entre câmbio nominal e nível de preços internos. Os testes ADF indicam que esta variável possui ordem 1 de integração. Desta forma, tentou-se evitar que o modelo estimado contivesse variáveis com ordem de integração superiores a um.

	N	N	Δ	Δ	Δ^2	Δ^2
Amostra 1						
	t_μ	t_τ	t_μ	t_τ	t_μ	t_τ
e	-1.8812	-2.2907	-4.2210**	-3.7508*	-6.2784**	-6.1985**
p	-2.3385	-2.3385	-5.3886**	-5.3195**	-6.0141**	-4.4543**
p*	-1.1710	-0.66713	-4.9671**	-5.1289**	-7.0103**	-6.9421**
e/p	-1.2253	-1.8408	-5.3177**	-6.0184**	-7.6247**	-6.4439**
TT	-2.4063	-2.3385	-5.9120**	-5.8430**	-6.7550**	-6.6678**
Amostra 2						
	t_μ	t_τ	t_μ	t_τ	t_μ	t_τ
e	2.8784	3.5881	3.5066	2.1756	-4.1567**	-4.7925**
p	1.6234	2.8424	4.5287	3.8986	-3.8218**	-4.4580**
p*	-0.12564	-1.5971	-5.5204**	-5.5558**	-9.7857**	-9.7204**
e/p	-0.37227	-2.0964	-6.9192**	-6.4254**	-8.6787**	-8.6459**
TT	-3.1913*	-3.4506	-7.2137**	-8.8913**	-9.5409**	-7.3711**

(N) indica testes sobre ADF sobre o nível das séries; (Δ) indica testes sobre a primeira diferença; (Δ^2) indica testes sobre a segunda diferença. (t_μ) é a estatística do parâmetro auto-regressivo com constante incluída no modelo; (t_τ) é a mesma estatística com constante e tendência incluídas no modelo.

¹⁰ Extraíu-se o logaritmo neperiano de todas as séries.

Estimou-se, em primeiro lugar, o VAR irrestrito em primeira diferença utilizando a amostra completa e as duas amostras divididas. Nos três casos permitiu-se que a constante entrasse no vetor de longo prazo das variáveis. A doutrina da PPP admite que no longo prazo o logaritmo das variáveis câmbio deflacionado (e/p) e o nível de preços externos flutuem em torno de algum patamar não nulo.

As estatísticas do traço e do máximo autovalor indicam a inexistência de vetores de co-integração para a amostra completa. Em princípio, este resultado confirmaria a conclusão de Zini & Cati (1994) sobre a inexistência de co-integração entre as variáveis em questão. Entretanto, ao se dividir a amostra em duas partes tendo em vista dar conta da quebra sugerida na primeira parte do artigo, as mesmas estatísticas indicam a presença de 3 vetores de co-integração para a primeira parte da amostra, e um vetor para a segunda.¹¹

As matrizes de ajustamento e de vetores de co-integração padronizadas são reproduzidas abaixo. No modelo com amostra completa (AC) e no modelo com a segunda parte da amostra (1913 a 1990), alguns dos coeficientes dos vetores de co-integração não apresentam o sinal esperado. Já para o modelo estimado com a primeira parte da amostra, os coeficientes apresentam os sinais esperados.

Matriz de ajustamento (normalizada)				Matriz de vetores (normalizada)			
AC				e/p	p*	TT	CTE
e/p	-0.1742	-0.0005277	-0.01857	1	-0.6408	-0.5304	5.455
p*	-0.003536	0.00008954	-0.01809	13.77	1	50.90	-237.2
TT	0.02715	-0.002354	-0.0002614	-0.3642	0.04536	1	-5.225
A1				e/p	p*	TT	CTE
e/p	-0.3779	-0.1638	0.2880	1	0.5548	2.960	-16.80
p*	-0.02960	-0.09806	-0.1160	0.6376	1	0.1835	-5.053
TT	-0.2173	0.1243	-0.5504	0.1099	0.3759	1	-6.345
A2				e/p	p*	TT	CTE
e/p	-0.1741	0.0967	-0.00004712	1	-0.7552	0.7389	0.4839
p*	0.06152	0.04374	-0.00007166	-1.382	1	1.057	-9.381
TT	-0.1942	-0.02269	-0.0001919	123.8	56.78	1	-336.5

