

TEXTO PARA DISCUSSÃO/Nº 206

**Determinação da Taxa
de Câmbio: Testes
Empíricos para o
Brasil**

José W. Rossi

DEZEMBRO DE 1990

SUMÁRIO

I. INTRODUÇÃO

II. AS DUAS TEORIAS CONSIDERADAS PARA A DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

II.1 Paridade do Poder de Compra
(PPC)

II.2 Paridade da Taxa de Juros (PTJ)

III. O TESTE EMPÍRICO

IV. CONSIDERAÇÕES FINAIS

V. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: TESTES EMPÍRICOS PARA O BRASIL

José W. Rossi**

Este trabalho é de inteira e exclusiva responsabilidade de seu autor. As opiniões nele emitidas não exprimem necessariamente o ponto de vista do Ministério da Economia, Fazenda e Planejamento.

* *Agradeço a Eustáquio J. Reis e Elcyon Caiado Rocha Lima pelas sugestões quando esse projeto estava ainda em fase de definição. Sou grato também a Ajax R. B. Moreira, Marcelo J. B. Nonnenberg e Ricardo Markwald pelos comentários e sugestões a uma versão anterior deste estudo. Agradeço ainda a Fabiana Feljó Machado e a Maria Tereza de Marsillac Pasinato pelo apoio computacional e levantamento dos dados aqui utilizados.*

** *Do IPEA-RIO e da UFRJ*

SINOPSE

O estudo discute e testa, usando a técnica de co-integração, duas teorias de determinação da taxa de câmbio, quais sejam, a da Paridade do Poder de Compra da Moeda e a da Paridade da Taxa de Juros. A conclusão a que se chega é que nenhuma dessas teorias é atendida pelos nossos dados (mensais) no período 1980/88. Conclui-se, ainda, que parece não haver nesse período uma relação estável de longo prazo entre as taxas de câmbio dos mercados oficial e paralelo.

I. Introdução

A determinação da 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 contribuído para um maior interesse no seu estudo o fato de as taxas terem se tornado mais voláteis desde a mudança, em 1973, no regime cambial entre a moeda americana e a dos seus principais parceiros comerciais, que passou do regime de taxas fixas para o de taxas flexíveis.

É sabido que a taxa de câmbio é essencialmente dada pela demanda e oferta das moedas dos respectivos países. Desta forma, é fundamental que se conheçam os fatores que estão por trás dessas forças de mercado. De qualquer modo, razões ainda não bem entendidas levam às vezes as taxas de câmbio a se desviarem do equilíbrio de longo prazo indicado pelos fundamentos econômicos que as norteiam. São vários esses fundamentos econômicos. Nesse particular, têm posição de destaque as teorias da Paridade do Poder de Compra (PPC) e da Paridade da Taxa de Juros (PTJ), que são aqui testadas empiricamente 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 eventualmente levaria 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 linha de raciocínio da teoria da PPC usam-se os bens comercializáveis (**tradables**), embora em geral se force na prática o argumento aplicando-a para o conjunto dos bens na economia. É claro, entretanto, que podem persistir as diferenças entre os preços dos bens não comercializáveis (**non-tradables**) de dois países. Talvez fosse mais adequado, pois, chamar 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. De fato, 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 é, 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 próxima seção discutiremos em detalhes essas duas teorias alternativas da determinação da taxa de câmbio. A Seção III trata dos testes empíricos. A Seção IV conclui o estudo.

II. As Duas Teorias Consideradas para a Determinação da Taxa de Câmbio

II.1. Paridade do Poder de Compra (PPC)

Pela teoria da PPC tem-se, como já foi dito, 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 dos preços domésticos e do país estrangeiro. Conforme já foi argumentado também, uma razão importante para que a taxa de câmbio real não permaneça constante, ou seja, que ela 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 a arbitragem, tem-se então a violação da PPC.

A violação da PPC está, de fato, intimamente ligada ao problema das diferenças de produtividade entre os setores de **tradables** e

non-tradables, conforme nos sugere Balassa (1964). Balassa supõe: 1) a lei do preço único para os **tradables**; 2) o salário no setor de **tradables** está relacionado à produtividade desse setor; e 3) 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 relativamente aos preços dos **tradables**, e esse aumento é maior do que aquele para um país onde tal diferencial de produtividade seja menor. Dado que o índice geral de preços 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.

