

Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil*

José W. Rossi**

Primeiramente o estudo discute e testa, usando a técnica de co-integração, duas teorias de determinação da taxa de câmbio: a da Paridade do Poder de Compra da Moeda (PPC) e a da Paridade da Taxa de Juros (PTJ). O teste com dados mensais no período 1980/88 sugere que, enquanto não são conclusivos os resultados para a PPC, a teoria da PTJ não pode ser rejeitada. Conclui-se, ainda, que não há nesse período uma relação estável de longo prazo entre as taxas de câmbio dos mercados oficial e paralelo. Além disso, mostra-se que o modelo proposto por Dornbusch — onde o prêmio do dólar no mercado paralelo é função da taxa de câmbio real (oficial) e da depreciação da taxa de câmbio nominal (oficial), ajustada pelos diferenciais das taxas de juros no Brasil e nos Estados Unidos — não se mostrou estatisticamente significativo com os nossos dados mensais no período 1980/88.

1 - Introdução

Determinar a taxa de câmbio entre as moedas de dois países é um ponto de muito interesse em economia internacional. Além da óbvia importância que a taxa de câmbio tem na competitividade das exportações, também tem despertado interesse o fato de as taxas terem se tornado mais voláteis desde a mudança, em 1973, do regime de taxas fixas para o de taxas flexíveis entre a moeda americana e a dos seus principais parceiros comerciais.

A taxa de câmbio é dada pela demanda e oferta das moedas dos países em questão. Dessa forma, é fundamental que se conheçam os fatores que estão por trás dessas forças de mercado, muito embora razões ainda não bem entendidas levem às vezes as taxas de câmbio a se desviarem do equilíbrio de longo prazo indicado pelos fundamentos econômicos que as norteiam. São vários tais fundamentos, tendo posição de destaque as teorias da Paridade do Poder de Compra (PPC) e da

* Agradeço os comentários e sugestões de um parecerista e também do editor desta revista. Agradeço ainda a Eustáquio José Reis, Ajax R. Bello Moreira, Marcelo J. B. Nonnenberg e Ricardo Markwald pelos comentários e sugestões a uma versão anterior deste estudo. Fabiana Feijó Machado e Maria Tereza Marsillac Pasinato deram apoio computacional e realizaram o levantamento dos dados aqui utilizados.

** Do IPEA-Rio e da UFRJ.

Paridade da Taxa de Juros (PTJ), que serão testadas empiricamente neste estudo com dados do Brasil.

Em essência, a teoria da PPC estabelece que o valor de equilíbrio da taxa de câmbio nominal entre as moedas de dois países é igual à razão dos seus respectivos níveis de preços. O argumento é que, com o livre comércio e sem custos de transportes, diferenças nos preços de um bem permitiriam que fossem realizados grandes lucros comprando onde é barato e vendendo onde é caro. Assim, a arbitragem levaria eventualmente a taxa de câmbio nominal para o nível indicado pela PPC, isto é, com a taxa de câmbio real tendendo para um valor constante.

Note-se que, na teoria da PPC, usam-se os bens comercializáveis (*tradables*), embora em geral ela seja aplicada para o conjunto dos bens na economia. É claro, entretanto, que podem persistir as diferenças entre os preços dos bens não-comercializáveis (*non-tradables*) dos dois países. Talvez fosse mais adequado chamar pois a teoria da PPC, quando aplicada apenas aos *tradables*, de lei do preço único, que é utilizada para um bem homogêneo, na teoria do comércio internacional. Uma razão importante para desvios da condição da PPC é que os *non-tradables* são parte do índice geral de preços que é utilizado no teste dessa teoria, conforme se verá mais adiante.

Já a teoria da PTJ sugere que a determinação da taxa de câmbio entre dois países seja, em grande parte, explicada pelos diferenciais das suas respectivas taxas de juros nominais. Caso a taxa de câmbio não fosse ajustada de acordo com as diferenças nas taxas de juros dos dois países, haveria a oportunidade de realizar grandes lucros com aplicações financeiras no país cujas taxas de juros fossem mais altas. Na Seção 2 discutiremos em detalhe essas duas teorias alternativas da determinação da taxa de câmbio, na Seção 3 trataremos dos testes empíricos, e na Seção 4 concluiremos o estudo.

2 - As duas teorias alternativas para a determinação da taxa de câmbio

2.1 - Paridade do Poder de Compra (PPC)

Pela teoria da PPC, conforme dito, tem-se que a taxa de câmbio nominal entre dois países varia de acordo com os seus diferenciais de inflação. Vale dizer, a taxa de câmbio real seria constante, sendo dada por:

$$R = E \cdot P^* / P$$

onde E é a quantidade de moeda doméstica por unidade da moeda estrangeira, P e P^* são, respectivamente, os níveis de preços doméstico e do país estrangeiro.

Conforme argumentado também, uma razão importante para que a taxa de câmbio real não permaneça constante, ou seja, para que se desvie da condição da PPC, é o fato de os preços dos *non-tradables* serem incluídos no índice geral de preços dado por P ou P^* . Como podem persistir as diferenças de preços dos *non-tradables* entre os países, pois os bens desse setor não estão sujeitos à arbitragem, tem-se, então, a violação da PPC.

