TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 393

O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil

José W. Rossi

DEZEMBRO DE 1995

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA
é uma fundação pública vinculada ao Ministério
do Planejamento e Orçamento.

PRESIDENTE
Andrea Sandro Calabi

DIRETOR EXECUTIVO
Fernando Antonio Rezende da Silva

DIRETOR DE PESQUISA
Claudio Monteiro Considera

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL
Luiz Antonio de Souza Cordeiro

DIRETOR DE POLÍTICAS PÚBLICAS
Luis Fernando Tironi

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar
resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando
profissionais especializados e recolhendo sugestões.

REPROGRAFIA
Edson Soares

Tiragem:250 exemplares

SERVIÇO EDITORIAL

Brasília - DF:
SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10º andar
CEP 70.076-900

Rio de Janeiro - RJ:
Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar
CEP 20.020-010

SUMÁRIO

O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: TESTES PARA O BRASIL

José W. Rossi*

* Do IPEA/DIPES.

1 - INTRODUÇÃO

Em vista do importante papel que a taxa de câmbio tem nas transações comerciais de um país, a busca dos fatores que a determinam tem atraído intensa investigação nas pesquisas econômicas. Duas formulações teóricas, básicas, mais recentes (surgidas a partir do início dos anos 70), para a determinação da taxa de câmbio são, respectivamente, a do modelo monetário e a do modelo de equilíbrio de **portfolio**. Há, de fato, várias gerações do modelo monetário, sendo o chamado modelo com preços flexíveis uma das suas primeiras versões. Nesse modelo se supõe tanto o contínuo atendimento da Paridade do Poder de Compra da moeda (PPC) como a estabilidade da demanda por moeda nos países doméstico e estrangeiro, conforme se detalhará adiante. Já no modelo de equilíbrio de **portfolio** a taxa de câmbio é, no curto prazo, determinada pela demanda e oferta de ativos financeiros. De fato, há certa interação entre a taxa de câmbio e o mercado de tais ativos financeiros. Por exemplo, a taxa de câmbio afeta o balanço de pagamentos que, no caso de um superávit, aumenta o estoque doméstico de ativos estrangeiros, provocando assim um aumento de riqueza a qual amplia, por sua vez, a demanda de ativos, sendo a moeda estrangeira um deles. Desta forma, no modelo de equilíbrio de **portfolio** a taxa de câmbio é determinada através da interação entre a conta corrente do balanço de pagamentos, o nível dos preços e a taxa de acumulação de ativos. Não é tarefa fácil, entretanto, a implementação empírica desse modelo, pois necessita de dados desagregados sobre ativos não-monetários que não são facilmente disponíveis [MacDonald e Taylor (1992)]. Por esta razão, neste estudo testa-se apenas o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Tem-se a seguir, pois, uma discussão dessa classe de modelo.

2 - O MODELO MONETÁRIO BÁSICO

Sendo a taxa de câmbio a razão entre os níveis dos preços de dois países, é natural que no modelo monetário de determinação da taxa de câmbio ênfase seja dada aos fatores que explicam as variações nesses preços. Assim, o ponto de partida na discussão desse tipo de modelo é a questão do equilíbrio monetário. Nesse sentido, sejam as respectivas funções da demanda por moeda dos países doméstico e estrangeiro dadas, respectivamente, por:

$$M/P = f(Z) = kY^{\alpha}e^{-\beta i} \quad \text{e} \quad M^*/P^* = f^*(Z) = k^*Y^{*\alpha^*}e^{-\beta^* i^*} \qquad (1)$$

onde P, Y e i são o nível dos preços, o PIB real e a taxa de juros nominal, com k, α e β sendo parâmetros; as correspondentes magnitudes do país estrangeiro são indicadas com um asterisco. O atendimento da PPC significa que a taxa de câmbio é dada por $S = P/P^*$. Substituindo, pois, os preços extraídos das equações anteriores nesta relação, obtém-se (para simplificar, impôs-se a igualdade nos parâmetros das funções de demanda por moeda dos dois países):

$$s = (m-m^*)-\alpha(y-y^*)+\beta(i-i^*), \tag{2}$$

onde as variáveis em letra minúscula são o logaritmo das correspondentes variáveis em letra maiúscula.

A equação (2) na sua forma irrestrita é :

$$s = \gamma_1 m+\gamma_2 m^*+\gamma_3 y+\gamma_4 y^*+\gamma_5 i+\gamma_6 i^*+\varepsilon \tag{3}$$

que permite testar até que ponto as restrições impostas na equação (2) são válidas. Neste particular, as seguintes hipóteses podem ser formuladas: H1:$\gamma_1 = 1$, H2:$\gamma_2 = -1$, H3:$\gamma_3 = -\gamma_4$, H4:$\gamma_5 = -\gamma_6$. É claro que várias combinações entre essas hipóteses podem ainda ser testadas.

O fato de os coeficientes das variáveis PIB real (y) e taxa de juros (i) terem, respectivamente, o sinal negativo e positivo na equação da taxa de câmbio pode surprender à primeira vista. Há, todavia, uma explicação para esses resultados. No caso do PIB, por exemplo, com o aumento nessa variável cria-se um excesso de demanda pela moeda doméstica. Assim, na tentativa de aumentar os encaixes reais, os agentes reduzem os seus dispêndios, o que leva à queda no nível dos preços, restabelecendo, pois, o equilíbrio no mercado monetário. É tal redução nos preços que leva, via PPC, à valorização na taxa de câmbio. Raciocínio análogo, embora em sentido inverso, aplica-se para o caso da variável taxa de juros. Vale dizer, um aumento na taxa de juros reduz a demanda por moeda que, para dado estoque de moeda, aumenta o nível dos preços, provocando, via PPC, a desvalorização da taxa de câmbio. Uma outra interpretação para este último caso é que, com a perspectiva de um aumento na taxa de juros, os agentes, para não incorrer em perdas, livram-se do excesso de liquidez comprando títulos domésticos e estrangeiros, provocando, assim, a desvalorização da moeda doméstica.

Por ser uma relação de longo prazo, a PPC é, no curto prazo, freqüentemente violada na prática. Por isso, não é de estranhar o resultado do estudo de Meese e Rogoff (1983) em que foi constatado que a classe dos modelos monetários de determinação da taxa de câmbio não superou, nos testes de previsão, nem mesmo o modelo representado por um simples passeio aleatório (**random walk**).[1] Essa frustração com as primeiras versões do modelo monetário levou, aliás, ao surgimento do modelo com preços rígidos (**sticky prices**) proposto por Dornbusch (1976). Neste, ao contrário do caso do modelo com preços flexíveis, a PPC não é continuamente atendida, vale dizer, a taxa de câmbio real não é constante no tempo. Há, de fato, no curto prazo certa ultrapassagem (**overshooting**) da taxa de câmbio indicada pela PPC. Isso devido à combinação da rigidez dos preços dos bens, no curto prazo, com o atendimento da condição da Paridade da Taxa de Juros (PTJ); esta última indica serem idênticas, após os devidos ajustes para a variação na taxa de câmbio, as taxas de juros em aplicações financeiras feitas nos

---

[1] MacDonald e Taylor (1994*b*) sugerem que o insucesso dos modelos monetários se deve, neste particular, a uma inadequada especificação dinâmica. Por exemplo, os autores obtêm, numa aplicação com dados da taxa de câmbio libra esterlina/dólar e usando as técnicas de co-integracão (discutidas adiante no texto) em combinação com o modelo de correção de erro, melhores previsões do que aquelas obtidas com o modelo representado por um simples passeio aleatório do tipo proposto por Meese e Rogoff (1983).