Formalizamos esses pontos aqui seguindo Hsieh (1982). Considere-se o caso de dois países com oferta fixa de mão-de-obra, que é o seu único fator de produção. A função de produção apresenta retorno de escala constante. Denote 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 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):

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

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

$$P = R^{1-\alpha} \cdot P_n^\alpha \text{ e } P^* = R_t^{1-\beta} \cdot P_n^{*\beta},$$

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, obtêm-se em termos de taxa de variação das respectivas variáveis:

$$r = \beta(\dot{a}_t^* - \dot{a}_n^*) - \alpha(\dot{a}_t - \dot{a}_n) + (e + w^* - w + \dot{a}_t - \dot{a}_t^*),$$

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 termo 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 de PPC mesmo inexistindo diferencial na variação dos preços dos **tradables** (terceiro termo).

É bom ressaltar aqui que desvios na condição de PPC podem ainda ocorrer mesmo que todos os bens na economia sejam do tipo **tradables**, bastando que haja distinção entre 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 tem, por exemplo, apenas dois bens nas duas economias, sendo ambos comercializáveis e sujeitos, pois, a lei do preço único. Considere-se que os índices de preços para cada economia sejam dados por:

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

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

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

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

Desta 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, pois, que dificilmente a condição da PPC seria atendida para qualquer país. Adiantando, aliás, um resultado apresentado mais adiante, essa é efetivamente a conclusão a que se chega no teste empírico da teoria da PPC nas relações entre o cruzeiro e o dólar nos anos 80.

II.2. Paridade da Taxa de Juros (PTJ)

Na abordagem monetarista enfatiza-se o papel do diferencial das taxas de juros entre os países como 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, ao invés de a 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 . 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} é 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 $r_{jt}\Delta E_j$ e $r_{it}\Delta E_i$, pois, encurtando suficientemente o tempo, pode-se pensar em variações apenas marginais nas taxas de câmbio):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 a direção de causalidade dessa relação². Evidentemente se o país i for os Estados Unidos, então a relação acima fica simplificada para:

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

Na próxima seção testamos a determinação da taxa de câmbio entre o cruzeiro e o dólar americano para as duas teorias alternativas discutidas acima, isto é, PPC e PTJ. Rigorosamente, essas teorias são aplicáveis a um regime com taxas flexíveis e com perfeita mobilidade dos capitais entre os países. Apesar de essas condições não prevalecerem no Brasil espera-se, pelo menos, que na fixação da taxa de câmbio as autoridades econômicas levem em conta os diferenciais na inflação e na taxa de juros entre os países. É com esse espírito pois, que os nossos resultados devem ser vistos.

III. O Teste Empírico

Ressalte-se, antes de mais nada, 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.

Não é tarefa simples testar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis de interesse nesse estudo. Um procedimento comumente adotado é recorrer-se ao ajustamento de uma regressão linear entre as variáveis, e tentar tirar conclusões dos resultados então obtidos. Isso é, entretanto, bastante problemático caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias, como geralmente ocorre, aliás, com as séries econômicas. Conforme nos alertam Granger e

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

2 Note-se que a aplicação conjunta da PPC e PTJ implica 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.

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 chamam de regressão espúria. Como se sabe, essa forte autocorrelação residual causa um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão. Nessas circunstâncias também, conforme enfatizado por Ardeni (1989), são 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, pois, proceder-se ao ajustamento da regressão com as variáveis nas suas primeiras diferenças, ou então, usarem-se as suas taxas de variação. Todavia, conforme nos advertem Plosser e Schwert (1978), isso não é, em geral, uma solução satisfatória para os problemas de não-estacionariedade 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, ou seja, que os resíduos da regressão entre essas variáveis sejam estacionários. Para melhor entender essa questão é preciso proceder por partes. Assim, indicamos a seguir como realizar, primeiramente, o teste para estacionariedade, já que isso é uma etapa necessária para realização também do teste de co-integração entre as variáveis.