Essa violação está, de fato, intimamente ligada ao problema das diferenças de produtividade entre os setores de *tradables* e *non-tradables*, conforme nos sugere Balassa (1964). Ele supõe: a) a lei do preço único para os *tradables*; b) o salário no setor de *tradables* está relacionado à produtividade desse setor; e c) os salários são idênticos entre as várias indústrias ou setores. Assim, um país com elevado aumento de produtividade no setor de *tradables* tem os preços dos *non-tradables* aumentado em relação aos dos *tradables*, e este aumento é maior do que aquele para um país onde tal diferencial de produtividade seja menor. Dado que o índice geral de preços (usado no teste de PPC) contém tanto os *tradables* como os *non-tradables*, o diferencial de produtividade resultará em valorização da taxa de câmbio real do país com alta produtividade, mesmo que sejam idênticos os preços dos *tradables* nos dois países.

Segundo Hsieh (1982), considere-se o caso de dois países com oferta fixa de mão-de-obra, que é o seu único fator de produção e onde a função de produção apresenta retorno de escala constante. Denote-se a produtividade média (e marginal) do trabalho dos setores *tradables* e *non-tradables* de A_t e A_n , respectivamente. O salário nominal, dado na moeda local, é W , que é idêntico nos dois setores de um mesmo país, tendo o fator "mão-de-obra" mobilidade perfeita entre esses dois setores, mas não entre os países. Supondo-se ainda que haja concorrência perfeita entre os produtores, os preços tendem, então, a se igualar ao custo unitário do trabalho. Assim, em termos de moeda local, teríamos (a variável com asterisco indica o país estrangeiro):

$$P_t = W/A_t, \quad P_n = W/A_n, \quad P_t^* = W^*/A_t^* \quad \text{e} \quad P_n^* = W^*/A_n^*$$

Suponha-se, também, que os preços na economia guardem entre si a relação:

$$P = P_t^{1-\alpha} \cdot P_n^\alpha \quad \text{e} \quad P^* = P_t^{*1-\beta} \cdot P_n^{*\beta}$$

onde α e β são pesos entre zero e a unidade e indicam a importância relativa dos *non-tradables* dentro de cada país. Após substituir essas relações na equação da taxa de câmbio real apresentada acima, obtém-se:

$$r = \beta (a_t^* - a_n^*) - \alpha (a_t - a_n) + (e + w^* - w + a_t - a_t^*)$$

onde as variáveis em letra minúscula indicam a taxa de variação da correspondente variável em letra maiúscula. Nesse resultado, o primeiro termo mede a diferença

na produtividade do fator trabalho entre os setores *tradables* e *non-tradables* no país estrangeiro. O segundo indica essa mesma diferença, só que para o país doméstico. Já o terceiro termo mede a diferença entre os dois países nas taxas de crescimento do custo unitário do trabalho (ou preços) no setor *tradables*. Fica, pois, demonstrado, conforme sugere Balassa, que diferenciais de produtividade entre os setores *tradables* e *non-tradables* em cada país (primeiro e segundo termo) podem provocar desvios da PPC, mesmo inexistindo diferencial na variação dos preços dos *tradables* (terceiro termo).

É bom ressaltar ainda que desvios na condição de PPC podem também ocorrer mesmo que todos os bens na economia sejam do tipo *tradables*, bastando serem distintos os pesos usados na construção dos índices de preços domésticos e estrangeiros, P e P^* . Assim, seja a lei do preço único válida para cada produto, isto é, $P_i = EP_i^*$ onde P_i e P_i^* são os preços doméstico e estrangeiro, respectivamente, do produto i . Suponha-se, ainda, como faz Hsieh (1982), que se tenha, por exemplo, apenas dois bens nas duas economias, sendo ambos *tradables* e sujeitos, pois, à lei do preço único. Considere-se que os índices de preços para cada economia sejam dados por:

$$P_i = \alpha P_1 + (1 - \alpha) P_2$$

$$P_i^* = \alpha^* P_1^* + (1 - \alpha^*) P_2^*$$

Após substituir essas relações na equação da taxa de câmbio real, vem:

$$R = \frac{\alpha^* EP_1^* + (1 - \alpha^*) EP_2^*}{\alpha P_1 + (1 - \alpha) P_2} = \frac{\alpha^* P_1 + (1 - \alpha^*) P_2}{\alpha P_1 + (1 - \alpha) P_2}$$

Dessa forma, caso $\alpha \neq \alpha^*$, então, mudando os preços relativos entre os dois bens dentro de um país, resulta que os índices de preço dos dois países divergirão mesmo que, como feito aqui, seja válida a lei do preço único para cada um dos bens na economia. Note-se que R só permanecerá constante se $\alpha = \alpha^*$.

As observações acima sugerem que a condição da PPC não seria em geral facilmente atendida por qualquer país. Adiantando o resultado que será apresentado mais à frente, não é conclusivo o teste empírico dessa teoria com os dados das relações entre o cruzeiro e o dólar nos anos 80.

