

# Taxa de Câmbio Real e Paridade de Poder de Compra no Brasil\*

Márcio Holland\*\*

Pedro L. Valls Pereira\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. A hipótese de paridade de poder de compra; 3. A taxa de câmbio real no Brasil; 4. Testando a paridade de poder de compra no Brasil; 5. Considerações finais.

Palavras-chave: taxa de câmbio; paridade de poder de compra; análise de co-integração.

Códigos JEL: C22 e F31.

O objetivo central deste artigo é avaliar as possibilidades para validação da hipótese de paridade de poder de compra no Brasil, no período recente. Neste sentido, procura-se analisar as restrições formais desta hipótese, em termos teóricos, para, em seguida, proceder-se a uma investigação empírica para o período de 1974 a 1997. Neste caso, faz-se uma análise de co-integração para a hipótese de PPC, após uma avaliação do comportamento da taxa de câmbio real.

The central objective of this paper is to evaluate the possibilities for validation of the Hypothesis of Parity of Purchase Power in Brazil in the recent period. In this sense, it tries to evaluate the formal restrictions of this hypothesis, in theoretical terms, in order to, soon after, proceed to an empiric investigation for the period of 1974 to 1997. In this case, it makes a co-integration analysis for the hypothesis of PPP, after an evaluation of the behavior of the real exchange rate.

## 1. Introdução

É crescente a literatura econômica no Brasil sobre o comportamento da taxa de câmbio, bem como dos determinantes dos desalinhamentos de uma eventual taxa de equilíbrio. Testes econométricos têm apresentado grandes divergências quanto à validade do modelo de paridade de poder de compra em sua forma original ou no contexto de um modelo monetário, para preços tanto

---

\* Artigo recebido em fev. e aprovado em jun. 1999. Os autores gostariam de agradecer os comentários do professor Otaviano Canuto (IE/Unicamp). O segundo autor agradece o apoio parcial do CNPq e Pronex. Agradecemos, ainda, aos pareceristas anônimos desta revista pelas sugestões de revisão.

\*\* Do Departamento de Economia da Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: mholland@ufu.br.

\*\*\* Do Departamento de Estatística da USP e do Instituto de Economia da Unicamp. E-mail: pvalls@ime.usp.br.

flexíveis quanto rígidos. Amostras bem diferenciadas e para taxas calculadas com metodologias muito distintas compõem o debate. Alguns testes procuram estimar diretamente uma certa taxa de câmbio de equilíbrio; outros procuram avaliar os impactos de seus desalinhamentos nas decisões dos exportadores e importadores; outros ainda, apresentados mais recentemente, seguem na direção de um modelo não-linear na variância.

O fato é que as discussões sobre os fatores fundamentais que determinam a taxa de câmbio estão longe de uma conclusão. Rossi (1991) foi o primeiro a apresentar testes de raiz unitária para a taxa de câmbio real no Brasil, para o período de 1980 a 1988, avaliando a validade da paridade de poder de compra. Em seguida, Duarte e Pereira (1991), através de um teste de co-integração multivariada, testaram conjuntamente a paridade de poder de compra e a paridade de taxa de juros.

Zini Jr. (1993) estava preocupado com os impactos da política de minidesvalorizações sobre o saldo comercial, estimando modelos com variantes na metodologia de cálculo da taxa de câmbio e na especificação das variáveis explicativas. O autor seguiu procedimentos convencionais de estimação sem, contudo, analisar as condições de estacionaridade das séries temporais, o que gerou um conjunto de regressões espúrias. Apesar da má especificação dos modelos, suas conclusões apontam para uma forte correlação entre o saldo comercial e a taxa de câmbio real.

