O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil*

JOSÉ W. ROSSI **

Em vista do importante papel da taxa de câmbio nas transações comerciais de um país, a busca dos fatores que a determinam tem atraído intensa investigação nas pesquisas econômicas. Duas formulações teóricas, básicas, para a determinação da taxa de câmbio são, respectivamente, a do modelo monetário e a do modelo de equilíbrio de portfólio. Neste estudo discute-se apenas o modelo monetário, que é aplicado aqui a dados mensais do Brasil no período janeiro de 1980/ junho de 1994, usando-se a técnica de co-integração. Como o modelo utiliza as condições da Paridade do Poder de Compra (PPC) da moeda e da Paridade da Taxa de Juros (PTJ), também essas condições foram testadas separadamente, em adição ao teste do próprio modelo monetário.

As conclusões básicas do estudo são: a) as condições da PPC e da PTJ não podem ser rejeitadas, usando-se como índice de preço no teste tanto o IPA como o IPC; b) as várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de qualquer versão sobre as demais; c) as restrições usualmente impostas aos coeficientes dos vetores de co-integração, seja no teste das condições da PPC e da PTJ, seja no teste do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio, foram rejeitadas; e, finalmente, d) o modelo de valor presente para taxa de câmbio foi claramente rejeitado.

1 - Introdução

Em vista do importante papel da taxa de câmbio 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 portfólio. Há, de fato, várias gerações do modelo monetário, sendo uma das suas primeiras versões o chamado modelo com preços flexíveis, onde se supõe tanto o contínuo atendimento da Paridade do Poder de Compra (PPC) da moeda como a estabilidade da demanda por moeda nos países doméstico e estrangeiro,

* O autor agradece a dois pareceristas desta revista pelos comentários e sugestões apresentados, alguns dos quais não puderam, entretanto, ser incorporados nesta versão do artigo.

** Da Diretoria de Pesquisa do IPEA (DIPES/IPEA) e da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (Uerj).

conforme se detalhará adiante. Já no modelo de equilíbrio de portfólio a taxa de câmbio é, no curto prazo, determinada pela demanda e oferta de ativos financeiros, havendo 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 portfólio 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, todavia, 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.

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 seja dada ênfase 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: [1]

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

onde P, Y e i são, respectivamente, o nível dos preços, o PIB real e a taxa de juros nominal, com k, α e β sendo parâmetros, onde os dois últimos têm sinal positivo (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 em (1) nesta relação, obtém-se (para simplificar, impôs-se a igualdade nos parâmetros das funções de demanda por moeda dos dois países):

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \qquad (2)$$

1 Para estimativas sobre a demanda por moeda no Brasil, ver, por exemplo, Rossi (1988 e 1994).

onde as variáveis em letra minúscula são o logaritmo das correspondentes variáveis em letra maiúscula. Note-se que aqui i é a própria taxa de juros e não o logaritmo dessa variável. A equação (2) na sua forma irrestrita é:

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

que permite testar até que ponto as restrições impostas na equação (2) são válidas. Neste particular, as seguintes hipóteses podem ser formuladas: $H_1: \gamma_1 = 1$, $H_2: \gamma_2 = -1$, $H_3: \gamma_3 = -\gamma_4$ e $H_4: \gamma_5 = -\gamma_6$. 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 (2) pode surpreender 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 ao caso da variável taxa de juros. Vale dizer, um aumento na taxa de juros reduz a demanda por moeda, que, para dado estoque monetário, aumenta o nível dos preços, provocando, via PPC, a desvalorização da taxa de câmbio.[2]

Por ser uma relação de longo prazo, a PPC é, na prática, freqüentemente violada no curto prazo. Por isso, não é de estranhar o resultado do estudo de Meese e Rogoff (1983), onde os modelos monetários de determinação da taxa de câmbio não superaram, nos testes de previsão, nem mesmo o modelo representado por um simples passeio aleatório (*random walk*).[3] Frustrações desse tipo com as primeiras versões do modelo monetário levaram, aliás, ao surgimento do modelo com preços rígidos (*sticky prices*) proposto por Dornbusch (1976), onde, ao contrário 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, devido à combinação da rigidez dos preços dos bens, no curto prazo, com o atendimento da condição da Paridade da Taxa de Juros (PTJ), a qual indica serem idênticas,

2 Uma outra interpretação para este caso é que, com a perspectiva de um aumento na taxa de juros, os agentes, para não terem perdas, livram-se do excesso de liquidez comprando títulos domésticos e estrangeiros, provocando, assim, a desvalorização da moeda doméstica.