2.2 - Paridade da Taxa de Juros (PTJ)

O diferencial das taxas de juros entre os países tem sido importante fator na determinação da taxa de câmbio entre as suas respectivas moedas. De fato, o

argumento utilizado é semelhante àquele da PPC, só que aplicado à taxa de juros, em vez de à taxa de inflação. Mais precisamente, aplica-se aqui a teoria da Paridade da Taxa de Juros (PTJ). Neste sentido, seja E_{it} a taxa de câmbio nominal entre a moeda do país i e, por exemplo, o dólar americano no tempo t , e denomine-se r_{it} a taxa de juros nominal nesse mesmo país, para o período de t a $t + 1$. Assim, após aplicar um dólar no país i por um período, o retorno obtido em termos da moeda do país i seria $E_{it}(1 + r_{it})$ que, convertido para o dólar americano, daria:

$$E_{it}(1 + r_{it})/E_{i,(t+1)} = \frac{1 + r_{it}}{1 + \Delta E_i}$$

onde ΔE_i é a taxa de variação esperada para a taxa de câmbio entre o período t e $t+1$. A alternativa representada pela mesma aplicação financeira, mas agora no país j , daria o retorno em termos da moeda americana de $(1 + r_{jt})/(1 + \Delta E_j)$, onde r_{jt} seria a taxa de juros nominal no país j e ΔE_j a taxa de variação esperada para a taxa de câmbio entre a moeda do país j e o dólar americano. Pela PTJ, esses dois retornos devem ser idênticos, o que resulta (após desprezarmos os termos $r_{it}\Delta E_j$ e $r_{jt}\Delta E_i$, pois, encurtando suficientemente o tempo, pode-se pensar em variações pequenas nessas taxas, com o produto entre elas sendo então desprezível):¹

$$\Delta E_j - \Delta E_i = r_{jt} - r_{it}$$

ou seja, o diferencial esperado nas taxas de variação das taxas de câmbio nominal dos dois países com relação ao dólar deve seguir o diferencial das suas taxas de juros nominais; é bom notar que nada pode ser dito aqui quanto à direção de causalidade dessa relação. Evidentemente, se o país i forem os Estados Unidos, então a relação acima fica simplificada para:²

$$\Delta E_j = r_{jt} - r_{it}$$

Na Seção 3, determinaremos a taxa de câmbio entre o cruzeiro e o dólar norte-americano para as duas teorias alternativas discutidas anteriormente, PPC e PTJ. Essas teorias são rigorosamente aplicáveis a um regime com taxas flexíveis e com perfeita mobilidade dos capitais entre os países. Apesar de tais condições não prevalecerem no Brasil, espera-se que, na fixação da taxa de câmbio, as autoridades

1 É claro que, se na prática as variações nas taxas de câmbio forem muito elevadas, o teste empírico com base na simplificação realizada pode ficar prejudicado. Este não foi o caso na aplicação feita onde os resultados pouco se alteraram com ou sem simplificação.

2 Note-se que a aplicação conjunta da PPC e PTJ implica que sejam idênticas as taxas de juros reais nos vários países pois, sob a PPC, tem-se $\Delta E_j - \Delta E_i = \Pi_j - \Pi_i$, onde Π_j e Π_i são as taxas de inflação dos países j e i respectivamente; isto substituído na relação da PTJ produz taxas de juros reais idênticas nos dois países.

econômicas levem em conta os diferenciais na inflação e na taxa de juros entre os países. É com esse espírito que os nossos resultados devem ser avaliados.

3 - O teste empírico

Primeiramente, ressalte-se que as condições de PPC e PTJ só devem ser buscadas no longo prazo. Não deve haver qualquer pretensão quanto ao atendimento dessas condições no curto prazo. De qualquer modo, não é tarefa simples testar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis de interesse nesse estudo. Um procedimento muitas vezes adotado é o do ajustamento de uma regressão linear entre as variáveis e tentar tirar conclusões dos resultados obtidos, o que se torna bastante problemático caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias, como geralmente ocorre, aliás, com as séries econômicas. Segundo Granger e Newbold (1974) é freqüente obtermos, nesse caso, um elevado coeficiente de determinação para o ajustamento linear (R^2), mas com os resíduos da regressão sendo fortemente autocorrelacionados (isto é, com baixo Durbin-Watson, DW), recaindo no que os autores denominam de regressão espúria. Essa forte autocorrelação residual causa um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão. Conforme enfatizado por Ardeni (1989), são ainda bastante instáveis os coeficientes da regressão quando se passa dos níveis das variáveis para as suas primeiras diferenças, o que não ocorreria se as variáveis fossem estacionárias. Na tentativa de contornar essas dificuldades, é comum proceder-se ao ajustamento da regressão com as variáveis nas suas primeiras diferenças ou então usarem-se as taxas e variação. Segundo Plosser e Schwert (1978), essa não é uma solução satisfatória para os problemas de não-estacionaridade e de instabilidade nos coeficientes da regressão. Como muitas vezes se está interessado apenas na relação entre os níveis das variáveis, e não na relação entre as suas diferenças, há que se buscar então uma solução mais efetiva para o problema. Nesse sentido, para verificar se as variáveis, que nos seus níveis são não-estacionárias, guardam uma relação entre si que possa ser considerada como de equilíbrio de longo prazo, é preciso, segundo Engle e Granger (1987), que elas co-integrem. Vale dizer que os resíduos da regressão entre essas variáveis — as quais devem ter a mesma ordem de integração (definida adiante) —, são estacionários. Assim, procedendo por partes, mostraremos primeiramente como realizar o teste para estacionaridade, já que se trata de uma etapa necessária para a realização do teste de co-integração entre as variáveis.

Para compreender o significado de estacionaridade de um série y_t , considere-se a sua representação auto-regressiva:

$$y_t = c + ay_{t-1} + u_t, y_0 = 0, u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

onde c é uma constante.