Zini Jr. & Cati (1993) realizaram testes de co-integração sobre a paridade de poder de compra. Neste trabalho, os autores procuraram testar a validade da hipótese de que a paridade de poder de compra, em sua versão absoluta, em explicar a taxa de câmbio real no Brasil de 1855 a 1990. O teste consistiu basicamente em verificar se o logaritmo da taxa de câmbio real, definido como  $\log(RER_t) = \log(e_t) + \log(P_t^*) - \log(P_t)$ , segue um processo estacionário, dado que as variáveis  $e_t$ ,  $P_t^*$  e  $P_t$  são integradas de mesma ordem, ou ainda, se existe um vetor de co-integração representado por  $(1, 1, -1)$ . Como as variáveis  $\log(e_t)$  e  $\log(P_t)$  são integradas de ordem 2, e  $\log(P_t^*)$  é integrada de ordem 1, as três variáveis não podem ser co-integradas. Como há um subconjunto das variáveis que é integrado de ordem mais baixa -  $\log(e_t/P_t) = \log(e_t) - \log(P_t)$  -, de primeira ordem, procurou-se obter um vetor de co-integração do tipo  $(1, -1)$ , o que equivale a testar se os desvios da taxa real de câmbio são, na média, zero.

Seus resultados apontam no sentido da rejeição da hipótese de que a paridade de poder de compra explique a taxa de câmbio real no longo prazo. Vale destacar que os autores apontam na direção correta da especificação de um modelo de correção de erros, mas não tratam de uma quebra de tendência na série, aproximadamente no ano de 1913, o que provavelmente induz a mudanças nos testes de raiz unitária.<sup>1</sup>

Rossi (1996) estima um modelo monetário de determinação da taxa de câmbio com dados mensais de janeiro de 1980 a junho de 1994, usando também técnica de co-integração a partir do procedimento de Johansen. Suas conclusões não rejeitam a hipótese de paridade de poder de compra, o que, segundo o autor, não deixa de ser surpreendente, “pois a rigor esta teoria aplica-se a um regime com taxas de câmbio flexível. Não sendo este o caso do Brasil, os resultados aqui sugerem que, apesar das freqüentes intervenções oficiais nesse mercado, o que tem às vezes levado a certa sobrevalorização da moeda doméstica, as autoridades econômicas têm, em geral, buscado manter a paridade de poder de compra da moeda” (Rossi, 1996:172).

Lembrando, ainda, que muitos dos testes de paridade de poder de compra são freqüentemente rejeitados, talvez por um problema de inadequada especificação dinâmica, talvez porque esta teoria só é válida para o longo prazo, o fato é que os modelos monetários têm a mesma dificuldade de aceitação, principalmente em sua versão original de preços flexíveis, sendo muitas vezes superados por modelos mais simples do tipo passeio aleatório. É, de fato, uma surpresa a aceitação da hipótese de PPP nos testes de Rossi (1996).

Ao procurarem tratar da volatilidade da taxa de câmbio e de seus efeitos sobre o próprio nível de equilíbrio da taxa de câmbio e sobre as decisões de exportações para agentes avessos ao risco, Gonzaga e Terra (1995) apresentaram testes que permitiram concluir que os planos de estabilização em regimes de inflação alta e mudanças nos regimes cambiais são a principal fonte de volatilidade cambial, avaliada para dados mensais, semanais e diários. Foram estimadas, ainda, equações de exportação que incluíam a volatilidade cambial como uma das variáveis explicativas, usando um modelo de equilíbrio geral. Os resultados apontam para um coeficiente negativo, ou seja, altas de volatilidade têm impacto negativo sobre as decisões de exportações. Contudo, os coeficientes são estatisticamente zero, conforme valores críticos do teste  $t$ .

---

<sup>1</sup> Para uma crítica bastante pertinente ao trabalho de Zini Jr. & Cati (1993), ver Marçal (1997).

Nota-se, ainda, que são necessárias mudanças muito significativas na volatilidade para se obter alguma mudança de comportamento dos exportadores.

Lamentavelmente, estes testes foram realizados sobre um modelo de variância não-condicional, o que, para dados mensais, equivale ao desvio-padrão centrado em 12 meses. Os autores também não consideraram o fato de que a inflação brasileira pode apresentar ordem de integração diferente do desvio-padrão não-condicional (Issler, 1991), gerando, com isso, regressões espúrias e, por conseguinte, enfraquecendo sobremaneira os resultados de uma questão empírica de grande relevância.