3 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-integração (discutidas adiante no texto) em combinação com o modelo de correção de erro, melhores previsões do que aquelas com o modelo representado por um simples passeio aleatório do tipo proposto por Meese e Rogoff (1983).

após os devidos ajustes para a variação na taxa de câmbio, as taxas de juros em aplicações financeiras feitas nos dois países para os quais está se considerando o câmbio.[4]

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

$$s_t = x_t + \beta E\,(\Delta s^e_{t+1} \mid I_t) \tag{4}$$

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 o fato de que as expectativas sejam racionais de tal modo que o erro de previsão seja nulo, tem-se:[5]

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

---

4 A questão da ultrapassagem da taxa de câmbio pode ser assim explicada: em primeiro lugar, 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 $(1/S_t)\,(1+i_t^*)$, valor cuja conversão para a moeda doméstica deve, pela arbitragem financeira, render o mesmo que a aplicação feita no país doméstico, vale dizer, pela PTJ tem-se $(1+i_t) = (S^e_{t+1}/S_t)\,(1+i_t^*)$, geralmente aproximada por $i_t = i_t^* + (S^e_{t+1} - S_t)/S_t = i_t^* + E\,(\Delta s^e_{t+1} \mid I_t)$, onde $\Delta s^e_{t+1} \mid I_t$ é a variação na 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) com base no conjunto de informações então disponíveis, I_t; em segundo lugar suponha-se 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 e, assim, as expectativas sobre a taxa de câmbio são imediatamente ajustadas para baixo, pois esta será a tendência dos preços na economia em vista da contração da oferta monetária, o que significa que, para o atendimento da PTJ, requer-se queda ainda maior na taxa de câmbio atual; com a gradativa queda dos preços na economia, cai também a taxa nominal de juros e, 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, fenômeno que só ocorre em vista da rigidez nos preços dos bens, mas com flexibilidade no preço dos ativos financeiros. Para uma exposição didática desta matéria, ver Krugman e Obstfeld (1988).

5 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 $i'_t = E\,(\Delta s^e_{t+1} \mid I_t)$, onde $i' = i - i^*$, vem então $s_t = x_t + \beta E\,(s^e_{t+1} - s_t)$. Segue-se que $s_t + \beta s_t - \beta E s_{t+1} = x_t + \beta E\,(s^e_{t+1} - s_{t+1})$. De acordo com as expectativas racionais, este último termo é nulo. Assim tem-se, finalmente, a equação (5).

Com substituições recursivas para frente na equação (5), obtém-se:[6]

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

isto é, a taxa de câmbio corrente é determinada pela trajetória dos valores futuros (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, por exemplo, as cotações de ações, a estrutura a termo da taxa de juros e a demanda por moeda.[7]

Se a variável Δx_t for estacionária, então uma importante implicação do modelo de valor presente é que a taxa de câmbio deve co-integrar (técnica discutida adiante) com as variáveis contidas em x_t, ou seja, esses dois conjuntos de variáveis devem manter um equilíbrio de longo prazo. Para mostrar isso, reescreva-se, inicialmente, a equação (6) como [para simplificar a notação fez-se $b = \beta/(1+\beta)$]:

$$s_t = (1+b) \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} \qquad (7)$$

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

$$\sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} - b \sum_{i=0}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} = x_t + \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} - b \sum_{i=1}^{\infty} b^{i-1} E_t x_{t+1} =$$
$$= x_t + \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} b^i E_t x_{t+i-1} \qquad (8)$$

---

6 Para demonstrar este resultado, seja $s_t = (1+\beta)^{-1} x_t + \beta(1+\beta)^{-1} E s_{t+1}$. Substituindo por s_{t+1} nesta equação, vem: $s_t = (1 + \beta)^{-1} x_t + \beta(1 + \beta)^{-1} E[(1 + \beta)^{-1} x_{t+1} + \beta(1 + \beta)^{-1} E s_{t+2}]$.

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

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

Assim:

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

Finalmente vem a equação (6).

7 Para uma aplicação do modelo de valor presente em um estudo de demanda por moeda no Brasil, ver, por exemplo, Rossi (1994) e, para uma discussão geral do modelo de valor presente no contexto da estrutura a termo da taxa de juros, ver Rossi (1996).

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 a equação passível de estimação pela técnica de co-integração, conforme se detalhará adiante.