Caso $|a| < 1$, a série é estacionária e se $|a| \geq 1$, é não-estacionária ou se $|a| = 1$ a série tem raiz unitária. Caso a série representada seja, por exemplo, não-estacionária com raiz unitária, a variância de y_t será $t\sigma^2$. Assim, não há equilíbrio possível no longo prazo, pois a variância da série cresce sem limites com o passar do tempo. Para testar se a série tem raiz unitária, procede-se como proposto por Dickey e Fuller (1979). Note-se que a representação da série auto-regressiva para y_t pode ser também escrita como:

$$\Delta y_t = c + (a - 1)y_{t-1} + u_t$$

Assim, o teste para a hipótese nula $a = 1$ equivale a testar nessa regressão se $(a - 1) = 0$. Nessa versão, o teste é obtido dividindo-se primeiramente o coeficiente de y_{t-1} pelo seu desvio-padrão. Tal razão não segue, entretanto, a estatística Student convencional, mas sim uma estatística particular cujos valores críticos, sob a hipótese nula, encontram-se em Fuller (1979), e que é, de fato, chamado o teste simples de Dickey e Fuller. Caso haja autocorrelação residual na regressão, incluiu-se a primeira diferença da variável com uma defasagem entre as variáveis explicativas. Se a autocorrelação persistir, inclui-se mais um termo representado pela primeira diferença com duas defasagens, e assim por diante, até que seja eliminado o problema da autocorrelação residual. Mais precisamente, a regressão seria:

$$\Delta y_t = c + (a-1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

onde n é o menor valor para o qual não mais exista autocorrelação residual. O teste para a raiz unitária é então realizado nos moldes do teste Dickey-Fuller simples. Essa versão é conhecida como o teste aumentado (*augmented*) de Dickey e Fuller.

Finalmente, cabe descrever o procedimento para testar se duas séries temporais não-estacionárias co-integram. Se esse for o caso diz-se que elas guardam entre si um equilíbrio de longo prazo, que só ocorrerá, como já foi dito, se numa regressão de Mínimos Quadrados Ordinários entre as variáveis não-estacionárias com a mesma ordem de integração, os resíduos forem estacionários. O teste Dickey-Fuller para estacionaridade discutido anteriormente é, de fato, aplicado a esses resíduos da regressão de modo análogo a uma série histórica de dados quaisquer, exceto pelo fato de a regressão não possuir o termo constante (já que tais resíduos têm média zero) e os valores críticos do teste Dickey-Fuller necessitem de um ajuste já que a estimativa de Mínimos Quadrados, por minimizar a variância dos resíduos, tende a torná-los estacionários. Desse modo, o teste convencional de Dickey-Fuller é viesado porque favorece a rejeição da hipótese nula da sua não-estacionaridade. Caso os parâmetros da regressão sejam pré-especificados em vez de estimados, o teste Dickey-Fuller convencional será então aplicável [ver Engle e Granger (1987)]. Com a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para os resíduos, pode-se concluir que as variáveis não-estacionárias guardam entre si uma relação estável de longo

prazo, ou seja, mantém um equilíbrio de longo prazo. Diz-se então que as séries co-integram.

Para sintetizar, uma série y_t não-estacionária é integrável de ordem d se a sua diferença de ordem d , $\Delta^d y_t$, for estacionária, o que é representado por $y_t \sim I(d)$. Conforme demonstraram Engle e Granger (1987), se duas séries x_t e y_t são ambas $I(d)$, uma combinação linear delas é, em geral, também $I(d)$. Entretanto, se existir uma constante A tal que $(x_t - Ay_t) = z_t$ seja $I(d-b)$ com $b > 0$, então as séries x_t e y_t são co-integráveis de ordem (d, b) , o que é denotado por $(x_t, y_t) \sim CI(d, b)$. O caso $d=b=1$ se reveste de particular interesse, pois se x_t e y_t têm raiz unitária, ou seja, ambos são $I(1)$, e se z_t , que é uma combinação linear dessas variáveis, é $I(0)$, então, embora as séries x_t e y_t tenham variância infinita, a combinação linear delas é estacionária.³ De fato, a co-integração entre as duas variáveis é, conforme mencionado, uma condição necessária para que elas tenham uma relação entre si que seja estável no longo prazo. Ressalte-se ainda que se as duas variáveis não tiveram a mesma ordem de integração, elas não podem co-integrar.

Passemos aos testes apropriados quanto à determinação da taxa de câmbio entre o cruzeiro e o dólar americano, usando dados mensais do período 1980/88.⁴ Primeiramente, a Tabela 1 fornece os resultados quanto à ordem de integração das variáveis de interesses.⁵

Assim, tem-se que a série $\ln(P^*)$ é estacionária, ou seja, é $I(0)$. Já as séries $\ln(E)$, $\ln(P)$, $\ln(p)$ (onde $p = P/P^*$) e $\ln(EP^*)$ são não-estacionárias, com ordem de integração dois, isto é $I(2)$, pois a estacionaridade só é obtida com a segunda diferença dessas variáveis. As demais séries parecem ser não-estacionárias com raiz unitária, isto é $I(1)$, visto haver estacionaridade na primeira diferença dessas séries.