dois países para os quais está se considerando o câmbio.[2]

Fazendo agora como MacDonald e Taylor (1994a), suponha que a PTJ seja atendida, isto é $i_t - i_t^* = E(\Delta s_{t+1}^e | I_t)$, que levado em conta na equação (2) permite obter:

$$s_t = x_t + \beta E(\Delta s_{t+1}^e | I_t) \qquad (4)$$

---

[2] A questão da ultrapassagem da taxa de câmbio pode ser assim explicada. Primeiramente, considere-se a condição da PTJ. Se a aplicação de uma unidade monetária no país doméstico rende no final do período $(1 + i_t)$, aplicando esse mesmo valor no país estrangeiro (primeiramente a conversão de moedas daria $1/S_t$ no país estrangeiro), renderia no final do período $(1/S_t)(1+i_t^*)$. A conversão deste último valor para a moeda doméstica deve, pela arbitragem financeira, render o mesmo que a aplicação feita no país doméstico. Vale dizer, pela PTJ tem-se: $(1+i_t) = (S_{t+1}^e/S_t)(1+i_t^*)$, geralmente, aproximada por $i_t = i_t^* + (S_{t+1}^e - S_t)/S_t = i_t^* + E(\Delta s_{t+1}^e | I_t)$, onde S_{t+1}^e é a taxa de câmbio esperada para o final do período, ocasião em que deve ocorrer a conversão dos rendimentos da aplicação no exterior para a moeda doméstica. Suponha agora uma contração na oferta de moeda. Como os preços dos bens são rígidos, há uma equivalente redução na oferta real de moeda. Para uma dada demanda por moeda o equilíbrio requer um aumento na taxa nominal de juros. Distintamente do mercado de bens, no mercado de ativos financeiros os preços são plenamente flexíveis. Assim, as expectativas sobre a taxa de câmbio são imediatamente ajustadas para baixo, pois essa será a tendência dos preços na economia em vista da contração da oferta monetária. Isso significa que para o atendimento da PTJ requer-se queda maior ainda na taxa de câmbio atual. Com a gradativa queda dos preços na economia cai também a taxa nominal de juros. Dada a taxa de câmbio esperada, o atendimento da PTJ significaria, neste caso, uma gradativa desvalorização cambial, havendo, assim, o *overshooting* do seu equilíbrio de longo prazo. Este fenômeno só ocorre em vista da rigidez nos preços dos bens, mas flexibilidade no preço dos ativos financeiros. Para uma exposição didática desta matéria, ver Krugman e Obstfeld (1988).

onde $x_t = m'_t - \alpha y'_t$, com $m' = m-m^*$ e $y' = y-y^*$. Após considerar aqui tanto a condição de transversalidade $\lim_{i\Rightarrow\infty}[\beta/(1+\beta)]^i E_t s_{t+i}] = 0$ como serem as expectativas racionais de tal modo que o erro de previsão é nulo, tem-se:[3]

$$s_t = (1+\beta)^{-1}x_t+\beta(1+\beta)^{-1} E(s_{t+1}|I_t) \qquad (5)$$

Com substituições recursivas para frente na equação anterior obtém-se:[4]

---

[3] A condição de transversalidade significa que a taxa de câmbio não deve subir mais que o fator de desconto $\beta/(1+\beta)$. Como este último equivale à taxa $1/\beta$, então a taxa de câmbio terá que crescer menos que este valor. Quanto ao resultado em (5), como $s_t=x_t+\beta i'_t$, e $i'_t= E(\Delta s^e_{t+1}|I_t)$ vem então:

$s_t=x_t+\beta E(s^e_{t+1}-s_t)$. Segue que $s_t+\beta s_t-\beta Es_{t+1}= x_t+\beta E(s^e_{t+1}-s_{t+1})$. De acordo com as expectativas racionais este último termo é nulo.

Assim, tem-se, finalmente:

$s_t=(1+\beta)^{-1}x_t+\beta(1+\beta)^{-1}Es_{t+1}$

[4] Seja $s_t=(1+\beta)^{-1}x_t+\beta(1+\beta)^{-1}Es_{t+1}$. Substituindo por s_{t+1} nesta equação vem:

$s_t=(1+\beta)^{-1}x_t+\beta(1+\beta)^{-1}E[(1+\beta)^{-1}x_{t+1}+\beta(1+\beta)^{-1}Es_{t+2}]$. Substituindo aqui para

s_{t+2}, s_{t+3} etc. vem:

$s_t=(1+\beta)^{-1}x_t+\beta(1+\beta)^{-2}x_{t+1}+\beta^2(1+\beta)^{-3}x_{t+2}+\ldots\ldots+[\beta/(1+\beta)] E_t s_{t+i}$.

Assim:

$(1+\beta)s_t=\beta^0(1+\beta)^0 x_t+\beta(1+\beta)^{-1} x_{t+1}+\beta^2(1+\beta)^{-2} x_{t+2}+\ldots\ldots$

Finalmente, vem:

$$s_t= (1+\beta)^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} [\beta/(1+\beta)]^i x_{t+i}$$

$$s_t = (1+\beta)^{-1}\sum_{i=0}^{\infty} [\beta/(1+\beta)]^i E(x_{t+i} | I_t) \tag{6}$$

Isto é, a taxa de câmbio, atualmente, é determinada pela trajetória dos valores fututos (esperados) das variáveis oferta monetária e crescimento do PIB real. Este é o chamado modelo de valor presente, que tem sido aplicado em áreas tão diversas quanto as que envolvem as cotações de ações, a taxa de juros e a demanda por moeda.[5]

Uma importante implicação do modelo de valor presente é que se aplicado para a taxa de câmbio esta deve, então, co-integrar com as variáveis contidas em x_t. Para mostrar isso, reescreva-se a equação anterior como [para simplificar a notação fez-se $b = \beta/(1+\beta)$]

$$s_t = (1-b)\sum_{i=0}^{\omega} b^i E_t x_{t+i}, \tag{7}$$

já que $(1 + \beta)^{-1} = (1 - b)$. Considerando-se agora apenas os termos do lado direito da equação, tem-se:

$$\sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t x_{t+1} - b\sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} = x_t + \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+1} - b\sum_{i=1}^{\infty} b^{i-1} E_t x_{t+i-1} =$$

$$= x_t + \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+i-1} \tag{8}$$

Desta forma, obtém-se, finalmente:

$$s_t - x_t = \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t \Delta x_{t+i} \tag{9}$$

que é passível de estimação pela técnica de co-integração, conforme será demonstrado adiante.

---

[5] Para uma aplicação do modelo de valor presente em um estudo de demanda por moeda no Brasil, ver, por exemplo, Rossi (1994).

3 - UMA VERSÃO ALTERNATIVA DO MODELO MONETÁRIO

Rigorosamente, a teoria da PPC só é válida para o conjunto dos bens sujeitos à troca internacional, já que ela baseia-se na lei do preço único aplicada, na teoria do comércio internacional, a um bem homogêneo. O argumento é que com o livre comércio e sem custos de transportes as eventuais diferenças nos preços de um bem permitiriam a realização de grandes lucros simplesmente comprando onde é barato e vendendo onde é caro. Assim, a arbitragem levaria a taxa de câmbio nominal para o nível indicado pela PPC, ou seja, a taxa de câmbio real tenderia a um valor constante. Não é adequado, pois, aplicar a PPC ao conjunto de todos os bens da economia. É claro que os bens não-comercializáveis (**non-tradables**) não estando sujeitos à arbitragem podem ter distintos preços entre os países. Aliás, uma razão importante para o desvio da condição da PPC é o fato de os **non-tradables** serem parte do índice geral de preços que é, geralmente, utilizado no teste dessa teoria.