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 se baseia na lei do preço único, aplicada, na teoria do comércio internacional, a um bem homogêneo. O argumento é que, com o livre comércio (ausência de barreira alfandegária) 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 nos vários 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, que 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 de uma economia. 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 será 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 único fator de produção. A função de produção apresenta retorno de escala constante. Denote-se a produtividade média (e marginal)do trabalho dos setores de *tradables* e de *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 ambos os 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):

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

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

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

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

No resultado da equação (12) o primeiro termo mede a diferença na produtividade do fator trabalho entre os setores de *tradables* e de *non-tradables* no país estrangeiro, o segundo termo indica essa mesma diferença, só que para o país doméstico, enquanto o terceiro termo mede a diferença entre os dois países nas taxas de crescimento do custo unitário do trabalho (ou preços) no setor de *tradables*.[8] Fica, pois, demonstrado, conforme sugere Balassa, que diferenciais de produtividade entre os setores de *tradables* e de *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).[9]

---

8 Um valor igual a zero para o terceiro termo equivaleria à aplicação da PPC apenas aos *tradables*.

9 Como evidência empírica em apoio a este ponto vale citar o resultado de uma pesquisa de Marston (1986) citada em Krugman e Obstfeld (1988). O autor calculou a taxa de crescimento da produtividade do fator trabalho usando dados em nível da indústria para os Estados Unidos e o Japão, no período 1973/83, e concluiu que nos Estados Unidos esta produtividade cresceu 13,2% mais rápido para os *tradables* comparativa-

Em vista das ponderações acima, 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, $S = \frac{P_t}{P_t^*}$. 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 na equação (11).

Desta forma tem-se:

$$\frac{P_t\left(P_t / P_n\right)^{\lambda} P}{P_t^*\left(P_t^* / P_n^*\right)^{\lambda^*} P^*} \tag{13}$$

que, uma vez consideradas as respectivas demandas por moeda dadas nas equações em (1), permite obter:

$$S = \frac{\left(P_t / P_n\right)^{\lambda} Mf^*(Z)}{\left(P_t^* / P_n^*\right)^{\lambda^*} M^* f(Z)} \tag{14}$$

ou:

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

sendo g=log (P/P) e onde as variáveis em letra minúscula são o logaritmo das correspondentes variáveis em letra maiúscula. Para uso posterior, esta equação será escrita como:

mente 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 12,3% no período, no Japão este 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.

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

onde $m' = m - m^*$, $g' = g - g^*$, $y' = y - y^*$ e $i' = i - i^*$.[10]

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

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

o que, uma vez mais, permite testar até que ponto as restrições impostas na equação (15) são válidas. Agora, as seguintes hipóteses podem se testadas:

$$H_1{:}\gamma_1 = -\gamma_2, H_2{:}\gamma_3 = -\gamma_4, H_3{:}\gamma_3 = 1, H_4{:}\gamma_4 = -1, H_5{:}\gamma_5 = -\gamma_6 \text{ e } H_6{:}\gamma_7 = -\gamma_8$$

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 fossem estacionárias. Talvez pensando estar contornando essa dificuldade, é comum recorrer-se à especificação da regressão com as variáveis nas suas primeiras diferenças ou, alternativamente, usar a taxa de variação das variáveis. Sabe-se, todavia, que, quando as variáveis co-integram (isto é, têm entre si uma relação de equilíbrio de

---

10 A adaptação do modelo de valor presente — equação (6) — para a situação agora considerada envolve meramente fazer $x = m' - \gamma g' - \alpha y'$.

longo prazo), o uso das 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 co-integram, é preciso que os resíduos da regressão entre essas variáveis, as quais devem ter a mesma ordem de integração (definida adiante), sejam estacionários, conforme Engle e Granger (1987). 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:

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

onde a e c são constantes. A série de y_t é então dita estacionária se $a < 1$ e não-estacionária se $a = 1$ (neste 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 realizado conforme a análise a seguir. Note-se, primeiramente, que a equação(18) 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 a testar nesta especificação se $(a - 1) = 0$. 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:

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

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:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-p} + U_t \tag{24}$$

onde Y_t é um vetor de variáveis e $A_1, A_2, \ldots, A_p$ são matrizes. Reparametrizando a equação de modo análogo ao feito da equação (22) para a equação (23), tem-se:

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

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 nas equações (21) e (23) no contexto de uma série univariada.[11]

---

11 Para detalhes adicionais, ver Dickey, Jansen e Thornton (1991).

Uma vez determinado o posto (digamos, r) da matriz D (suponha-se que D tenha a dimensão n x n, onde n é o número de variáveis no modelo), então D poderá ser escrito como o produto de duas matrizes α e β de ordem n x r e r x n, respectivamente. As linhas da matriz β dariam, então, r vetores de co-integração distintos, sendo que βY é, neste caso, estacionário.[12]

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 é dado por, Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990):

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

Este é o chamado teste estatístico do traço (*trace*) da matriz. Aqui a hipótese nula é que o número de vetores de co-integração seja menor ou igual a r, com $r = 0, 1, 2, \ldots$, sendo genérica a hipótese alternativa.