Para compreender o significado de estacionariedade de uma série y_t , considere-se a sua representação auto-regressiva

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

Caso $|a| < 1$ a série é dita estacionária e se $|a| \geq 1$ ela é dita não-estacionária, ou alternativamente neste último caso se $|a| = 1$ a série tem raiz unitária. Caso a série

representada acima seja, por exemplo, não-estacionária com raiz unitária, a variância de y_t é $t\sigma^2$. 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:

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

Assim, o teste para a hipótese nula $a = 1$ equivale a testar nessa regressão, após incluir um termo constante, 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 t de Student convencional, mas sim uma estatística particular cujos valores críticos, sob a hipótese nula, encontram-se em Fuller (1976). Esse é de fato, o chamado teste simples de Dickey e Fuller. Caso haja autocorrelação residual na regressão acima, inclui-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:

$$\Delta y_t = c + ay_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

onde c é o termo constante e 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 simples, exceto pelo fato de serem distintos os valores críticos da estatística utilizada. Essa versão é conhecida como o teste aumentado (**augmented**) de Dickey e Fuller.

Cabe, finalmente, descrever o procedimento para testar se duas séries temporais não-estacionárias co-integram, pois só nessas circunstâncias pode-se dizer que elas guardam entre si um equilíbrio de longo prazo. Na realidade, esse equilíbrio só ocorrerá, como já foi dito, se numa regressão de Mínimos Quadrados Ordinários entre as variáveis

não-estacionárias, os resíduos forem estacionários. O teste de Dickey e Fuller discutido acima é então aplicado a esses resíduos da regressão. Apenas 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, tem um equilíbrio de longo prazo; diz-se então que as séries co-integram.

Formalizando as idéias que acabamos de discutir, uma série y_t não-estacionária é dita integrável de ordem d se a sua diferença de

ordem d , Δy_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 ditas co-integráveis de ordem d, b o que é denotado $(x_t, y_t) \sim CI(d, b)$. Nesse contexto, o caso $d=b=1$ se reveste de particular interesse, pois se x_t e y_t tem raiz unitária, ou seja, são ambos $I(1)$ e 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 estacionária³. De fato, a co-integração entre as duas variáveis é 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 tiverem 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 para isso dados mensais, do período 1980/88⁴. Primeiramente, a Tabela 1 fornece os resultados quanto à ordem de integração das variáveis de interesse. Por esses resultados tem-se que a série $\ln P^*$ é estacionária, ou seja, é $I(0)$. Já as

séries $\ln P$, $\ln p$ e $\ln EP^*$ são não-estacionárias, com ordem de integração dois, isto é $I(2)$, e as demais series parecem ser não-estacionárias com raiz unitária, isto é $I(1)$.

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 requer a estacionaridade dessas séries. Considerações adicionais sobre a verificação, ou não, da teoria da PPC são apresentadas na Tabela 2, onde se testa a co-integração entre as variáveis relevantes para essa teoria e para a teoria da PTJ.

Conforme já foi notado acima, na aplicação do teste de co-integração requer-se a mesma ordem de integração das variáveis. Assim, na Tabela 2 temos o resultado dos ajustamentos de Mínimos Quadrados Ordinários das relações pertinentes para o teste das teorias da PPC e PTJ já que isso é um passo necessário no teste de co-integração. Note-se que há dois conjuntos básicos de regressões, as quais envolvem meramente uma troca de posição entre as variáveis dependente e explicativa na regressão. Isso se faz necessário porque a estimação do sistema de co-integração não indica qual é a direção de causalidade na relação investigada.