De fato, a violação da PPC está intimamente ligada ao problema das diferenças de produtividade entre os setores de **tradables** e **non-tradables**, conforme nos sugere Balassa (1964). Vale a pena rever aqui a sua linha de argumentação. 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. Esses pontos são aqui formalizados 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):

$$P_t = W/A_t,\ P_n = W/A_n,\ P_t^* = W^*/A_t^* \ \text{e}\ P_n^* = W^*/A_n^* \tag{10}$$

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

$$P = P_t^{1-\lambda}.P_n^{\lambda} \ \text{e} \ P^* = P_t^{*1-\lambda^*}.P_n^{*\lambda^*}, \tag{11}$$

onde λ e λ^* 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, definida como $R=SP^*/P$, obtém-se, em termos das taxas de variação das respectivas variáveis:

$$r = \lambda^*(a_t^*-a_n^*) - \lambda(a_t-a_n) + (s + w^* - w + a_t - a_t^*) \tag{12}$$

onde as variáveis em letra minúscula indicam a taxa de variação da correspondente variável em letra maiúscula.

No resultado da equação (11) 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 termos) podem provocar desvios de PPC mesmo inexistindo diferencial na variação dos preços dos **tradables** (terceiro termo). Como evidência empírica em apoio a este ponto utilizaremos o resultado de uma pesquisa de Richard Marston da University of Pennsylvania (**Real Exchange Rates and Productivity Growth in United States and Japan**, Working Paper 1922, National Bureau of Economic Research, May 1986), citada em Krugman e Obstfeld (1988, p.396). O autor calculou a taxa de crescimento da produtividade do fator trabalho usando dados em nível de indústria para os Estados Unidos e o Japão, no período 1973/83, e concluiu que nos Estados Unidos esta cresceu 13,2% mais rápido para os **tradables** comparativamente aos **non-tradables**, contra 73,2% no caso do Japão. Foi ainda verificado que enquanto nos Estados Unidos o preço relativo dos **non-tradables** aumentou no período de 12,3%, no Japão esse aumento foi de 56,9%. Embora o preço dos **tradables** no Japão tenha caído sensivelmente com relação aos **tradables** nos Estados Unidos, o resultado final foi ainda uma apreciação real de 9% do iene relativamente ao dólar americano.

Em vista das ponderações anteriores, na aplicação aqui do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, considera-se ainda a possibilidade, assim como faz Moosa (1994), de a PPC ser válida apenas para os **tradables**, ou seja $S=P_T/P^*_T$. Com esse objetivo, suponha-se que o nível dos preços na economia seja uma média ponderada dos preços nos setores dos **tradables** e **non-tradables** como mostrado nas equação (11). Desta forma tem-se:

$$\frac{P_T}{P^*_T} = \frac{(P_T/P_N)^{\lambda}}{(P^*_T/P^*_N)^{\lambda *}} \frac{P}{P^*} \tag{13}$$

que, uma vez consideradas as respectivas demandas por moeda dadas na equação (1), permite obter:

$$S = \frac{(P_T/P_N)^{\lambda}}{(P^*_T/P^*_N)^{\lambda *}} \frac{M}{M^*} \frac{f^*(Z)}{f(Z)} \tag{14}$$

ou:

$$s = \gamma(g-g^*)+(m-m^*)-\alpha(y-y^*)+\beta(i-i^*) \tag{15}$$

sendo $g = \log(P_T/P_N)$ e onde as variáveis em letra minúscula são o logaritmo das correspondentes variáveis em letra maiúscula. No tempo t essa equação é:

$$s_t = m'_t - \gamma g'_t - \alpha y'_t + \beta i'_t \tag{16}$$

onde $m' = m-m^*$, $g' = g-g^*$ e $y' = y-y^*$. A adaptação do modelo de valor presente, equação (6), para a situação agora considerada envolve, meramente, fazer $x_t = m'_t - \gamma g'_t - \alpha y'_t$.

A versão da forma irrestrita da equação da taxa de câmbio dada em (15) é:

$$s = \gamma_1 g+\gamma_2 g^* +\gamma_3 m+\gamma_4 m^* +\gamma_5 y+\gamma_6 y^* +\gamma_7 i+\gamma_8 i^* +\varepsilon \tag{17}$$

o que, uma vez mais, permite testar até que ponto as restrições impostas na equação (15) são válidas. Agora, as seguintes hipóteses podem ser testadas: H1: $\gamma_1 = -\gamma_2$, H2: $\gamma_3 = -\gamma_4$, H3: $\gamma_3 = 1$, H4: $\gamma_4 = -1$, H5: $\gamma_5 = -\gamma_6$ e H6: $\gamma_7 = -\gamma_8$. É claro que várias combinações entre essas hipóteses podem, ainda, ser consideradas.

4 - ASPECTOS METODOLÓGICOS

4.1 - Análise de Co-Integração: o Método de Johansen

Granger e Newbold (1974) notaram que em análise de regressão com variáveis não-estacionárias que têm tendência comum é freqüente obter-se 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). A isto os autores chamam regressão espúria. A forte autocorrelação residual, além de provocar um viés para baixo no desvio padrão dos parâmetros estimados na regressão, resulta, ainda, em coeficientes instáveis quando se passa, na especificação da regressão, dos níveis das variáveis para as suas primeiras diferenças; essa instabilidade não ocorreria caso as variáveis da regressão fossem estacionárias. Talvez pretendendo contornar essa dificuldade, é comum recorrer-se à especificação da regressão com as variáveis nas suas primeiras diferenças ou, alternativamente, usando a taxa de variação das variáveis. Sabe-se, todavia, que quando as variáveis co-integram (técnica discutida em seguida) o uso de primeiras diferenças leva, de fato, a um erro de especificação, que de início se pretendeu evitar.

Para verificar se as variáveis que são não-estacionárias em seus níveis têm entre si uma relação de equilíbrio de longo prazo, é preciso, segundo Engle e Granger (1987), que elas co-integrem, ou seja, que os resíduos da regresão entre essas variáveis, as quais devem ter a mesma ordem de integração (definida adiante), sejam estacionárias. Indicamos aqui, primeiramente, como realizar o teste para estacionaridade, já que isso é uma etapa necessária à realização do teste de co-integração entre as variáveis, conforme logo se verá.

A estacionaridade de uma série, y_t, pode ser apreciada no contexto da sua mais simples representação auto-regressiva, a saber:

$$y_t = c + ay_{t-1} + u_t; \qquad y_0 = 0, \; u_t \sim N(0,\sigma^2) \tag{18}$$

onde c é uma constante. A série de y_t é então dita estacionária se a < 1 e não-estacionária se a = 1; no último caso diz-se que a série tem raiz unitária. Exclui-se a possibilidade de a > 1, já que isto levaria a uma série explosiva. O teste para raiz unitária proposto por Dickey e Fuller (1979) é como segue. Note-se, primeiramente, que a equação (1) pode ser escrita (reparametrizada) como:

$$\Delta y_t = c + (a-1)y_{t-1} + u_t \tag{19}$$

Assim, a hipótese nula a = 1 equivale testar se (a - 1) = 0 nesta especificação. Este é o chamado teste Dickey-Fuller simples (DF).