Ao estimar estes modelos, não tivemos por objetivo principal pesquisar a aderência empírica da PPP, e sim reforçar a evidência de quebra

¹¹ O vetor de resíduos para a primeira amostra passou no teste de normalidade; o vetor de resíduos da segunda amostra, não. Logo, a inferência estatística no segundo caso fica prejudicada.

nesta série de dados. Todavia, a literatura aponta a existência de relação de co-integração entre câmbio nominal, preços internos e preços externos, como evidência empírica fraca da PPP.

Considera-se evidência forte a favor da PPP se os coeficientes dos vetores de co-integração obedecerem aos valores sugeridos pela teoria. Testaram-se as seguintes restrições sobre a matriz de vetores do modelo estimado com a primeira parte da amostra:

- as variáveis taxa de câmbio deflacionada e preços internos relacionam-se de forma proporcional;
- a variável termos de troca não influencia as variáveis câmbio deflacionado e preços externos;
- as variáveis preços externos e câmbio nominal deflacionado não influenciam o nível de termos de troca. Este conjunto de restrições é rejeitado.

3 Considerações sobre a base de dados

Este artigo teve por objetivo demonstrar a existência de quebra nos dados construídos por Zini & Cati para testar a PPP. Tal quebra ocorreu no ano de 1913 da amostra. Justamente neste ano, os autores promoveram a troca de índice de preços internos utilizado. Trocou-se um índice de custo de vida pelo deflator do PIB brasileiro.

Na literatura sobre a PPP, os autores utilizam série de índices gerais de preços, índice de preços ao consumidor e índice de preços no atacado. Cada procedimento possui vantagens e desvantagens. A existência de bens internacionais e domésticos exige que alguns cuidados sejam tomados na escolha das séries de preços. A arbitragem internacional vale apenas para o primeiro tipo de bens. Construir uma série de câmbio real com índice geral de preços e não com algum índice de preços no atacado, por exemplo, pode trazer resultados diferentes. É mais provável encontrar evidência contra a PPP no primeiro caso do que no segundo. Isto se deve à predominância com que cada tipo de bem (internacional ou doméstico) entra na construção de cada série de preços.

Existe uma outra definição de taxa de câmbio real apontada na literatura: preço relativo entre bens internacionais e domésticos¹². Apontam-se os índices gerais de preços como *proxy* para o primeiro tipo de bens e os índices de preços ao consumidor, para o segundo tipo. A literatura utiliza a razão entre o produto da taxa de câmbio nominal por algum índice de preços no atacado, e um índice de preços ao consumidor doméstico, como boa *proxy* para este segundo tipo de definição da taxa de câmbio real. Ao contrário da PPP, não existe nada na literatura econômica sugerindo que esta definição de taxa de câmbio real tenha de apresentar um comportamento estacionário (reversível à média).

Na construção da base de dados, Zini & Cati (1993) não levam em conta tais considerações feitas acima. Cometem 3 grandes impropriedades: a) utilizam índice de custo de vida com forte predominância de bens domésticos para testar a PPP; b) utilizam quatro séries de preços diferentes (custo de vida doméstico, deflator do PIB americano e brasileiro, índice de preços no atacado inglês) e; c) utilizam como *proxy* para preços externos, índice série no atacado e para preços internos, índice de custo de vida. Como já foi discutido acima, isto se constitui em *proxy* de um outro tipo de definição de câmbio real.

A confusão de conceitos e a miscelânea de séries utilizadas na construção da base de dados talvez expliquem os fracos resultados obtidos por Zini & Cati (1993) na segunda parte do artigo já citado. Os autores regridem a variação percentual da taxa de câmbio real contra a variação percentual dos termos de troca. Tal procedimento se justifica pela rejeição de raiz unitária para tais séries. Contudo, o modelo estimado apresenta claros sinais de má especificação. Os resíduos não passam no teste de normalidade, e a estimação recursiva dos coeficientes demonstra alta instabilidade nos valores dos mesmos.