Com essas considerações, vê-se inicialmente que os dois primeiros ajustamentos da Tabela 2, pertinentes para o teste da PPC, parecem envolver regressões espúrias, já que tem altos R^2 e muito baixos Durbin-Watson (DW). O teste de co-integração dessas duas relações indica serem efetivamente não estacionários os resíduos das regressões. Sendo ambas as variáveis da regressão $I(2)$, então se os resíduos forem $I(1)$ ou $I(0)$ segue-se, de acordo com o que foi dito acima, que as séries co-integram. É, entretanto, difícil aceitar que seja de equilíbrio a

3 Para um bom resumo dessas idéias no contexto de aplicações da teoria da PPC ver, por exemplo, Ardeni (1989) e Taylor (1988), e para uma aplicação relativa à demanda por moeda no Brasil ver Valls 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 Mária Helena Horta da CRRJ. Essencialmente as taxas de câmbio efetivas levam em conta também as variações cambiais entre o dólar e as moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil que são além dos Estados Unidos, a 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.

relação entre duas variáveis cuja regressão resultou em resíduos não-estacionários, como ocorrera, aliás, aqui. Por esta razão, testou-se também 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 efetivamente co-integram, pois os resíduos das

regressões são estacionários. Desta forma, pode se dizer que as taxas de variação das variáveis da PPC parecem manter entre si alguma relação estável de longo prazo, mesmo que não haja aparentemente estabilidade na relação entre os níveis das variáveis.

Tabela 1

ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS DIVERSAS VARIÁVEIS

Variável dependente e grau de integração da série	Estatística t para estacionaridade no teste Dickey-Fuller(DF)			Outras estatísticas			
	m	Z(-1)	$\Delta Z(-1)$	$\Delta^2 Z(-1)$	R ²	DW	Q(30)
LnE	ΔZ	1	2,71		0,56	2,01	16,9
	$\Delta^2 Z$	1		-3,62	0,11	2,10	16,7
LnEb	ΔZ	0	4,04		0,13	1,94	26,3
	$\Delta^2 Z$	0		-8,60	0,42	2,05	27,8
LnP	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			0,46	1,97	46,1
LnP*	ΔZ	0	-4,45		0,16	1,86	45,1
	$\Delta^2 Z$	0		-8,61	0,42	2,05	42,3
	$\Delta^3 Z$	0			0,48	1,98	53,6
LnEP*	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			0,49	1,99	29,6
LnEbP*	ΔZ	0	3,89		0,13	1,93	25,7
	$\Delta^2 Z$	0		-8,62	0,42	2,05	27,5
	$\Delta^3 Z$	0			0,45	2,84	14,8
(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(E/p)	ΔZ	0	-1,57		0,23	1,92	19,3
	$\Delta^2 Z$	0		-10,08	0,49	1,99	19,5
Ln(E /p)	ΔZ	0	-2,33		0,05	2,14	19,0
	$\Delta^2 Z$	0		-11,51	0,56	2,01	18,2
LnE1	ΔZ	1	-1,14		0,02	1,99	19,3
	$\Delta^2 Z$	0		-10,54	0,45	1,97	19,7
LnE2	ΔZ	1	-1,74		0,12	2,03	17,5
	$\Delta^2 Z$	0		-8,16	0,33	1,99	18,8

Definição das variáveis: E, Eb são as taxas de câmbio oficial e de mercado paralelo; E1 e E2 são as taxas de câmbio real efetiva das exportações e dos manufaturados; P e P* são os índices de preço por atacado no Brasil e nos Estados Unidos; i e i* são as taxas de juros nominais no Brasil (over) e nos Estados Unidos (**prime-rate**); p=P/P* é a relação de preços relativos; Q(30) é a 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) é - 2,89. m=0 indica o teste DF e m=1 indica o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) tendo a primeira diferença da variável explicativa com apenas uma defasagem, como uma das variáveis explicativas.

questão, pois os desvios da PPC (e da PTJ) podem levar mais de uma década para serem eliminados, particularmente quando há muita intervenção governamental na determinação da taxa de câmbio. De qualquer modo, a evidência dos anos 80 sugere que ambas essas teorias quando testadas separadamente não são válidas nas relações entre o Brasil e os Estados Unidos.

IV. Considerações Finais

Conforme verificou-se na seção anterior o teste estatístico de co-integração entre as variáveis sugere que as teorias da PPC e da PTJ quando aplicadas separadamente não são atendidas, pelo menos nas relações entre o Brasil e os Estados Unidos nos anos 80, pois não há equilíbrio de longo prazo possível entre os nossos preços e os preços americanos ou entre os diferenciais nas taxas de juros e a taxa de câmbio. Parece haver, entretanto, algum equilíbrio de longo prazo entre as primeiras diferenças dessas variáveis.