Se, por outro lado, o modelo auto-regressivo for de ordem dois, tem-se:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + u_t \tag{20}$$

que pode ser reparametrizado como:

$$\Delta y_t = c - dy_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + u_t, \tag{21}$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2$ e $d_1 = -a_2$. A generalização para um modelo auto-regressivo de ordem p é:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \ldots + a_p y_{t-p} + u_t \tag{22}$$

que é reparametrizado como

$$\Delta y_t = c - dy_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + d_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \tag{23}$$

onde $d = 1 - a_1 - a_2 - \ldots - a_p$, $d_{p-1} = -a_p$, $d_{p-2} = -a_p - a_{p-1}, \ldots,$ $d_1 = -a_p - a_{p-1} - \ldots - a_2$. O teste da hipótese nula d = 0 em (21) e (23) é conhecido como teste Dickey-Fuller Aumentado -- Augmented Dickey-Fuller (ADF).

A versão multivariada da equação (22) é:

$$Y_t = A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \ldots + A_pY_{t-p} + U_t \tag{24}$$

onde A_1, A_2, ..., A_p são matrizes de ordem n. Reparametrizando a equação de modo análogo ao feito da equação (22) para a equação (23), tem-se:

$$\Delta Y_t = D_1\Delta Y_{t-1} + D_2\Delta Y_{t-2} + \ldots + D_{p-1}\Delta Y_{t-p+1} - DY_{t-1} + U_t \tag{25}$$

onde:

$$D = I - A_1 - A_2 - \ldots - A_p,\ D_{p-1} = -A_p,\ D_{p-2} = -A_p - A_{p-1}, \ldots, D_1 = -A_p - A_{p-1} - \ldots - A_2$$

Considere-se inicialmente os dois casos polares. Se a matriz D tiver posto (**rank**) pleno, segue-se que qualquer combinação linear de Y_t seria estacionária, já que nesse caso cada série é estacionária. Se, por outro lado, D for matriz de zeros, ou seja tem posto zero, então, cada série que a compõe teria raiz unitária, além do que qualquer combinação linear de Y_t teria também raiz unitária. O caso mais interessante é quando a matriz D tem menos que posto pleno, pois o posto da matriz indica o número das relações que co-integram. Assim, o teste de co-integração com base no posto da matriz é uma versão multivariada do teste ADF discutido no contexto de uma série univariada, nas equações (21) e (23).

Uma vez determinado o posto da matriz D (suponha que D tenha a dimensão NxN, onde N é o número de variáveis no modelo), digamos, r, então, D poderá ser escrito como o produto de duas matrizes α e β de ordem Nxr e rxN, respectivamente. As linhas da matriz β dariam, então, r vetores de co-integração[6] distintos, sendo que βY é, neste caso, estacionário.

[6] β é na verdade estimado como o autovetor correspondente aos r maiores autovalores obtidos após resolver-se $|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0$, onde S_{00} é a matriz de resíduos de mínimos quadrados da regressão ΔY_t contra ΔY_{t-i} ΔY_{t-k+1}, S_{kk} é a matriz desses resíduos só que com a variável dependente ΔY_t substituída por Y_{t-k}, e S_{0k} é a matriz do produto cruzado desses dois grupos de resíduos. Essa estimação de β, conjuntamente com aquela de D discutida no texto, permite obter α. O programa de computação Microfit aqui usado permite calcular separadamente α e β.

O teste da razão de verossimilhança para a hipótese da existência de não mais do que r combinações lineares estacionárias entre as variáveis do modelo, tendo como hipótese alternativa que todas as séries sejam estacionárias, é dado por Johansen (1988) como:

$$-T \sum_{i=r+1}^{p} \ln(1 - \gamma_i). \tag{26}$$

Este é o chamado teste estatístico do traço (**trace**) da matriz, que é, como ja se ressaltou, a versão multivariada do teste Dickey-Fuller discutido anteriormente no contexto de uma série univariada. Aqui a hipótese nula é que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a r, com r = 0, 1, 2 ... A hipótese alternativa é, neste caso, genérica. O teste alternativo, chamado auto valor **máximo**, usa a maior correlação canônica de ordem (r + 1) e é dado por:

$$-T \ln(1- \gamma_{r+1}). \tag{27}$$

Neste teste a hipótese alternativa é explícita; por exemplo, testa-se a hipótese nula r = 0 contra a hipótese alternativa r = 1, seguida da hipótese nula r = 1 contra a alternativa r = 2 e assim por diante. Ambos os testes são aplicados neste estudo.

Caso se deseje impor certas restrições aos valores dos vetores de co-integração procede-se como segue. Suponha que a hipótese nula é $H_0: \beta = H\phi$, onde H é a matriz pxs de restrições conhecidas e ϕ é a matriz sxr que incorpora as restrições dos valores individuais dos vetores de co-integração. O teste estatístico para as hipóteses H_0 é, então, dado por:

$$-2\ln Q = T \sum_{i=1}^{r} \{(1-\lambda_i^*)/(1-\lambda_i)\} \tag{28}$$

onde $\lambda_i^*(\lambda_i)$ são os r maiores autovalores da matriz dos vetores de co-integração correspondentes ao modelo em que as restrições tenham (não tenham) sido impostas. Esse teste estatístico tem distribuição X^2 com r(p-s) graus de liberdade.

4.2 - O Modelo de Valor Presente e o Sistema VAR com Restrições nos Parâmetros

O modelo de valor presente apresentado na equação (9) equivale a estimar um modelo VAR (Vetor Auto-regressão) bivariado com restrições nos parâmetros, conforme se demonstra a seguir com base em Campbell e Shiller (1987). Assim, seja o modelo

$$S_t = s_t - x_t = \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t(\Delta x_{t+i})$$

que mostra a diferença entre a taxa de câmbio observada e aquela prevista pela teoria da Paridade do Poder de Compra da moeda, S_t, como função das variações futuras esperadas para a taxa de câmbio caso a PPC fosse atendida, isto é, Δx_{t+i}.

Sabe-se que se as duas variáveis do modelo acima forem estacionárias, então elas teriam uma representação VAR bivariada de ordem infinita (decomposição de Wold), mas que podem ser aproximadas por um sistema VAR contendo apenas p defasagens. Mais precisamente, seja o modelo VAR:

$$\begin{bmatrix} \Delta_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

onde $a(L) = a_1 + a_2 L + a_3 L^2 + \ldots + a_p L^{p-1}$, com L sendo o operador de defasagens (lag operator). Campbell e Shiller (1987) demonstram então que o modelo de valor presente representado pela equação (9) equivale ao modelo VAR acima após impor as seguintes restrições:

$$a_1 = -c_1, \ldots, a_p = -c_p, \; d_1 + b_1 = b^{-1}; \; b_2 = -d_2, \ldots, \; b_p = -d_p$$

Para demonstrar esse resultado, seja o modelo VAR representado alternativamente como