O teste alternativo, chamado autovalor máximo, usa a maior correlação canônica de ordem $(r + 1)$, sendo 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 alternativa $r = 1$, seguida da hipótese nula $r = 1$ contra a alternativa $r = 2$, e assim por diante.

Caso se deseje impor certas restrições aos valores dos vetores de co-integração, procede-se da seguinte forma: suponha-se que a hipótese nula seja $H_0 : \beta = H\phi$,onde H é a matriz p x s que contém as $(p - s)$de restrições e ϕ é uma matriz s x r ; o teste estatístico para as hipóteses H_0 é, então, dado por:

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

---

12 β é na verdade estimado como o autovetor correspondente aos r maiores autovalores obtidos após resolver-se $\left|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}\right| = 0$, onde S_{00} é a matriz de resíduos de mínimos quadrados da regressão ΔY_t contra $\Delta Y_{t-1} \ldots \Delta Y_{t-k+1}$, 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. A estimação de β , juntamente com aquela de D discutida no texto, permite obter α . O programa de computador Microfit aqui usado, calcula separadamente α e β .

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 χ^2, com $r(p - s)$ graus de liberdade. Os testes de (26) a (28) são usados na análise adiante.

4.2 - O modelo de valor presente e o sistema VAR com restrições nos parâmetros

O modelo de valor presente na sua versão apresentada na equação (9) equivale a estimar um modelo BVAR (Vetor Auto-Regressivo Bivariado) com restrições nos parâmetros, conforme se demonstra a seguir com base em Campbell e Shiller (1987). Assim, seja o modelo:

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

que mostra a diferença entre a taxa de câmbio observada e aquela prevista pelo modelo monetário, como função das variações futuras esperadas para a taxa de câmbio nesse modelo, isto é, Δx_{t+i}.

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

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

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, aqui representado pela equação (9), equivale ao modelo BVAR 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 BVAR representado alternativamente como:

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-p+1} \\ S_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \ldots a_p b_1 \ldots b_p \\ \\ I_{p-1} 0 \\ \\ c_1 \ldots c_p d_1 \ldots d_p \\ \\ 0 I_{p-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta x_{t-p} \\ S_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ \\ 0 \\ \\ u_{2t} \\ \\ 0 \end{bmatrix}$$

que, usando representação matricial, seria:

$$z_t = A z_{t-1} + v_t$$

onde $z_t = \left[\Delta x_t \ldots \Delta x_{t-p+1} S_t \ldots S_{t-p+1}\right]'$ e $v_t = \left[u_{1t} 0 \ldots 0 u_{2t} 0 \ldots 0\right]'$

Note-se que da equação acima obtém-se a seguinte previsão condicionada:

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

Desta forma, vem:

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

onde h' 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:

$$S_t = g' z_t$$

onde g' é um vetor linha consistindo de p zeros seguidos do número um e novamente p - 1 zeros. Essas duas últimas equações substituídas em (9) produzem:

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

Considere-se, em seguida, a seguinte aproximação: [13]

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

o que permite escrever a equação (9) como:

$$g' z_t = h' bA[I - bA]^{-1} z_t$$

ou, mais simplesmente:

$$g'[I - bA] = h' bA$$

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 BVAR com as restrições acima mencionadas.

A hipótese nula representando as restrições no modelo BVAR pode ser representada alternativamente por:

$$H_0 : g'(I - bA) - h'bA = 0$$

Seja ainda:

$$S_t' = h'bA(I - bA)^{-1} z_t$$

---

13 Este resultado pode ser assim demonstrado: seja $y = I + bA + (bA)^2 + \ldots$, que multiplicado por bA dá $ybA = bA + (bA)^2 + \ldots$, 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 Δx_t e S_t sejam estacionárias, 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 o modelo de valor presente para a taxa de câmbio. O teste das restrições nos parâmetros do modelo BVAR equivale, então, à seguinte hipótese nula:

$$H_0: S_t = S_t'$$

Assim, a aceitação de H_0 significa que o modelo de valor presente não poderia ser rejeitado.