Os resultados da Tabela 1 revelam ainda que todas as quatro versões de câmbio real — isto é, as taxas de câmbio reais oficial (E/p) e do mercado paralelo (E_b/p), e as taxas de câmbio efetivas reais (cesta de moedas) para o total das exportações ($E1$) e produtos manufaturados ($E2$) — têm raiz unitária, violando assim a teoria da PPC que, como já foi discutido, requer a estacionaridade dessas séries.⁶ Considerações adicionais sobre a verificação ou não da teoria da PPC são apresentadas na Tabela 2, onde é testada a co-integração entre as variáveis relevantes para essa teoria e para a teoria da PTJ.

Na aplicação do teste de co-integração, como já ressaltado, a mesma ordem de integração das variáveis é requerida. Assim, na Tabela 2, temos inicialmente o

3 Para um resumo da utilização dessas técnicas na aplicação da teoria da PPC, ver Ardeni (1989) e Taylor (1988), e para uma aplicação relativa à demanda por moeda no Brasil, ver Pereira (1989).

4 No caso das taxas de câmbio efetivas reais, $E1$ e $E2$ na Tabela 1, o período vai de janeiro de 1979 a maio de 1990 e foram calculadas por Maria Helena Horta do IPEA-Rio. As taxas de câmbio efetivas consideram também as variações cambiais entre o dólar e as moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil: Estados Unidos, Alemanha, Japão, Canadá, França, Itália, Inglaterra, Holanda, Bélgica e Espanha. O comércio do Brasil com esses países em 1984 serviu como ponderações no cálculo da taxa de câmbio efetiva.

5 As regressões da Tabela 1 foram ainda ajustadas após incluir um termo de tendência temporal, o qual mostrou-se estatisticamente não significativo. Esses resultados podem ser obtidos junto ao autor.

6 Essas conclusões gerais não se alteraram quando o teste é aplicado ao nível da variável, em vez do logaritmo desse nível, como feito na Tabela 1.

TABELA 1
Ordem de integração das variáveis

Variável dependente e grau de integração da série	Estatística <i>t</i> para estacionaridade no teste Dickey-Fuller (DF; <i>m</i> = 0 e ADF; <i>m</i> = 1)			Outras estatísticas			
	<i>m</i>	Z(-1)	$\Delta Z(-1)$	$\Delta^2 Z(-1)$	R ²	DW	Q(30)
ln(<i>E</i>)	ΔZ	1	2,17		0,56	2,01	16,9
	$\Delta^2 Z$	1		-2,94	0,12	2,01	16,7
	$\Delta^3 Z$	1			-3,66	0,12	2,07
ln(<i>E_b</i>)	ΔZ	0	4,04		0,13	1,94	26,3
	$\Delta^2 Z$	0		-8,60	0,42	2,05	27,8
ln(<i>P</i>)	ΔZ	1	2,23		0,73	1,71	38,2
	$\Delta^2 Z$	0		-2,28	0,05	1,77	37,4
	$\Delta^3 Z$	0			-9,62	0,46	1,97
ln(<i>P</i> [*])	ΔZ	0	-4,45		0,16	1,86	45,1
	$\Delta^2 Z$	0		-8,61	0,42	2,05	42,3
ln(<i>p</i>)	ΔZ	1	2,35		0,72	1,71	42,4
	$\Delta^2 Z$	0		-2,38	0,05	1,77	41,7
	$\Delta^3 Z$	0			-9,83	0,48	1,98
ln(<i>EP</i> [*])	ΔZ	1	2,15		0,69	1,76	22,9
	$\Delta^2 Z$	0		-2,70	0,07	1,80	22,6
	$\Delta^3 Z$	0			-9,99	0,49	1,99
ln(<i>E_{bP}</i> [*])	ΔZ	0	3,89		0,13	1,93	25,7
	$\Delta^2 Z$	0		-8,62	0,42	2,05	27,5
(i - i [*])	ΔZ	1	0,47		0,45	2,84	14,8
	$\Delta^2 Z$	0		-5,99	0,82	2,62	12,2
ln(<i>E/p</i>)	ΔZ	0	-1,57		0,23	1,92	19,3
	$\Delta^2 Z$	0		-10,08	0,49	1,99	19,5
ln(<i>E_{b/p}</i>)	ΔZ	0	-2,33		0,05	2,14	19,0
	$\Delta^2 Z$	0		-11,51	0,56	2,01	18,2

(continua)

Variável dependente e grau de integração da série	Estatística <i>t</i> para estacionaridade no teste Dickey-Fuller (DF; <i>m</i> = 0 e ADF; <i>m</i> = 1)			Outras estatísticas			
	<i>m</i>	Z(-1)	$\Delta Z(-1)$	$\Delta^2 Z(-1)$	R^2	DW	Q(30)
ln(E1)	ΔZ	1	-1,14		0,02	1,99	19,3
	$\Delta^2 Z$	0		-10,54	0,45	1,97	19,7
ln(E2)	ΔZ	1	-1,74		0,12	2,03	17,5
	$\Delta^2 Z$	0		-8,16	0,33	1,99	18,8