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-p+1} \\ S_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p+1} \end{bmatrix} \left[\begin{array}{cc} a_1 \ldots a_p & b_1 \ldots b_p \\ \hline I_{p-1} & 0 \\ & \\ \hline c_1 \ldots c_p & d_1 \ldots d_p \\ \hline 0 & I_{p-1} \end{array} \right] \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-p} \\ S_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p} \end{bmatrix} + \left[\begin{array}{c} u_{1t} \\ \hline 0 \\ \hline u_{2t} \\ \hline 0 \end{array} \right]$$

que em notação matricial seria

$$z_t = Az_{t-1} + v_t$$

onde

$$z_t = [\Delta x_t \ldots \Delta x_{t-p+1} \quad S_t \ldots S_{t-p+1}]'$$

e

$$v_t = [u_{1t} \quad 0\ldots0 \quad u_{2t} \quad 0\ldots0]'.$$

Note-se que da equação acima obtem-se a previsão condicionada

$$E_t z_{t+j} = A^j z_t.$$

Desta forma, vem

$$E_t \Delta x_{t+j} = \mathbf{g}' \, A^i z_t,$$

onde $\mathbf{g}'$ é um vetor linha tendo a unidade como primeiro elemento, com todos os demais elementos sendo zero. Com raciocínio semelhante, tem-se para a outra variável do modelo:

$$S_t = \mathbf{h}' z_t,$$

onde $\mathbf{h}'$ é um vetor linha consistindo de p zeros seguidos do número um e novamente p - 1 zeros. Essas duas últimas equações substituidas em (9) produzem

$$\mathbf{g}' z_t = \sum_{i=1}^{\infty} b^i \mathbf{h}' A^i z_t.$$

Considere-se, em seguida, a seguinte aproximação, usando notação matricial:

$$\sum_{i=1}^{\infty} b^i A^i = b^i A[I - bA]^{-1}, $$ [7]

o que permite escrever a equação (9) como

$$\mathbf{g}' z_t = \mathbf{h}' b^i A[I - bA]^{-1} z_t,$$

ou mais simplesmente,

$$\mathbf{g}'[I - bA] = \mathbf{h}' bA,$$

onde I é a matriz identidade com a mesma dimensão da matriz A. Assim, em vista da definição da matriz A, o resultado dessa equação equivale a estimar o modelo VAR com as restrições acima mencionadas e que por conveniência são aqui reproduzidas:

$a_1 + c_1 = 0$ $(i=1,2,..,p)$; $b_1 + d_1 = b^{-1}$; $b_i + d_i = 0$ $(i=2,3,...,p)$

Desta forma, a hipotese nula representando as restrições no modelo VAR é dada por

$$H_o: \quad \mathbf{g}'(\mathbf{I}-\mathbf{bA}) - \mathbf{h}'\mathbf{bA} = 0$$

Seja

$$S_t' = \mathbf{hbA}\ (\mathbf{I}-\mathbf{bA})^{-1} \mathbf{z}_t$$

---

[7] Este resultado pode ser assim demonstrado. Seja $y=I+bA+(bA)^2+.......$, que multiplicado por γA dá $ybA=bA+(bA)^2+..$ Isto é, tem-se $y(I-bA) = I - (bA)^n$ ou

$$y = \frac{I - (bA)^n}{I - bA} = (I - bA)^{-1}.$$

Note-se que o segundo termo do numerador tendendo a zero quando n tende a infinito pressupõe que as séries Δy_{1t} e S_t sejam estacionnárias; isto é, a soma dos elementos de cada linha da matriz A não deve exceder a unidade.

o valor que se espera obter caso os dados estejam de acordo com a teoria sobre a matéria em questão. O teste das restrições nos parâmetros do modelo VAR equivale, então, à seguinte hipotese nula:

$$H_o : S_t = S_t^{'}$$

Assim, a aceitação de H_o significa que o modelo de valor presente não poderia ser rejeitado.

A equação (9) sugere que a relação de causalidade vai de S para Δx, hipotese que pode ser tambem testada no modelo VAR acima. Mais precisamente, o modelo sugere que a direção de causalidade de Granger é unilateral, que no caso o teste dos parâmetros seria $c(L) = 0$ e $b(L) \neq 0$. A inversão desses resultados muda, é claro, a direção de causalidade, e se ambos os conjuntos de parâmetros forem diferentes de zero a relação de causalidade é, então, bi-direcional.

5 - ANÁLISE DOS RESULTADOS

Dados mensais foram utilizados nesta análise e cobrem o período que vai de janeiro de 1980 a junho de 1994, sendo que esta última data foi escolhida por marcar o início do Plano Real. A definição das variáveis está nas próprias tabelas do texto, cabendo aqui, apenas, esclarecer que a Produção Industrial é utilizada como **proxy** para o PIB, já que não se dispõe de dados mensais para esta variável, seja para o Brasil ou Estados Unidos. Ressalte-se, ainda, que a razão dos preços dos **tradables** e **non-tradables** nos dois países é representada pela razão do Índice dos Preços por Atacado (IPA no Brasil e Wholesale Price nos Estados Unidos) e Índice Geral de Preços ao Consumidor (IGP-DI no Brasil e Consumer Price Index nos Estados Unidos). O argumento para isso é que a cesta de bens utilizada no cálculo do IPA contém uma parcela maior de bens comercializáveis (**tradables**) do que aquela utilizada no cálculo do IGP-DI. Para os juros foram usados a taxa do **over**, no caso do Brasil, e a **treasure bill rate**, para os Estados Unidos, enquanto a oferta monetária é representada pelo agregado M1 (papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista), para ambos os países. Finalmente, no exercício usaram-se tanto a taxa de câmbio oficial quanto a taxa de câmbio do mercado paralelo. Como os resultados pouco diferem nos dois casos, reportamos aqui apenas aqueles relativos à taxa de câmbio oficial.

Conforme foi visto na equação (9), tem-se que $L_t = s_t - m_t + m_t^* + \gamma y_t - \gamma y_t^* \sim$ I(0). Cumpre saber primeiramente, pois, qual a ordem de integração dessas diversas variáveis para determinar, então, se elas co-integram. Na Tabela 1 tem-se que quase todas as variáveis de interesse para a análise de co-integração são não-estacionárias, tendo ordem de integração igual a um, isto é, são I(1), o que significa que as variáveis são estacionárias na sua primeira diferença. Há, neste particular, alguma dúvida apenas com relação às variáveis taxa de câmbio, índice de preços e índice de produção industrial, para o Brasil, que parecem ter, as duas primeiras, ordem de integração dois (isto é, são I(2), demonstrando que tais variáveis necessitam ser diferenciadas duas vezes para atingir a estacionaridade), enquanto a última é estacionária, isto é, tem ordem de integração zero, I(0). Este último resultado não deve, aliás, surpreender, pois nos anos 80 as taxas de expansão da economia, apesar da grande variação, flutuaram, de fato, em torno do valor zero.

Com respeito ao teste de co-integração, enquanto a Tabela 2 mostra os resultados para os testes da PPC e PTJ, na Tabela 3 tem-se o resultado do teste para as várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Primeiramente, vê-se, na Tabela 2, que quando a PPC é testada usando-se apenas os preços dos **tradables**, há então dois vetores de co-integração, enquanto quando ela é testada com os preços de todos os bens na economia há apenas um vetor de co-integração.[8] Infelizmente, esse melhor resultado com o uso do preço dos **tradables** no teste da PPC não se traduz em valores para os coeficientes dos vetores de co-integração que estejam mais de acordo com o que deles se deveria esperar do ponto de vista teórico.

[8] Esse resultado difere um pouco daquele encontrado em Rossi (1991), que cobre um período apenas ligeiramente diferente do desta análise, e cujos testes usam apenas o Índice de Preços por Atacado, tanto para o Brasil como para os Estados Unidos. Como naquele estudo usou-se o teste de co-integração mais tradicional, proposto por Engle e Granger (1981), contra o teste, mais atual, de Johansen desta análise, deve-se considerar este último resultado como a melhor evidência empírica das duas. Argumento semelhante é usado por MacDonald e Taylor (1994b) com relação à sua aplicação com dados da taxa de câmbio libra esterlina/dólar. Para uma outra aplicação a dados do Brasil, ver Zini (1993).