Fava & Alves (1996) aplicaram a metodologia de co-integração fracionária para a mesma base de dados. Os autores concluem que os choques não se dissipam, ou seja, a taxa de câmbio real não apresenta comportamento de reversão à média. Entretanto, tal resultado deve ser tomado com algumas ressalvas, pois a base de dados utilizada parece não ser a mais adequada para testar-se a PPP pelos motivos sugeridos acima.

12 Ver, Edwards (1989) e Pastore & Pinotti (1995).

Conclusão

Os resultados apresentados neste artigo podem ser resumidos da seguinte forma:

- o modelo que se mostrou mais adequado para descrever o comportamento da série de câmbio real construída pelos autores contém duas tendências deterministas, ou seja, existe evidência de quebra na série. Isto pode ser atribuído à forma equivocada como foi construída a série de câmbio real;
- a ordem de integração da série de termos de troca é 1;
- a análise multivariada sugere a existência de relação de co-integração entre câmbio nominal deflacionado (e/p), índice de preços externos e termos de troca quando se divide a amostra levando em conta a quebra sugerida no ano de 1913.

Bibliografia

- CATI, R. C.; ZINI JR., A. A. Co-integração e taxa de câmbio: teste sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*; v.23, n. 2, p. 349-74, ago. 1993.
- CORBAE, D.; OULIARIS, S. Cointegration and tests of purchasing power parity. *Review of Economics and Statistics*, v.70, n.4, p. 508-11, 1988.
- _____; _____. A test of long-run purchasing power parity allowing for structural breaks. *Economic Record*, p. 26-33, mar. 1990.
- DORNBUSCH, R.; VOGELSANG, T. Real exchange rates and purchasing power parity. In: MELO, J.; SAPIR, A., ed. *Trade theory and economic reform: north, south and east. Essays in Honor of Bela Bellassa*. Cambridge, Mass.: Basil Blackwell, 1991. p. 3-24.
- EDWARDS, S. *Real exchange rates, devaluation and adjustment*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1989.
- FAVA, V.; ALVES, D. A fractional cointegration analysis of purchasing power parity for Brazil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 18, 1996. *Anais...* São Paulo: Sociedade Brasileira de Econometria, 1996.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and business cycle. *Econometrica*, v.57, p.357-84, 1989.
- _____. Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, v.45, p.39-70, 1990.

- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton Univ. Press, 1994.
- _____; ENGEL, C. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it? *American Economic Review*, v.80, n.4, p. 689-713, 1990.
- HENDRIX, D. H. *Dynamic econometrics - Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford Univ. Press, 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, North Holland, v.12, p. 231-54, 1988.
- _____; JUSELIUS, K. Maximum likelihood and inference on cointegration - with an application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.
- LAM, P.-S. The Hamilton model with a general autoregressive component: estimation and comparison with others models of economic time series. *Journal of Monetary Economics*, v.26, p.409-32, 1990.
- NAKANE, M. I. *Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES, 1994.
- PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. *Taxa cambial real e saldos comerciais*. 1995. mimeo.
- PERRON, P. Trends and random walks in macroeconomic times series: further evidence from a new approach.. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, p. 297-332, 1988.
- _____. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v.57, p. 1361-401, 1989.
- _____. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis: erratum. *Econometrica*, v.61, p. 248-9, 1993.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*; v.10, p. 301-20, 1992a.
- _____; _____. Testing for a unit root with a changing mean: corrections and extensions. *Journal of Business & Economic Statistics*; v.10, p. 467-70, 1992b.
- _____; _____. A note on the asymptotic distribution of unit root tests in the additive outlier model with breaks. *Revista de Econometria*; v.13, n. 2, p. 181-201, 1993.
- _____; _____. Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, v.8, n. 2, p. 153-62, 1990.