Nosso objetivo com este artigo é avaliar a possibilidade de validação da hipótese de paridade de poder de compra, no período recente, ou melhor, se a taxa de câmbio real segue um comportamento reversível, na média, tal que movimentos de afastamento da taxa de câmbio de uma trajetória de longo prazo sejam de caráter transitório. Mais ainda, pretendemos verificar se os esforços das autoridades governamentais no sentido de garantir uma taxa de câmbio real estável, ao longo do tempo, têm êxitos. Este artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 a *PPP* é apresentada teoricamente; na seção 3 é feita uma análise do comportamento da taxa de câmbio real para o Brasil; na seção 4 procede-se a testes da hipótese de *PPP*, conforme análise de co-integração; a seção 5 é reservada para considerações finais.

## 2. A Hipótese de Paridade de Poder de Compra

Na maioria das vezes, o equilíbrio de longo prazo é garantido pela hipótese de paridade de poder de compra, seja em sua forma absoluta, seja na relativa. No primeiro caso, é preciso manter uma razão constante entre a taxa de câmbio nominal,  $S_t$  e os índices relativos dos preços entre duas economias,  $P_t$  e  $P_t^*$ :

$$S_t^{PPP} = S_t \frac{P_t^*}{P_t} \quad (1)$$

de modo que uma mudança na taxa nominal de câmbio ajusta-se às mudanças no diferencial de nível de preços entre a economia doméstica e a economia estrangeira, mantendo-se constante a taxa de paridade cambial,  $S_t^{PPP}$ , ou taxa de câmbio real.

Se a economia é aberta, apresenta custo de transação desprezível e não existem barreiras comerciais, espera-se que a lei do preço único se verifique.

Ou seja, que o mesmo bem deve ser vendido ao mesmo preço, expresso em mesma unidade monetária, no país produtor e nos países compradores deste bem. Seja um bem  $j$ , com preço  $P_j^{EUA}$ , expresso em dólares, e preço  $P_j^{BR}$ , expresso em reais. Se o bem  $j$  é vendido ao preço único, sendo  $S$  a taxa de câmbio de equilíbrio:

$$P_j^{BR} = S_{BR/EUA} P_j^{EUA} \quad (2)$$

Em cada país, o nível geral de preços é formado pela combinação dos preços de cada bem, ponderado pelo peso de cada bem na demanda final, tal que:

$$P = \prod_{j=1}^n (P_j)^{\alpha_j} \quad \text{sendo que} \quad \sum_{j=1}^n \alpha_j = 1 \quad (3)$$

enquanto no resto do mundo, ou em outro país parceiro comercial, de referência, o preço é:

$$P^* = \prod_{j=1}^{n'} (P_j^*)^{\beta_j} \quad \text{sendo que} \quad \sum_{j=1}^n \beta_j = 1 \quad (4)$$

tal que o peso dos bens na demanda final de cada país é diferente.

Deste modo, espera-se que, para que a paridade de poder de compra, em sua versão absoluta, se verifique, é preciso que a taxa de câmbio real seja igual à unidade, ou seja, que  $S_t^{PPP} = 1$ , tal que “a cesta de referência representativa da demanda final nos dois países tenha o mesmo preço quando eles são medidos na mesma unidade monetária” (Aglietta, 1997:96).

Assim, há algumas condições bastante restritivas para que a paridade de poder de compra, em sua versão absoluta, seja satisfeita (Baillie & McMahon, 1992:65-71 e Aglietta, 1997:97-102). Primeiro, a lei do preço único precisa ser satisfeita para todos os bens individuais e que as estruturas de cestas de referência sejam as mesmas. Ou seja, se o comportamento dos consumidores é o mesmo em ambos os países, então os pesos dos bens na demanda final devem ser idênticos, de modo que  $\alpha_j = \beta_j$  e  $n = n'$ . Assim,

$$P = \prod_{j=1}^n (SP_j^*)^{\alpha_j} = S \prod_{j=1}^n (P_j^*)^{\beta_j} = SP^* \quad (5)$$