Tabela 1
TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

DICKEY FULLER	s	Δs	g	Δg	g*	Δg*	m	Δm	m*	Δm*	y	Δy	y*	Δy*	i	Δi	i*
Dfs	13.03	-2.90	-0.29	-10.41	-2.37	-7.65	6.83	-9.13	-0.33	-9.31	-4.43	-14.92	0.54	-9.34	-1.81	-11.74	-1.71
DFc	0.70	-4.88	-1.33	-10.74	-1.96	-7.69	0.60	-11.24	-1.00	-9.29	-4.63	-14.88	-1.95	-9.37	-3.52	-11.73	-2.95
ADFs 1	2.15	-3.44	-0.86	-8.80	-2.67	-8.23	5.30	-5.44	-0.35	-7.04	-4.07	-8.28	0.09	-6.55	-2.22	-10.05	-2.14
2	3.33	-2.66	-0.74	-7.01	-2.62	-6.83	4.26	-3.30	-0.37	-5.23	-5.22	-7.13	-0.11	-5.45	-1.79	-8.38	-1.58
3	2.67	-2.71	-0.60	-6.64	-2.60	-6.15	3.20	-3.03	-0.46	-5.45	-5.54	-7.59	-0.20	-5.51	-1.67	-7.67	-2.68
ADFc 1	-1.02	-5.90	-1.77	-9.25	-2.76	-8.30	0.41	-7.20	-1.40	-7.02	-4.28	-8.25	-2.41	-6.58	-4.22	-10.06	-3.92
2	-0.50	-5.02	-1.77	-7.43	-2.48	-6.91	0.21	-4.76	-1.51	-5.21	-5.52	-7.11	-2.70	-5.48	-3.77	-8.39	-2.91
3	-0.70	-5.31	-1.57	-7.12	-2.50	-6.24	-0.09	-4.54	-1.79	-5.43	-5.92	-7.57	-2.89	-5.55	-3.71	-7.70	-3.15

DICKEY FULLER	Δi*	p	Δp	p*	Δp*	p'*	Δp'*	p'	Δp'	(1+i)	Δ(1+i)	(1+i*)	Δ(1+i*)	1+(Π-Π*)	Δ1+(Π-Π*)	1+(Π'-Π'*)	Δ1+(Π'-Π'*)
Dfs	-10.36	12.29	-2.91	-2.16	-7.56	-3.81	-8.83	11.63	-3.17	-1.78	-11.39	-1.84	-10.85	-5.33	-13.64	-3.18	-12.67
Dfc	-10.33	1.93	-4.35	-1.82	-7.58	-3.73	-8.93	1.81	-4.54	-3.49	-11.37	-2.93	-10.85	-6.29	-13.60	-4.55	-12.64
ADFs 1	-11.13	3.04	-3.09	-2.71	-8.19	-2.24	-7.26	3.05	-3.27	-2.22	-10.11	-2.76	-10.97	-5.50	-11.76	-3.33	-9.47
2	-8.06	3.47	-3.13	-2.55	-6.79	-2.32	-5.75	3.41	-3.26	-1.77	-8.04	-1.81	-8.48	-4.59	-10.84	-3.26	-9.29
3	-8.11	3.72	-2.39	-2.55	-6.11	-2.21	-5.59	3.66	-2.62	-1.75	-7.49	-1.30	-8.94	-3.75	-9.70	-2.63	-8.46
ADFc 1	-11.10	0.13	-4.79	-2.75	-8.24	-2.90	-7.39	0.10	-4.87	-4.28	-10.10	-4.06	-10.94	-6.71	-11.73	-4.99	-9.45
2	-8.04	0.26	-4.99	-2.40	-6.85	-3.03	-5.87	0.22	-5.04	-3.67	-8.04	-2.85	-8.43	-5.82	-10.81	-5.10	-9.27
3	-8.08	0.42	-4.11	-2.42	-6.18	-3.17	-5.73	0.34	-4.31	-3.77	-7.50	-3.12	-8.91	-4.94	-9.67	-4.36	-8.45

Definição:(Todas as variáveis são em log, exceto as taxas de juros) : s= taxa de câmbio nominal (Real / US$ dólar), m = agregado monetário M1, y = Indice de Produção Industrial, g = razão entre o IGP-DI / IPA no Brasil e consumer price index / wholesale price nos USA; o asterisco indica a variável para os Estados Unidos e Δ representa a primeira diferença da variável.

Tabela 2

TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO (MÉTODO DE JOHANSEN) PARA A PARIDADE DO PODER DE COMPRA (PPC) E PARIDADE DA TAXA DE JUROS (PTJ)

Equações	$\gamma_1 s - \gamma_2 p^* - \gamma_3 p$						$\gamma_1 s - \gamma_2 p'^* - \gamma_3 p'$						$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi - \gamma_3 i'$						$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi' - \gamma_3 i'$					
Testes	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#
r = 0	26.02*	41.78*	21.95*	33.66*	21.95*	33.66*	23.94*	47.47*	23.78*	39.47*	23.78*	39.47	35.07*	45.22*	35.03*	44.34*	35.03*	44.34*	22.48*	31.47*	22.46*	30.32*	22.46*	30.32*
r≤1	12.70	15.75	8.74	11.71	8.74	11.71	18.83*	23.53*	11.55	15.70	11.55	15.70	8.38	10.15	8.07	9.32	8.07	9.32	7.27	8.99	6.94	7.86	6.94	7.86
r≤2	3.05	3.05	2.97	2.97	2.97	2.97	4.70	4.70	4.15	4.15	4.15	4.15	1.77	1.77	1.24	1.24	1.24	1.24	1.72	1.72	0.92	0.92	0.92	0.92

Definição das variáveis: Todas as variáveis são em log: s= taxa de câmbio nominal (Real / U$S dólar). p= IGP-DI Brasil. p* = IPC USA. p'= IPA Brasil. p'* = IPA USA. i= log (1+ taxa de juros (over)). i'= log (1+ taxa de juros (treasury bill rate)). Π= log (1+ diferença de inflação (IGP/Brasil e IPC/USA) dos dois países. Π'= log (1+ diferença de inflação (IPA) dos dois países);

Nota: # (1) = sem tendência, (2) = com tendência, sem tendência em DGP (3) = com tendência, com tendência em DGP* indica os vetores de co-integração estatisticamente significativos.