Finalmente, a equação (9) sugere que a relação de causalidade vai de S para Δx, hipótese que pode ser também testada no modelo BVAR acima. Mais precisamente, o modelo sugere que a direção de causalidade de Granger é unilateral, que no caso do teste aqui 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, bidirecional. Este teste é também aplicado a seguir.

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 taxa de câmbio é definida como a quantidade de moeda doméstica por um dólar. As demais variáveis do modelo são definidas nas próprias tabelas do texto. Cabem aqui, apenas, alguns esclarecimentos. Primeiramente 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 para os Estados Unidos. Para a razão dos preços dos *tradables* e *non-tradables* nos dois países é representada pela razão entre o Índice de Preços por Atacado (IPA no Brasil e Wholesale Price Index nos Estados Unidos) e o Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI) no Brasil e Consumer Price Index nos Estados Unidos).[14] Para os juros foram usadas a taxa do *over*, no caso do Brasil, e a *Treasury 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.[15] Finalmente, no exercício foram usadas tanto a taxa de câmbio oficial quanto a

---

14 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.

15 Com relação ao agregado monetário, não é uma questão simples decidir qual o conceito de moeda a utilizar. Suponha-se, por exemplo, que inovações financeiras levem a uma intensa substituição entre ativos com distintos graus de liquidez, provocando assim certa instabilidade na demanda por M1, conforme Rossi (1988) sugere teria ocorrido no Brasil nos anos 80. Em tais circunstâncias, o próprio conceito da soma simples de ativos, usado na definição dos agregados monetários tradicionais, é questionável. Uma alternativa seria, neste caso, o uso do Índice de Divisia, que pondera os ativos de acordo com a quantidade de serviço monetário neles contida [ver, a respeito, Rossi (1993)]. Um agregado desse tipo foi usado no exercício aqui realizado,

taxa de câmbio do mercado paralelo.[16] Como os resultados pouco diferem nos dois casos, reportamos aqui apenas aqueles relativos à taxa de câmbio oficial.

Da equação (9), tem-se $L_t = s_t - m_t + m_t^* + \gamma y_t - \gamma y_t^*$ que no caso desta variável ser estacionária (isto é, as variáveis que a compõem co-integram) permite representar o modelo de valor presente na forma de um modelo VAR. Para saber então se as variáveis contidas em L_t co-integram, cumpre determinar, primeiramente, qual a ordem de integração de cada uma delas. Na Tabela 1 tem-se que quase todas as variáveis de interesse são não-estacionárias, tendo ordem de integração igual a 1, isto é, são $I(1)$, o que significa que 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 2, isto é, são $I(2)$, mostrando que necessitam ser diferenciadas duas vezes para atingir a estacionaridade, enquanto que a variável Índice de Produção Industrial 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; este foi também o caso da produção industrial.

Com respeito ao teste de co-integração, enquanto a Tabela 2 mostra os resultados para os testes da PPC e da 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 que, quando ela é testada com os preços de todos os bens na economia (Índice Geral de Preços), há apenas um vetor de co-integração; de qualquer modo, em ambos os casos a condição da PPC é atendida.[17]

---

mas apenas no que diz respeito ao caso do Brasil, e os resultados pouco mudaram, não sendo, pois, reportados, embora possam ser obtidos junto ao autor. Para uma outra aplicação onde o agregado monetário do tipo índice de Divisia é usado no modelo monetário de determinação da taxa de câmbio libra esterlina/dólar, ver Chrystal e MacDonald (1995).

16 Poder-se-ia usar ainda no exercício a taxa de câmbio efetiva, isto é, levando em conta as variações cambiais com as moedas dos principais parceiros comerciais do país, embora isso não tenha sido objeto de análise aqui.

17 Esse resultado difere um pouco daquele encontrado em Rossi (1991), que cobre um período apenas ligeiramente diferente do desta análise, e cujos testes usam somente 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 (1987), 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 (1994*b*) com relação a uma aplicação com dados da taxa de câmbio libra esterlina/dólar. Duas outras aplicações para o Brasil são Pereira e Duarte (1991) e Zini Jr. e Cati (1993). O primeiro destes estudos aplica a técnica de co-integração de Johansen aos dados usados em Rossi (1991) e obtém resultados que são consistentes com o do presente trabalho. Entretanto, Zini Jr. e Cati (1993) criticam o procedimento adotado por Pereira e Duarte, que no seu questionamento do resultado obtido em Rossi (1991) combinam as teorias da PPC e da PTJ num único teste. Como a PPC aplica-se ao longo prazo, enquanto que a PTJ é válida para o curto prazo, Zini Jr. e Cati sugerem que seria inadequada combiná-las num único teste.