Segundo é necessário que os preços relativos entre os bens sejam constantes, tal que, para um bem  $n$  qualquer, o preço relativo seja assim expresso:

$$\lambda_j = \frac{P_j}{P_n} \quad \text{e} \quad \lambda_j^* = \frac{P_j^*}{P_n^*}$$

de modo que a razão entre os níveis gerais de preços seja:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{P_n}{P_n^*} \frac{\prod \lambda_j^{\alpha_j}}{P_j^{\beta_j}} \quad (6)$$

Como os preços relativos se mantêm constantes:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{P_n}{P_n^*} \quad (6.1)$$

“é suficiente que a lei do preço único seja verificada para um produto, para que a paridade de poder de compra também o seja” (Aglietta, 1997:98).

Terceiro, é preciso que a hipótese de Fisher se verifique, ou seja, que as taxas de juros reais  $r_t$  e  $r_t^*$  sejam equalizadas entre os dois países pela seguinte relação entre taxas de juros nominais  $i_t$  e  $i_t^*$  e níveis de preços  $P_t$  e  $P_t^*$ :

$$1 + r_t \equiv \frac{1 + i_t}{P_{t+1}/P_t} = \frac{1 + i_t^*}{P_{t+1}^*/P_t^*} \equiv 1 + r_t^* \quad (7)$$

No caso da versão relativa para a paridade de poder de compra, não se espera que a taxa de câmbio seja igual à razão entre os índices de preços, mas que:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \left( \frac{P_{t+1}}{P_{t+1}^*} \right) / \left( \frac{P_t}{P_t^*} \right) \quad (8)$$

Considerando as taxas de inflação em cada país,  $\pi_{t+1}$  e  $\pi_{t+1}^*$ :

$$\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}$$

$$\pi_t^* = \frac{P_t^* - P_{t-1}^*}{P_{t-1}^*}$$

tem-se que a taxa de variação da taxa de câmbio deve aproximar-se do diferencial da taxa de inflação entre as duas economias:

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \pi_t - \pi_t^* \quad (9)$$

Neste caso, diferente da condição da versão absoluta para a paridade de poder de compra, em que a taxa de câmbio real deveria ser igual à unidade,

na versão relativa tem-se que a taxa de câmbio real deve-se manter constante ao longo do tempo, ou seja:

$$S_t^{PPP} = S_{t+1}^{PPP} = \dots = S_{t+k}^{PPP}$$

Se os bens produzidos internacionalmente são substitutos perfeitos, se a taxa de câmbio não está sujeita a perturbações de ordem puramente monetária, pelo menos para o longo prazo, e se há uma equalização nas taxas reais de juros entre duas economias, então há razões para acreditar que a paridade de poder de compra seja uma hipótese bastante razoável para um modelo teórico e para investigação empírica.

Para diversos estudos empíricos, países com altas taxas de inflação apresentam moedas em depreciação e, para o longo prazo, a depreciação da taxa de câmbio é aproximadamente igual ao diferencial das taxas de inflação nacionais. De um modo geral, os testes empíricos dependem dos índices de preços nacionais utilizados na mensuração da taxa de câmbio real. A paridade de poder de compra parece ter mais êxito quando os preços nacionais são medidos por índices no atacado e outros índices que dão mais peso para bens *tradables*. Fato curioso é a conclusão de alguns estudos que indicam que a paridade de poder de compra parece ser mais adequada em situação de altas taxas de inflação (Mussa, 1991). Reconhecidamente, regimes de alta inflação apresentam uma forte tendência à “indexação com expectativas”, num procedimento do tipo *forward looking*, de modo que o processo inflacionário se torna explosivo e, assim, pouco pode ser dito sobre a taxa esperada de depreciação da moeda.