Tabela 3

TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO (MÉTODO DE JOHANSEN) PARA VÁRIAS VERSÕES DO MODELO MONETÁRIO

Equações / Testes	$\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*-\gamma_8 g-\gamma_9 g^*$					
	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#
r=0	80.7*	322.0*	80.7*	295.5*	80.7*	295.5*
r≤1	65.4*	241.2*	62.7*	214.8*	62.7*	214.8*
r≤2	60.6*	175.8*	46.2*	152.1*	46.2*	152.1*
r≤3	34.6*	115.2*	31.4	105.9*	31.4	105.9*
r≤4	27.0	80.7*	26.6	74.5*	26.6	74.5*
r≤5	20.4	53.7*	19.5	47.9	19.5	47.9*
r≤6	15.9	33.3	15.0	28.4	15.0	28.4
r≤7	10.4	14.3	7.1	13.4	7.1	13.4
r≤8	6.9	6.9	6.3	6.3	6.3	6.3

Equações / Testes	$\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_8 g-\gamma_9 g^*$					
	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#
r=0	73.1*	211.2*	69.1*	183.7*	69.1*	183.7*
r≤1	46.3*	138.1*	39.1	114.6*	39.1	114.6*
r≤2	34.7*	91.8*	26.2	75.5*	26.2	75.5*
r≤3	20.2	57.1*	19.4	49.3*	19.4	49.3*
r≤4	18.9	36.9*	16.1	29.9	16.1	29.9
r≤5	11.3	18.0	7.2	13.8	7.2	13.8
r≤6	6.7	6.7	6.6	6.6	6.6	6.6

Equações / Testes	$\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*$					
	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	Trace (3)#
r=0	78.7*	222.9*	78.5*	198.0*	78.5*	198.0*
r≤1	52.1*	144.2*	43.8*	119.4*	43.8*	119.4*
r≤2	38.3*	92.1*	31.4	75.7*	31.4	75.74*
r≤3	23.3	53.8*	18.8	44.3	18.8	44.30*
r≤4	16.6	30.5	15.0	25.5	15.0	25.5
r≤5	8.4	13.9	8.3	10.5	8.3	10.5
r≤6	5.6	5.6	2.1	2.1	2.1	2.1

Equações / Testes	$\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*$					
	Max (1)#	Trace (1)#	Max (2)#	Trace (2)#	Max (3)#	T
r=0	67.7*	147.1*	67.0*	121.3*	67.0*	
r≤1	42.9*	79.4*	24.2	54.3*	24.2	
r≤2	19.0	36.5*	18.1	30.1	18.1	
r≤3	10.3	17.6	8.8	11.9	8.8	
r≤4	7.3	7.3	3.2	3.2	3.2	

Nota: Ver definição das variáveis na Tabela 1

Obs: #(1) = sem tendência, (2) = com tendência, sem tendência em DGP, (3) = com tendência, com tendência em DGP.

Conforme indicado na Tabela 4, os coeficientes dos vetores de co-integração estão mais próximos da unidade quando se usa, no teste da PPC, o índice geral de preços nos dois países, ao invés dos seus respectivos índices de preço no atacado, como sugerem os fundamentos teóricos da lei do preço único, que serve de base para a condição da PPC. O teste formal da restrição de coeficientes unitários, mostrado na Tabela 5, confirma que ela só não pode ser rejeitada quando o índice geral de preços é usado no teste da PPC.

Ressalte-se que não é incomum a situação em que os vetores de co-integração têm coeficientes cujos valores guardam pouca relação com aqueles previstos pela teoria. Às vezes os coeficientes de um vetor de co-integração menos significativo têm tanto o sinal quanto a própria magnitude bem mais próximos daqueles previstos pela teoria, como é o caso, aliás, aqui com o segundo vetor de[9] co-integração da PPC, quando é usado o índice geral de preços.

Quanto à teoria da PTJ na sua versão com taxa de juros reais, que envolve impor a condição da PPC na PTJ em sua versão com taxa de juros nominais, parece que não faz diferença se a PPC é aplicada somente aos **tradables** ou a todos os bens na economia, pois, em qualquer dos casos, há apenas um vetor de co-integração. Apesar disto, parece haver certa vantagem quando se usa apenas o preço dos **tradables**, pois os valores dos coeficientes estão mais próximos da unidade como prevê a teoria, resultado este que é o inverso daquele encontrado com o teste da PPC que, conforme acabamos de mostrar, produz resultados um pouco melhores quando são usados os preços de todos os bens na economia, não apenas aqueles dos **tradables**.

Voltando ao modelo monetário, a Tabela 3 mostra que as suas várias versões têm em geral mais de um vetor de co-integração significativo, com o número desses vetores aumentando com o número de variáveis utilizadas no modelo. A Tabela 4 mostra os dois vetores de co-integração mais significativos para cada uma das quatro versões do modelo monetário. Verifica-se que pouco pode ser dito com relação ao sinal e à magnitude dos coeficientes, pois, guardam pouca relação entre si, seja inter ou

---

[9] É interessante notar aqui que situação semelhante foi observada por MacDonald e Taylor (1994**b**) na aplicação, referida na nota anterior, do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio libra esterlina/dólar, em que o segundo vetor de co-integração mais significativofoi selecionado sob o argumento de que, do ponto de vista teórico, os seus coeficientes estavam mais corretos.

intramodelo, o que, no caso de ausência de correlação nos resultados intramodelo, não deixa de ser um aspecto frustrante com o uso da técnica de co-integração.

A Tabela 5 apresenta, por sua vez, o resultado de testes estatísticos para algumas restrições geralmente consideradas seja para as condições da PPC e da PTJ, seja para o modelo monetário de determinação da taxa de câmbio. Note-se que todas as restrições são rejeitadas com relação tanto às distintas versões da PPC (exceto o caso da PPC já comentado) e PTJ quanto às várias versões do modelo monetário, sugerindo, pois, serem elas indevidas.

Finalmente[10], os resultados para os vários testes no modelo VAR foram: 1) as restrições nos parâmetros exigidas pelo modelo de valor presente apresentaram Qui-quadrado calculado de 7402, sugerindo, pois, forte rejeicão do modelo; e 2) tanto a hipotese de que S não causa Δx como o seu inverso (isto é, Δx não causa S) foram rejeitadas, com rejeição maior para o segundo caso (Qui-quadrado calculado de 547 e 63, respectivamente).

6 - CONCLUSÃO

As conclusões básicas dos estudos são: 1) a PPC e a PTJ (versão real) não podem ser rejeitadas, seja quando se usa no teste dessas teorias o IPA ou o IPC; 2) as várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de um modelo sobre os demais.(Com relação a este último resultado, obteve-se em geral mais do que um vetor de co-integração, o que freqüentemente levou a situações conflitantes com relação aos coeficientes de tais vetores); 3) as restrições usualmente impostas aos coeficientes dos vetoresde co-integração, seja no teste das condições da PPC e PTJ, seja no teste do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, foram sempre rejeitadas, indicando, pois, serem indevidas as restrições impostas; e finalmente 4) o modelo de valor presente para taxa de câmbio foi claramente rejeitado, bem como aceita a causalidade bi-direcional de Granger para as variáveis do modelo.

---

[10] Neste exercício foram usados para parâmetros na equação (2) $\alpha=1$ e $\beta=-0.5$. O número de defasagens no modelo VAR foi igual a 6. O modelo também foi estimado com 4 e 5 lags, obtendo-se porém, pouca alteração nos resultados.