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'^*	$\Delta p'^*$	p'	$\Delta p'$	$(1+i)$	$\Delta(1+i)$	$(1+i^*)$	$\Delta(1+i^*)$	$1+(\Pi-\Pi^*)$	$\Delta 1+(\Pi-\Pi^*)$	$1+(\Pi'-\Pi'^*)$	$\Delta 1+(\Pi'-\Pi'^*)$
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

NOTA: (todas as variáveis são em log, exceto as taxas de juros): s = taxa de câmbio nominal (R$/US$), m = agregado monetário M1, y = índice de produção industrial, g = razão entre o IPA no Brasil/IGP-DI e Wholesale Price Index nos Estados Unidos/Consumer Price Index; o asterisco indica a variável para os Estados Unidos Δ representa a primeira diferença da variável.

TABELA 2

Teste para a paridade do poder de compra (PPC) e paridade da taxa de juros (PTJ)

	Equação e testes																							
	$\gamma_1 s - \gamma_2 p^* - \gamma_3 p$						$\gamma_1 s - \gamma_2 p'^* - \gamma_3 p'$						$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi - \gamma_3 i'$						$\gamma_1 i - \gamma_2 \pi' - \gamma_3 i'$					
	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace
	(1) #		(2) #		(3) #		(1) #		(2) #		(3) #		(1) #		(2) #		(3) #		(1) #		(2) #		(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*
$r \leq 1$	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
$r \leq 2$	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

NOTA: (todas as variáveis são em log): s = taxa de câmbio nominal (R$/US$), p = IGP-DI Brasil, p^* = IPC Estados Unidos, p'= IPA Brasil, p'^* = IPA Estados Unidos, i = log (1+ taxa de juros (*over*)), i' = log (1 + taxa de juros (*Treasury billrate*)), = log (1 + diferença de inflação (IGP Brasil e IPC Estados Unidos)) dos dois países. π' = log (1 + diferença de inflação (IPA) dos dois países).

OBS.: # (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

Equação e testes

	$\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^* - \gamma_8 g - \gamma_9 g^*$						$\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_8 g - \gamma_9 g^*$					
	Max (1) #	Trace (1) #	Max (2) #	Trace (2) #	Max (3) #	Trace (3) #	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*	73,1*	211,2*	69,1*	183,7*	73,1*	183,7*
$r\leq 1$	65,4*	241,2*	62,7*	214,8*	62,7*	214,8*	46,3*	138,1*	39,1	114,6*	46,3*	114,6*
$r\leq 2$	60,6*	175,6*	46,2*	152,1*	46,2*	152,1*	34,7*	91,8*	26,2	75,5*	34,7*	75,5*
$r\leq 3$	34,6*	115,2*	31,4	105,9*	31,4	105,9*	20,2	57,1*	19,4	49,3*	20,2	49,3*
$r\leq 4$	27,0	80,7*	26,6	74,5*	26,6	74,5*	18,9	36,9*	16,1	29,9	18,9	29,9
$r\leq 5$	20,4	53,7*	19,5	47,9	19,5	47,9*	11,3	18,0	7,2	13,8	11,3	13,8
$r\leq 6$	15,9	33,3	15,0	28,4	15,0	28,4	6,7	6,7	6,6	6,6	6,7	6,6
$r\leq 7$	10,4	14,3	7,1	13,4	7,1	13,4						
$r\leq 8$	6,9	6,9	6,3	6,3	6,3	6,3						

	$\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^*$						$\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^*$					
	Max (1) #	Trace (1) #	Max (2) #	Trace (2) #	Max (3) #	Trace (3) #	Max (1) #	Trace (1) #	Max (2) #	Trace (2) #	Max (3) #	Trace (3) #
$r=0$	78,7*	222,9*	78,5*	168,0*	78,5*	198,0*	67,7*	147,1*	67,0*	121,3*	67,0*	121,3*
$r\leq 1$	52,1*	144,2*	43,8*	119,4*	43,8*	119,4*	42,9*	79,4*	24,2	54,3*	24,2	54,3*
$r\leq 2$	38,3*	92,1*	31,4	75,7*	31,4*	75,74*	19,0	36,5*	18,1	30,1	18,1	30,1
$r\leq 3$	23,3	53,8*	18,8	44,3	18,8	44,30*	10,3	17,6	8,8	11,9	8,8	11,9
$r\leq 4$	16,6	30,5	15,0	25,5	15,0	25,5	7,3	7,3	3,2	3,2	3,2	3,2
$r\leq 5$	8,4	13,9	8,3	10,5	8,3	10,5						
$r\leq 6$	5,6	5,6	2,1	2,1	2,1	2,1						
$r\leq 7$												
$r\leq 8$												

NOTA: Ver definição das variáveis nas Tabelas 1 e 2.
OBS.: #(1) = sem tendência; (2) = com tendência, sem tendência em DGP; (3) = com tendência, com tendência em DGP.