NOTA: Definição das variáveis: *E*, *E_b*, taxas de câmbio oficial e de mercado paralelo; *E1* e *E2*, taxas de câmbio real efetiva das exportações e dos manufaturados; *P* e *P**, índices de preço por atacado no Brasil e nos Estados Unidos; *i* e *i**, taxas de juros nominais no Brasil (*over*) e nos Estados Unidos (*prime-rate*); *p* = *P/P**, relação de preços relativos; *Q*(30), estatística Ljung-Box, com 30 graus de liberdade, que sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação residual segue a distribuição qui-quadrado (χ^2). O valor crítico a 5% para o teste Dickey-Fuller (DF) com 100 observações é -2,89 [ver Fuller (1976, Tabela 8.5.2)]; *m* = 0 indica o teste DF e *m* = 1, o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), tendo a primeira diferença da variável dependente com apenas uma defasagem, com uma das variáveis explicativas da regressão.

resultado dos ajustamentos de Mínimos Quadrados Ordinários entre as variáveis de mesma ordem de integração e que são pertinentes para o teste das teorias da PPC e PTJ. Note-se que isso é um passo necessário no teste de co-integração. Há dois conjuntos básicos de regressões, as quais envolvem meramente uma troca de posição entre as variáveis dependente e explicativa na regressão, já que a estimação do sistema de co-integração não indica qual é a direção de causalidade na relação investigada.

Os dois primeiros ajustamentos da Tabela 2, relativos ao teste da PPC (por conterem séries não-estacionárias) parecem envolver regressões espúrias, já que têm altos R^2 e muito baixos Durbin-Watson (*DW*). O teste de co-integração dessas duas relações indica que os resíduos das regressões são efetivamente não-estacionárias. Como as variáveis dessas regressões são de ordem *I*(2), o teste de raiz unitária não se aplica. Testou-se, então, a estabilidade da relação entre as primeiras diferenças dessas variáveis, já que tais diferenças são *I*(1). Os resultados, mostrados na Tabela 2, indicam que essas diferenças de fato co-integram, pois os resíduos das respectivas regressões são estacionários. Desta forma, pode-se dizer que as taxas de variação dessas variáveis relativas à teoria da PPC parecem manter entre si alguma relação estável de longo prazo, ou seja, agora a taxa de desvalorização cambial segue aproximadamente o diferencial de inflação entre o Brasil e os Estados Unidos.⁷

⁷ É importante notar que, nas quatro primeiras regressões da Tabela 2, o coeficiente *b* não é estatisticamente diferente de 1, como requer aliás a teoria da PPC. Deve ser observado, entretanto, que nos dois primeiros casos pode-se ter um viés no desvio-padrão desse coeficiente em se tratando de regressões espúrias.

TABELA 2

Teste para co-integração com base nas regressões:

$$Y_t = a + bX_T + u_t \text{ e } \Delta u_t = cu_{t-1} + \sum_i d_i \cdot \Delta u_{t-i} + e_t$$

(Dados mensais no período 1980/88)

Regressões	a	b	R ²	DW	m	DF ou ADF
ln(EP*) contra ln(P)	9,60 (663,7)	1,0 (265,5)	0,99	0,10	1	-1,7
ln(P) contra ln(EP*)	-9,60 (-220,6)	0,998 (265,7)	0,99	0,10	1	-1,7
Δln(EP*) contra Δln(P)	0,018 (0,9)	0,918 (16,2)	0,71	1,9	0	-10,0
Δln(P) contra Δln(EP*)	0,02 (4,2)	0,778 (16,2)	0,72	1,7	0	-8,8
Δln(E) contra (i - i*)	0,013 (2,2)	0,921 (17,8)	0,77	1,7	0	-8,4
(i - i*) contra Δln(E)	0,010 (1,9)	0,835 (17,5)	0,77	1,3	0	-6,8
ln(E/p) contra ln(E ₁)	0,76 (1,7)	0,671 (6,5)	0,29	0,08	0	-1,5
ln(E ₁) contra ln(E/p)	2,78 (11,4)	0,431 (6,5)	0,29	0,13	0	-2,9
ln(E/p) contra ln(E ₂)	0,65 (2,4)	0,678 (11,2)	0,54	0,15	0	-2,0
ln(E ₂) contra ln(E/p)	1,51 (5,7)	0,082 (11,2)	0,54	0,13	0	-1,9
ln(E _b /p) contra ln(E ₁)	1,16 (1,3)	0,645 (3,1)	0,08	0,20	0	-2,5

(continua)

Regressões	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>R</i> ²	<i>DW</i>	<i>m</i>	<i>DF</i> ou <i>ADF</i>
$\ln(E_1)$ contra $\ln(E_b/p)$	3,86 (25,2)	0,129 (0,08)	0,08	0,14	0	-3,1
$\ln(E/p)$ contra $\ln(E_b/p)$	2,54 (13,7)	0,290 (6,2)	0,27	0,14	0	-1,5
$\ln(E_b/p)$ contra $\ln(E/p)$	0,535 (0,97)	0,931 (6,2)	0,27	0,23	0	-2,6
$\ln(E_1)$ contra $\ln(E_2)$	1,637 (9,1)	0,403 (15,2)	0,69	0,13	0	-3,4
$\ln(E_2)$ contra $\ln(E_1)$	-0,436 (-1,3)	1,124 (15,2)	0,69	0,06	0	-2,1
$\Delta \ln(P)$ contra $\ln(E_b P^*)$	-0,068 (-2,8)	0,012 (7,4)	0,35	0,46	0	-3,9
$\ln(E_b P^*)$ contra $\Delta \ln(P)$	10,000	28,13	0,35	0,16	0	-2,4

NOTAS:

^aNo caso das variáveis *E1* e *E2*, os dados vão de janeiro de 1979 a maio de 1990.