Tabela 4
COEFICIENTES DOS VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO SIGNIFICATIVOS

I) MODELOS MONETÁRIOS	$\gamma 1$	$\gamma 2$	$\gamma 3$	$\gamma 4$	$\gamma 5$	$\gamma 6$	$\gamma 7$	$\gamma 8$	$\gamma 9$
I.1) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*-\gamma_8 g-\gamma_9 g$	1.00	-0.88	0.27	5.62	-4.50	-2.01	288.6	-4.11	0.33
	1.00	-1.11	-1.90	-1.09	10.43	-13.71	87.17	-25.82	0.45
I.2) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 g-\gamma_7 g^*$	1.00	-0.73	-5.36	8.63	-5.16	1.55	0.54	-	-
	1.00	-1.31	-21.34	-4.29	63.19	-64.01	4.55		
I.3) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*$	1.00	-0.86	1.96	6.38	-8.91	-1.80	316.8	-	-
	1.00	0.97	-3.94	0.27	-106.21	- 298.06	-167.58		
I.4) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*$	1.00	-0.82	-2.23	7.77	-7.01	-	-	-	-
	1.00	-0.28	13.33	-3.37	-40.99				
II) MODELOS DE PPC e PTJ									
II.1) $\gamma_1 s-\gamma_2 p'^*-\gamma_3 p'$	1.00	18.57	-1.03	-	-	-	-	-	-
	1.00	5.65	-1.04						
II.2) $\gamma_1 s-\gamma_2 p^*-\gamma_3 p$	1.00	0.30	-0.99	-	-	-	-	-	-
	1.00	0.64	-0.92						
III.3) $\gamma_1 i-\gamma_2 \pi'-\gamma_3 i'$	1.00	-1.33	1.36	-	-	-	-	-	-
	1.00	-0.48	33.02						
IV.4) $\gamma_1 i-\gamma_2 \pi-\gamma_3 i'$	1.00	-1.11	12.25	-	-	-	-	-	-
	1.00	0.15	49.73						

Nota: Ver definição das variáveis nas Tabelas 1 e 2.

Tabela 5
TESTE SOBRE RESTRIÇÕES NOS COEFICIENTES DOS VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO

I) MODELOS MONETÁRIOS	**ESTATÍSTICA QUI-QUADRADO**
I.1) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*-\gamma_8 g-\gamma_9 g^*$	
Restrições	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	11.69(0.020)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5$.	28.84(0.0001)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_6=-\gamma_7$.	32.38(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_8=-\gamma_9$.	30.78(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5;\ \gamma_6=-\gamma_7;\ \gamma_8=-\gamma_9$.	45.71(0.000)
I.2) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 g-\gamma_7 g^*$	
Restrições	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	27.73(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5$.	28.77(0.0001)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_6=-\gamma_7$.	34.85(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5;\ \gamma_6=-\gamma_7$.	36.87(0.000)
I.3) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*-\gamma_6 i-\gamma_7 i^*$	
Restrições	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	21.45(0.0003)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5$.	32.69(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_6=-\gamma_7$.	34.60(0.000)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5;\ \gamma_6=-\gamma_7$.	35.21(0.000)
I.4) $\gamma_1 s-\gamma_2 m-\gamma_3 m^*-\gamma_4 y-\gamma_5 y^*$	
Restrições	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	22.75(0.0001)
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3;\ \gamma_4=-\gamma_5$.	25.88(0.0002)
II) MODELOS DA PPC e PTJ	
II.1) $\gamma_1 s-\gamma_2 p'^*-\gamma_3 p'$	
Restrição	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	11.63(0.0030)
II.2) $\gamma_1 s-\gamma_2 p^*-\gamma_3 p$	
Restrição	
$1=\gamma_1=\gamma_2=-\gamma_3$.	4.94(0.0847)
II.3) $\gamma_1 i-\gamma_2 \pi-\gamma_3 i'$	
Restrição	
$1=\gamma_1=-\gamma_2=-\gamma_3$.	9.83(0.0073)
II.4) $\gamma_1 i-\gamma_2 \pi'-\gamma_3 i'$	
Restrição	
$1=\gamma_1=-\gamma_2=-\gamma_3$.	12.76(0.0017)

Nota: Ver definição das variáveis nas Tabelas 1 e 2.

BIBLIOGRAFIA

BALASSA, B. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. **Journald of Political Economy**, v.72, p.584-596, 1964.

CAMPBELL, J.Y. Does saving predict future labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. **Econometrica**, v.55, p.1.249-1.273, 1987.

CAMPBELL, J.Y., SHILLER, R.J. Cointegration and test of present value models. **Journal of Political Economy**, v.95, p. 1.062-1.088, 1987.

DICKEY,D.A., FULLER, W.A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. **Journal of American Statistical Association**, v.74, p.427-431, 1979.

DICKEY, D.A., JANSEN, D.W., THORNTON, D.L. A primer on co-integration with an application to money and income. **Review of the Federal Reserve Bank of St.Louis**, v.73, n.2, p.58-78, Mar./Apr. 1991.

DORNBUSh, R. Expectations and exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy**, v.84, p.1.161-1.176, Dec. 1976.

ENGLE, D., GRANGER, C.W.J.. Co-integration and error correction: representation estimation and testing. **Econometrica**, v.55, p.251-276, 1987.

ENGSTED, T. Cointegration and Cagan's model of hyperinflation under rational expectations. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.25, n.3, Part 1, p.350-360, Aug. 1993.

FULLER, W. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Johns, 1976.

GOLDBERGER, A.S. **Topics in regression analysis**. New York: MacMillan, 1968.

GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, v.2, p.111-120, July 1974.

HAKKIO, C.S. Does the exchange rate follow a randow 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. **Journal of International Economics**, v.12, p.355-362, 1982.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of co-integration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, p.231-254, June/Sept.1988.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, May 1990.

KRUGMAN, P.R., OBSTFELD, M. **International economics**. Scott, Foresman and Company, 1988.

MacDONALD, R., TAYLOR, M. Exchange rate economics. **IMF Staff Papers**, v.39, n.1, Mar. 1992.

____________. Reexamining the monetary approach to the exchange rate: the dollar-franc, 1976-90. **Applied Financial Economics**, v. 4, p.423-429, 1994**a**.

____________. The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk. **Journal of International Money and Finance**, v.13, n.3, p.276-290, 1994**b**.

MACKINNON, J.G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. (eds.). **Long-run economic relationships**. Oxford University Press, p. 267-276, 1991.

MEESE R., ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, v.14, p.3-74, Feb. 1983.

____________. Was it real? The exchange rate -- interest differential relation over the modern flooting-rate period. **The Journal of Finance**, v.43, n.4, p.933-947, Sept. 1988.

MILLER, S.M. Monetary dynamics: an application of cointegration and error-correction modeling. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.23, n.2, p.139-154, May 1991.

MOOSA, I.A. The monetary model of exchange rates revisited. **Applied Financial Economics**, v.26, p.279-287, 1994.

Ng, S., PERRON, P. **Unit root tests in Arma models with data dependent methods for the selection of the truncation lag**. Department of Economics, University of Montreal, 1993, mimeo.

PERRON, P. **Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series**. Département de Sciences Economiques et C.R.D.E., Université de Montreal, 1993 (Unpublished Manuscript).

PHILLIPS, P.C.B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, p.335-346, 1988.

ROSSI, J.W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.1, p.37-53, abr. 1988.

__________. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.21,n.2 p.397-412, ago. 1991.

__________. Modelando a demanda por moeda no Brasil. In: FONTES, R.M.O. (org.). **Inflação brasileira**. Viçosa: Imprensa Universitária/Universidade de Viçosa, p.161-173, 1993.

__________. O modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan e o caso do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.24, n.1, p.73-96, abr. 1994.

STOCK, J.H. Asymptotic properties of least square estimates of cointegration vectors. **Econometrica**, v.55, p.1.035-1.056, Dec. 1987.

TAYLOR, M.P. An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. **Applied Economics**, v.20, p.1.369-1.380, 1988.

__________. The hyperinflation model of money demand revisited. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.23, n.3, p. 327-351, Part 1, Aug. 1991.

ZINI, A.A. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos detroca no Brasil de 1855 a 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.23, n.2, p.349-374, ago. de 1993.