Infelizmente o 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.[18] 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, como requer a PPC, mostrado na Tabela 5, confirma que ela só não pode ser rejeitada quando o Índice Geral de Preços é usado no teste.

Não deixa de ser surpreendente o fato de a condição da PPC ser atendida para o Brasil, pois a rigor essa teoria aplica-se a um regime com taxas de câmbio flexíveis. Não sendo este o caso do Brasil, os resultados aqui sugerem que, apesar das freqüentes intervenções oficiais nesse mercado, as quais têm às vezes levado a certa sobrevalorização da moeda doméstica, as autoridades econômicas têm, em geral, buscado manter a paridade do poder de compra da moeda.

Quanto à teoria da PTJ na sua versão com taxa de juros reais, que envolve impor a condição da PPC na da 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.[19] 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, e não apenas aqueles dos *tradables*.

Retornando 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 de acordo com a quantidade das 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

---

18 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 co-integração da PPC, quando é usado o Índice Geral de Preços. Uma situação semelhante foi observada por MacDonald e Taylor (1994*b*) na aplicação do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio libra esterlina/dólar, em que o segundo vetor de co-integração mais significativo foi selecionado sob o argumento de que, do ponto de vista teórico, os seus coeficientes estavam mais corretos.

19 Ver, entretanto, as considerações na nota 17 quanto à aplicação da técnica de co-integração em modelo que combine a PPC e a PTJ.

TABELA 4

Coeficientes dos vetores de co-integração significativos

	γ1	γ2	γ3	γ4	γ5	γ6	γ7	γ8	γ9
1) Modelos monetários									
1.1) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^* - \gamma_8 g - \gamma_9 g$	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
1.2) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 g - \gamma_7 g^*$	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		
1.3) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^*$	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		
1.4) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^*$	1,00	-0,82	-2,23	7,77	-7,01	-	-	-	-
	1,00	-0,28	13,33	-3,37	-40,99				
2) Modelos de PPC e PTJ									
2.1) $\gamma_1 s - \gamma_2 p'^* - \gamma_3 p'$	1,00	18,57	-1,03	-	-	-	-	-	-
	1,00	5,65	-1,04						
2.2) $\gamma_1 s - \gamma_2 p^* - \gamma_3 p$	1,00	0,30	-0,99	-	-	-	-	-	-
	1,00	0,64	-0,92						
2.3) $\gamma_1 i - \gamma_2 \pi' - \gamma_3 i'$	1,00	-1,33	1,36	-	-	-	-	-	-
	1,00	-0,48	33,02						
2.4) $\gamma_1 i - \gamma_2 \pi\ . \gamma_3 i'$	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

	Estatística Qui-quadrado χ^2
1) Modelos monetários	
1.1) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^* - \gamma_8 g - \gamma_9 g^*$	
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)
1.2) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 g - \gamma_7 g^*$	
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)
1.3) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^* - \gamma_6 i - \gamma_7 i^*$	
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)
1.4) $\gamma_1 s - \gamma_2 m - \gamma_3 m^* - \gamma_4 y - \gamma_5 y^*$	
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)
2) Modelos da PPC e PTJ	
2.1) $\gamma_1 s - \gamma_2 p'^* - \gamma_3 p'$	
Restrição	
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3.$	11,63 (0,0030)
2.2) $\gamma_1 s - \gamma_2 p^* - \gamma_3 p$	
Restrição	
$1 = \gamma_1 = \gamma_2 = -\gamma_3.$	4,94 (0,0847)
2.3) $\gamma_1 i - \gamma_2 \pi - \gamma_3 i'$	
Restrição	
$1 = \gamma_1 = -\gamma_2 = -\gamma_3.$	9,83 (0,0073)
2.4) $\gamma_1 i - \gamma_2 \pi' - \gamma_3 i'$	
Restrição	
$1 = \gamma_1 = -\gamma_2 = -\gamma_3.$	12,76 (0,0017)

NOTA: Ver definição das variáveis nas Tabelas 1 e 2; os valores entre parênteses indicam um nível de significância do teste.