Além do fato de não estarmos num regime com taxas de câmbio flexíveis e nem ser perfeita a mobilidade dos capitais 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 política monetária doméstica e situação das contas externas do país. Nesta linha pode-se pensar num modelo do tipo proposto por Dornbush (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 é a taxa nominal de juros, y é o PIB real, p é o nível de preços, h é a elasticidade-juros dos encaixes monetários reais, k é a elasticidade-renda da demanda real por moeda e s é um fator que capta a influência de outras variáveis sobre a taxa de câmbio; $*$ asterisco indica o país estrangeiro. A tarefa de estimação de um modelo como esse fica, porém, para uma investigação futura.

Como observações finais, 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. Dornbush et alii (1983) sugerem um modelo com esse propósito, e aplicam-no a dados do Brasil. Essencialmente, 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 ($\hat{d} + i^* - i$). 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 oficial (\hat{d}) pela depreciação da taxa de câmbio (nominal) do mercado paralelo (\hat{d}_b). Fishelson aplica essa variante do modelo de Dornbush et alii (1983) para 19 países obtendo elasticidades do prêmio com relação às duas variáveis do modelo que são parecidas entre esses países. Essas duas versões do modelo, embora aplicadas ao Brasil pelos autores para períodos distintos (Dornbush 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 dessas duas versões do modelo de Dornbush et alii aos nossos dados mensais entre 1980 e 1988 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 uso da variável depreciação da taxa de câmbio no mercado paralelo (\hat{d}_b), ao invés de depreciação da taxa de câmbio oficial (\hat{d}). Seria recomendável, pois, tentar aplicar esses modelos para um período mais extenso de tal modo que se possa formar um melhor juízo sobre o mérito de cada um deles.

REFERÊNCIAS

- ARDENI, P.G. Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics*, vol.71, N° 3, Aug.1989, pp.661-669.
- BALASSA, B. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, vol.72, 1964, pp.584-596.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A. Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series With Unit Root., *Journal of American Statistical Association*, vol.74, 1979, pp.427-31.
- DORNBUSH, R. Exchange Rate Economics: Where Do We Stand? *Brookings Papers on Economic Activity*, N° 1, 1980, pp.143-185.
- DORNBUSH, R., DANTAS, D.V., PECHMAN, C., ROCHA, R.R. & SIMÕES, D. The Black Market for Dollars in Brazil. *Quarterly Journal of Economics* 98, pp.25-40.
- ENGLE, D. & GRANGER, C.W.J. Co-Integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing. *Econometrica*, vol.55 (1987) pp.251-276.
- FISHELSON, G. The Black Market for Foreign Exchange: An International Comparison. *Economics Letters* 27 (1988), pp.67-71.
- 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*, vol.26, 1974, pp.1045-66.
- 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*, June 1986, pp.221-29.
- HSIEH, D.A. The Determination of the Real Exchange Rate. *Journal of International Economics*, vol.12, 1982, pp.355-362. MEESE, R. & ROGOFF, K. Was it Real? The Exchange Rate - Interest Differential Relation over the Modern Floating - Rate Period. *The Journal of Finance*, vol.43, N°4, Sept. 1988, pp.933-947.
- MEESE, R. & ROGOFF, K. Was it Real? The Exchange Rate - Interest Differential Relation over the Modern Floating - Rate Period.. *The Journal of Finance*, Vol. 43, N° 4, Sept. 1988, pp. 933-947.
- PLOSSER, C.I. & SCHWERT, G.W. Money, Income and Sunspots: Measuring Economic Relationship and the Effects of Differencing. *Journal of Monetary Economics*, vol.4, 1978, pp.637-660.
- TAYLOR, M.P. An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques. *Applied Economics*, vol.20, 1988, pp 1369-1380.
- VALLS, Pereira, P.L. "Empirical Analysis of Brazilian Money Demand 1966/1987): An Application of Co-Integration Methods". *Anais do XI Encontro Brasileiro de Econometria*, Fortaleza, dez. 1989, pp.319-333.