Outro ponto importante diz respeito ao comportamento estocástico da taxa de câmbio que valide a paridade de poder de compra. Espera-se que os choques se dissipem rapidamente para que a série seja reversível à média. Contudo, vem sendo comprovado que a série de taxa de câmbio apresenta pelo menos uma raiz unitária, o que, em princípio, comprometeria sua versão absoluta. Neste caso, a análise de co-integração poderia indicar algum vetor de correção de erros de longo prazo estacionário.<sup>2</sup>

Há, ainda, uma tendência que recentemente vem-se fortalecendo muito e aponta para uma paridade de poder de compra ponderada pela produtividade

---

<sup>2</sup> Como caso mais geral, o vetor de co-integração deve ser de ordem de integração inferior à ordem de integração das variáveis aleatórias envolvidas. Assim, para o teste da versão absoluta da paridade de poder de compra, dado que os preços são integrados de segunda ordem, a combinação linear de longo prazo pode ser integrada de primeira ordem.

relativa do trabalho. Ou seja, quando os preços nacionais sobem bem mais que os preços internacionais, ainda assim a moeda pode ser desvalorizada em uma proporção menor que esta diferença, se a produtividade doméstica do trabalho crescer mais que proporcionalmente à produtividade do trabalho dos parceiros comerciais. O caso oposto é obviamente verdadeiro. Assim, a equação de paridade de poder de compra ponderada pela produtividade, em sua forma log-linear poderia apresentar-se da seguinte forma:

$$S_t^{PPP} = [S_t + (p_t^* - p_t)] - (\vartheta_t^* - \vartheta_t) \quad (10)$$

sendo  $\vartheta_t^*$  e  $\vartheta_t$  as produtividades do trabalho internacional e doméstica, respectivamente.

A maior dificuldade deste sistema de ajuste de taxa de câmbio diz respeito, certamente, ao cálculo da produtividade do trabalho, pela sua metodologia ou por problemas relacionados à confiabilidade nos dados disponíveis. Ademais, quando se tratar de uma economia com atividade produtiva muito diversificada, haverá limitações não só na metodologia de cálculo, mas também na avaliação dos impactos de eventuais ajustes cambiais sobre os diversos setores da economia.

### 3. A taxa de câmbio real no Brasil

A tabela 1 ilustra os esforços, com pouco êxito, das autoridades monetárias, em manter determinada taxa de câmbio real de equilíbrio. São poucos os anos de convergência da correção cambial a uma dada taxa de inflação. Mesmo alguns anos de pronunciadas intervenções no mercado cambial, na forma de maxidesvalorizações ou de mudança de regime de cotação da taxa de câmbio, produzem efeitos pouco significativos, principalmente se se tratar de um ano marcado por aceleração inflacionária.

Ainda nesta tabela, observe-se que o número de anos em que há desvalorização da moeda doméstica (ou valorização da taxa de câmbio) é bem inferior ao número de anos de valorização da moeda doméstica. São quatro anos contra 10 anos, respectivamente. Há, apenas, dois anos de relativa convergência da correção cambial, no sentido da aproximação da desvalorização nominal da moeda doméstica comparada com a evolução dos índices de preços. Contudo, outros três anos apresentam resultados ambíguos, para os



diferentes índices de preços. Portanto, a utilização seja do IGP-DI (índice geral de preços – disponibilidade interna), seja do IPA-DI (índice de preços no atacado – disponibilidade interna) altera a análise somente para estes anos de ambigüidade nos resultados (1982, 1985 e 1995). Os anos de maior divergência entre a desvalorização nominal da taxa de câmbio e a evolução dos índices de preços são, na maioria das vezes, aqueles em que se verificou alguma intervenção governamental, seja com medidas de combate à inflação, seja com mudanças nos regimes cambiais (1980, 1983, 1988, 1989 e 1994).

Tabela 1  
Taxa de inflação e correção cambial no Brasil em % (1979-1997)