^b*DF (ADF)* é o teste Dickey-Fuller simples (aumentado) para os resíduos da regressão, que é definido como *c* dividido pelo seu desvio-padrão; as demais variáveis são como definidas na Tabela 1. O valor crítico para *DF (ADF)* a 5%, com 100 observações, é -3,37 (-3,17), conforme a Tabela 2 [ver Engle e Granger (1987)]; os valores entre parênteses são as estatísticas *t*.

Esse resultado parece em oposição pois ao teste anterior onde se constatou que o câmbio real não era estacionário.⁸

Note-se que seria incorreto usar a taxa de câmbio do mercado paralelo para testar a PPC nos moldes das regressões que usam a taxa oficial, pois as séries $\ln(E_b P^*)$ e $\ln(P)$ não podem co-integrar já que têm ordem de integração distintas. Entretanto, sendo as variáveis $\Delta \ln(P)$ e $\ln(E_b P^*)$, ambas *I*(1), elas poderiam co-integrar. Aliás é interessante observar que o teste de co-integração produziu neste caso resultados conflitantes quando se trocou o papel das variáveis dependente e explicativa na regressão (ver a Tabela 2). De fato, o teste é apenas assintoticamente

⁸ Dúvidas têm sido levantadas na literatura sobre o poder do teste de raiz unitária para, em certas circunstâncias, distinguir as situações estacionária e não-estacionária. Hakkio (1986) sugere que, se a série é quase não-estacionária, o teste aqui discutido tem um viés que tende a favorecer tal hipótese.

invariante a essas duas normalizações alternativas, e os resultados podem ser sensíveis em amostras de tamanho finito.⁹

Quanto ao teste da PTJ, a Tabela 2 mostra que essa teoria não pode ser rejeitada. Note-se que as séries $(i - i^*)$ e $\Delta \ln(E)$ são ambas $I(1)$, e os resíduos das duas regressões — isto é, $\Delta \ln(E)$ contra $(i - i^*)$ e $(i - i^*)$ contra $\Delta \ln(E)$ — são estacionários.¹⁰

Finalmente, a Tabela 2 mostra que a taxa de câmbio não co-integra, seja com a oficial real ($\ln(E/p)$), a de câmbio real no mercado paralelo ($\ln(E_b/p)$) ou com as duas versões de taxa de câmbio real efetiva, isto é, das exportações ($\ln(E1)$) e manufaturados ($\ln(E2)$). Nem essas outras taxas co-integram entre si, exceto talvez a fraca evidência de co-integração entre as duas versões da taxa de câmbio efetiva real ($\ln(E1)$ e $\ln(E2)$).

Enquanto parece haver algum resultado conflitante sobre o atendimento da teoria da PPC, a teoria da PTJ não pode ser rejeitada com os nossos dados. É possível que o período analisado não seja suficientemente longo para um teste mais definitivo sobre a questão, pois os desvios da PPC, em particular, podem levar mais de uma década para serem eliminados, principalmente quando há intervenção governamental na determinação da taxa de câmbio, como foi o caso aqui estudado, devido aos problemas com a dívida externa. Além disso, o período analisado é bastante atípico na economia que, caracterizado por forte recessão nas atividades produtivas, é conhecido como a “década perdida”. Se não há clara evidência empírica quanto ao atendimento da PPC nas relações entre o Brasil e os Estados Unidos, isso se deve, além desses problemas, também a possíveis diferenciais de produtividade entre os setores dos *tradables* e *non-tradables* no país em face a esses diferenciais nos Estados Unidos e nos outros parceiros comerciais do Brasil. Essa é uma questão que não pode ser aqui respondida.

4 - Conclusões

Conforme se verificou na seção anterior, o teste estatístico de co-integração entre as variáveis revela incerteza sobre o atendimento da teoria da PPC nas relações entre o Brasil e os Estados Unidos nos anos 80, pois enquanto não há, por um lado, equilíbrio de longo prazo no câmbio real, por outro, parece haver algum equilíbrio de longo prazo entre as taxas de variação das variáveis taxa de câmbio e preços relativos. Já a teoria PTJ não pode ser rejeitada. Isso sugere que as variações cambiais se orientam mais claramente pelos diferenciais das taxas de juros do que pelos diferenciais de inflação entre os países.

9 Ver a nota anterior a propósito dessa questão.

10 Para uma aplicação da PTJ dentro desse contexto, entre o dólar americano, o marco alemão, a libra esterlina e o iene, ver Meese e Rogoff (1988). Esses autores utilizam taxas reais, em vez das taxas nominais usadas neste estudo.

É interessante ressaltar ainda que, além do fato de não estarmos num regime com taxas de câmbio flexíveis como requerem as teorias da PPC e PTJ, talvez um teste mais adequado para a determinação da taxa de câmbio seria a especificação de um modelo que combinasse elementos das teorias da PPC e PTJ com outros fatores, tais como a política monetária doméstica e a situação das contas externas do país. Nesse sentido, pode-se pensar num modelo do tipo proposto por Dornbusch (1980) onde a taxa de câmbio real (r) é determinada segundo a especificação (todas as variáveis, exceto a taxa de juros, são em logaritmo):

$$r = (m - m^*) - h(i - i^*) - k(y - y^*) - (p - p^*) + s$$

onde m é a oferta nominal de moeda, i , a taxa nominal de juros, y , o PIB real, p , o nível de preços, h , a elasticidade-juros dos encaixes monetários reais, k , a elasticidade-renda da demanda por moeda real e s , um fator que capta a influência de outras variáveis sobre a taxa de câmbio; o asterisco indica o país estrangeiro. A tarefa de estimação de um modelo como esse fica, porém, para uma investigação futura.