à magnitude dos coeficientes, pois guardam pouca relação entre si, seja inter ou intramodelo, o que, no caso de ausência de correlação nos resultados intramodelo, não deixa de ser um aspecto preocupante com o uso da técnica de co-integração.

A Tabela 5 apresenta, por sua vez, o resultado dos testes estatísticos para algumas restrições geralmente consideradas na literatura 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 da PTJ quanto às várias versões do modelo monetário, sugerindo, pois, serem elas indevidas.

Finalmente, os resultados para os vários testes do modelo BVAR foram:[20] *a*) as restrições nos parâmetros exigidas pelo modelo de valor presente apresentaram qui-quadrado calculado de 7.402, sugerindo, pois, forte rejeição do modelo; e *b*) tanto a hipótese de que S não causa Δx como o seu inverso, isto é, Δx não causa S (ver a Subseção 4.2), foram rejeitadas, com rejeição maior para o segundo caso (qui-quadrado calculado de 547 e 63, respectivamente).[21]

6 - Conclusão

As conclusões básicas do estudo são: *a*) a PPC e a PTJ (versão real) não podem ser rejeitadas, seja quando se usa no teste dessas teorias o IPA ou o IPC; *b*) as várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio não permitiram detectar a superioridade, em termos da verificação empírica, de qualquer versão sobre as demais; *c*) as restrições usualmente impostas aos coeficientes dos vetores de co-integração, seja no teste das condições da PPC e da 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, *d*) o modelo de valor presente para a taxa de câmbio foi claramente rejeitado, bem como aceita a causalidade bidirecional de Granger para as variáveis do modelo.

---

20 Neste exercício foram usados para parâmetros na equação (2) $\alpha = 1$ e $\beta = 0,5$, que não são muito distintos dos valores obtidos por Rossi (1988) para a demanda por moeda no Brasil. O número de defasagens (*lags*) no modelo BVAR foi igual a seis, o qual também foi estimado com quatro e cinco defasagens, obtendo-se, porém, pouca alteração nos resultados.

21 Ressalte-se que, como o modelo de valor presente dado na equação (4) combina as teorias da PPC e PTJ, então a crítica de Zini Jr. e Cati (1993) ao procedimento adotado em Pereira e Duarte (1991), apresentada na nota 17, aplica-se também aqui.

Abstract

In view of the important role played by the exchange rate in the international trade of a country such a topic has attracted much attention research in the economic literature. Two basic formulations for the exchange rate determination are the monetary model and the portfolio balance model. In this study we discuss only the monetary model which is applied here using cointegration technique to monthly data for Brazil covering the period january-1980 to june-1994. Since the monetary model uses both the Purchase Power Parity (PPP) and the Interest Rate Parity (IRP), these two conditions were also tested in addition to the teste of the monetary model itself.

The major conclusions of the study were: a) neither the PPP nor the IRP conditions could be rejected, and this is so by using in the test either the Wholesale Price Index or the Consumer Price Index; b) the various versions of the monetary model tested did not indicate any superiority of one particular version of the model over the others; c) the restrictions usually imposed on the coefficients of the cointegration vectors either in the PPP and IRP models or the monetary model were always rejected; and finally d) the present value version of the monetary model was clearly rejected as well as accepted Granger's bi-directional causality test for the variables of the model.

Bibliografia

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

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.

CHRYSTAL, K. A. , MACDONALD, R. Exchange rates, financial innovation and divisia money: the sterling/dollar rate. *Journal of International Money and Finance*, v. 14, n. 4, p. 493-513, 1995.

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.

DORNBUSCH, 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.

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

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/Sep. 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*.

MARSTON, R. *Real exchange rates and productivity growth in the united states and Japan*. National Bureau of Economic Research, May 1986 (Working Paper, 1.922).

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.

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

PEREIRA, P. V., DUARTE, A. Paridade do poder de compra e paridade da taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Curitiba (PR), 3 a 6 de dezembro de 1991.

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

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

_______. Agregação monetária com o índice de Divisia: aplicação ao caso brasileiro. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 251-268, ago. 1993.

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

_______. *A estrutura a termo para a taxa de juros: um breve survey*. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 1996 (Texto para Discussão a ser publicado).

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

(Originais recebidos em janeiro de 1996. Revistos em abril de 1996.)