Ano	IGP-DI <sup>1</sup> (1)	IPA-DI <sup>1</sup> (2)	Taxa câmbio <sup>2</sup> (3)	(3)/(1) (4)	(3)/(2) (5)	Resultado (6)
1979	77,2	80,1	92,7	8,75	7,00	Desvalorização
1980	110,24	121,3	61,7	-23,09	-26,93	Valorização
1981	95,18	94,3	95,3	0,06	0,51	Convergência
1982	99,71	94,7	95,8	-1,96	0,56	Valor/Conver
1983	211,02	234	286,4	24,24	15,69	Desvalorização
1984	223,9	230,3	218,5	-1,67	-3,57	Valorização
1985	235,11	225,7	231,2	-1,17	1,69	Desvalorização
1986	65	62,6	46,2	-11,39	-10,09	Valorização
1987	415,83	407,2	365,4	-9,78	-8,24	Valorização
1988	1037,56	1050	889,5	-13,02	-13,96	Valorização
1989	1782,9	1748,8	1300,3	-25,63	-24,26	Valorização
1990	1476,6	1449,5	1566,9	5,73	7,58	Desvalorização
1991	480,2	471,7	514,9	5,98	7,56	Desvalorização
1992	1157,94	1154,2	1063,4	-7,52	-7,24	Valorização
1993	2708,55	2639,3	2389,3	-11,37	-9,13	Valorização
1994	1093,84	1029,36	737,66	-29,83	-25,83	Valorização
1995	14,78	6,39	13,94	-0,73	7,10	Desvalorização
1996	9,34	11,34	7,11	-2,04	-3,80	Valorização
1997	7,48	7,21	7,36	-0,11	0,14	Convergência

<sup>1</sup>Variação percentual em 12 meses. <sup>2</sup>Variação percentual R\$/US\$ (oficial) em 12 meses.

Obs.: Conjuntura Econômica, vários números.

Em síntese, se as autoridades monetárias procuraram convergir as desvalorizações cambiais para algum índice de preço, elas tiveram, claramente, pouco êxito. A fragilidade das intervenções governamentais é ainda maior nos anos de aceleração da inflação. Considerando todo o período (1979-97), há uma nítida valorização da moeda doméstica, sendo que aproximadamente 1/3 do

total da valorização ocorreu em apenas quatro anos de um total de 19, ou seja, no período próximo ao do Plano Real (1994-97). Observe-se que um cálculo de depreciação/apreciação real da taxa de câmbio, de modo mais efetivo, deveria descontar os ganhos diferenciais de produtividade entre duas economias.

Com o Plano Real, a questão sobre a taxa de câmbio de equilíbrio volta a ocupar espaço no debate acadêmico. Afinal, a forte apreciação da moeda doméstica parece romper com seus fundamentos, desviando-se de uma posição de equilíbrio. A comparação com o comportamento dos diversos deflatores realmente não deixa qualquer dúvida quanto à valorização real da moeda doméstica no período recente. A tabela 2 ilustra este fato.

Tabela 2  
Medidas de taxa de câmbio real

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
IPC/IPA	100	89	109	114	129	154	172
JPMorgan TCER	100	80	73	82	95	101	97
TCER Manufat	100	73	74	82	89	94	92
TCER Indust	100	78	78	89	96	98	97
IPC TCER	100	88	78	82	93	112	20
Salário em Forex	100	83	89	107	139	196	45

Fonte: R. Dornbusch (1997:16).

Obs.: Aumento no índice representa uma apreciação real.

Todas as séries de taxa real de câmbio indicam, de fato, uma forte apreciação real nos últimos anos: “comparado com a média de 1980-1994 – período de deterioração na performance do Brasil, a taxa de câmbio efetiva real tem se apreciado 35%. Parte desta apreciação real – 5% – é devida ao recente aumento do dólar em relação às moedas européias e ao iene” (Dornbusch, 1997:16).

Também Fishlow (1997:16) concorda que: “não há dúvida alguma quanto à apreciação, como é característica de todos os esforços de estabilização de inflação alta. Mas, muitos economistas a calculam perto de 15% mais do que 50%. Isto coloca o Plano Real dentro de uma margem de sucesso provável mais do que de falha inexorável”.