Concluindo, uma questão correlata à determinação da taxa de câmbio (oficial) e que assume certa importância em países com controle cambial é a da determinação do prêmio na taxa de câmbio do mercado paralelo. Dornbusch *et alii* (1983) sugerem um modelo com esse propósito, que aplicam a dados do Brasil. Nesse modelo, o prêmio é determinado pela taxa de câmbio oficial real (e) e pela depreciação da taxa de câmbio oficial (nominal) ajustada pelo diferencial entre as taxas de juros (nominais) doméstica e estrangeira ($\hat{a} + i^* - i$). Fishelson (1988) propõe, entretanto, que como o objetivo é buscar uma *proxy* para o esperado diferencial de lucro entre uma aplicação em ativos domésticos e uma transação no mercado paralelo, o mais adequado seria substituir, nessa formulação, a depreciação da taxa de câmbio oficial (\hat{a}) pela depreciação da taxa de câmbio (nominal) do mercado paralelo (\hat{a}_b). Fishelson aplica essa variante do modelo de Dornbusch *et alii* (1983) para 19 países, obtendo elasticidades do prêmio com relação às duas variáveis do modelo, que são parecidas entre esses países. As duas versões, embora aplicadas ao Brasil pelos autores para períodos distintos (Dornbusch *et alii* com dados bimensais no período 1974/81 e Fishelson com dados trimestrais no período 1970/79), ambas produziram relações estatisticamente significativas, com o prêmio respondendo positivamente à taxa de câmbio oficial real e negativamente às respectivas taxas de depreciação ajustadas pelos diferenciais nas taxas de juros doméstica e estrangeira.

A aplicação das duas versões do modelo de Dornbusch *et alii* aos nossos dados mensais entre 1980/88 não produziu, entretanto, relações estatisticamente significativas. De fato, só se obteve o mesmo sinal dos coeficientes daqueles dois estudos quando da versão proposta por Fishelson, isto é, com o uso da variável depreciação da taxa de câmbio no mercado paralelo (\hat{a}_b), em vez de depreciação da taxa de

câmbio oficial (\hat{a}). Seria recomendável, portanto, tentar aplicar esses modelos para um período mais extenso, de tal modo que se possa formar um melhor juízo sobre a importância de cada um deles.

Abstract

First we discuss and test, by using the co-integration technique, two theories of exchange rate determination namely the Purchase Power Parity (PPP) and the Interest Rate Parity (IRP). Our test with monthly data in the period 1980/88 suggests that while the results are not conclusive for the PPP, the theory of the IRP can not be rejected. We also conclude that there is no stable long-run relationship between the official and the black market for the exchange rate. We finally show that the model proposed by Dornbusch — where the premium on the dollar in the black market is a function of the real exchange rate (official), and the depreciation of the nominal exchange rate (official), adjusted by the interest rate differences in Brazil and in the United States — was not statistically significant with our monthly data in the period 1980/88.

Bibliografia

- ARDENI, P. G. Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, v. 71, n. 3, p. 661-669, Aug. 1989.
- BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 72, p. 584-596, Dec. 1964.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- DORNBUSCH, R. Exchange rate economics: where do we stand? *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 143-185, 1980.
- DORNBUSCH, R. et alii. SIMÕES, D. The black market for dollars in Brazil. *Quarterly Journal of Economics*, v. 98, n. 1, p. 25-40, Feb. 1983.
- ENGLE, D., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.
- FISHELSON, G. The black market for foreign exchange: an international comparison. *Economics Letters*, v. 27, n. 1, p. 67-71, 1988.
- FULLER, W. *Introduction to statistical time series*. New York: John Wiley & Sons, 1976.

- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111-120, July 1974.
- HAKKIO, C. S. Does the exchange rate follow a random walk? A Monte Carlo study of four tests for a random walk. *Journal of International Money and Finance*, p. 221-229, June 1986.
- HSIEH, D. A. The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economics*, v. 12, n. 3/4, p. 355-362, May 1982.
- MEESE, R., ROGOFF, K. Was it real? The exchange rate - interest differential relation over the modern floating - rate period. *The Journal of Finance*, v. 43, n. 4, p. 933-947, Sept. 1988.
- PEREIRA, P. V. Empirical analysis of Brazilian money demand (1966-1987): an application of co-integration methods. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 11. Fortaleza, 1989. *Anais...* Rio de Janeiro: SBE, p. 329-333, 1989.
- PLOSSER, C. I., SCHWERT, G. W. Money, income and sunspots: measuring economic relationship and the effects of differencing. *Journal of Monetary Economics*, v. 4, n. 4, p. 637-660, Nov. 1978.
- TAYLOR, M. P. An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, v. 20, n. 10, p. 1369-1380, Oct. 1988.

(Originais recebidos em setembro de 1990. Revisões em setembro de 1991.)