Observe-se a preocupação quanto ao tamanho da apreciação real. De fato, no período inicial de um plano de combate à inflação há uma apreciação real, com a taxa de câmbio se estabilizando em um nível pouco competitivo

para o setor exportador. Com isso, os preços domésticos, aqueles denominados *non-tradables*, aumentam relativamente mais rápido. Em algum momento após a implantação do plano econômico, pode-se notar uma certa tendência à convergência do comportamento dos preços dos *non-tradables* comparado aos dos *tradables*: “a moral da história é que reservas externas adequadas são necessárias para sustentar um programa antiinflação em sua primeira fase. Mas, logo depois, crescimento na produtividade interna a taxas mais elevadas (...) pode começar a corroer a diferença inicial de preços e levar a uma maior competitividade” (Fishlow, 1997:17).

Esta dinâmica parece refletir com clareza a realidade econômica brasileira após o real. De um lado, o Brasil tem mantido níveis bastante elevados de reservas oficiais, mesmo antes do Plano Real e após quatro anos do real. É nítido o fato de que o nível destas reservas flutua consideravelmente conforme a conjuntura internacional das finanças. Este foi o caso do período da crise do México, quando as reservas caíram muito fortemente, colocando a economia brasileira em situação de crise de liquidez. De outro lado, o crescimento da produtividade mostra-se bastante significativo na década de 90 – perto de 2,56% ao ano –, principalmente se comparado com o crescimento da década de 80 – de cerca de 0,23% ao ano (Considera, 1996).<sup>3</sup> Permite-se, por conseguinte, compensar as apreciações reais se o crescimento da produtividade do trabalho dá-se na mesma proporção do diferencial de preços internos e externos.<sup>4</sup>

Voltando à preocupação central deste debate, note-se a referência a alguma taxa de câmbio de equilíbrio associada aos fundamentos de longo prazo. Antes, porém, é bom distinguir as diferenças entre “defasagem” e “apreciação” na taxa de câmbio. No primeiro caso, diz-se que há uma defasagem cambial quando se faz alguma alusão a uma taxa de câmbio de equilíbrio, de modo que a taxa de câmbio está “fora do equilíbrio”, ou seja, ela não é consistente com

---

<sup>3</sup> O índice de produtividade do trabalho na indústria manufatureira no Brasil, quando comparado com EUA, Alemanha e Japão, mostra um desempenho muito fraco no período 1980-89. Contudo, se se considera a década atual, dados para o período 1990-94 mostram um crescimento médio bastante significativo (Bielschowski, 1994:23; Bielschowski & Stumpo, 1996:183). É bastante clara a mudança na estrutura da economia brasileira na década de 90, em termos das contas do balanço de pagamentos, do crescimento econômico e da produtividade, da inflação, emprego e produção, entre outros. Para uma avaliação das assimetrias entre as duas últimas décadas e seus impactos sobre o ajustamento do setor externo brasileiro veja Holland, Canuto & Xavier (1998).

<sup>4</sup> Conforme Franco (1996:15), “Trabalhando-se com dados da Fiesp (...) a taxa de crescimento da produtividade do trabalho (produção por horas trabalhadas) de 1986 a 1990 foi de menos de 1,4% anuais, enquanto que no período 1990-1995 o crescimento foi de surpreendentes 7,6% anuais.”

algum tipo de fundamento que se acredita ser correto. Há uma imensa coleção de trabalhos sobre este tema na literatura de economia internacional, desde textos mais gerais e abstratos até aqueles que procuram, inadvertidamente, encontrar um método simples e direto de medir a taxa de câmbio de equilíbrio.<sup>5</sup> Franco (1996:19) afirma corretamente que “*defasagem* ou *atraso* traz uma evidente alusão temporal: quer dizer a perda de uma referência passada ou a violação de um padrão”. No segundo caso, diz-se que uma determinada moeda doméstica encontra-se apreciada, em termos nominais, reais ou a partir de um cesta de moedas, quando esta mesma moeda se torna mais cara perante as demais.

Esta distinção conceitual permite dizer, por exemplo, que uma moeda doméstica pode estar apreciada, mas não necessariamente sobrevalorizada. Em outras palavras, a apreciação pode ser acompanhada por uma mudança nos fundamentos, tal que uma nova paridade cambial se estabelece: “É claro que os ‘fundamentos’ do setor externo podem ter se modificado de tal forma que as taxas de câmbio que eram ‘corretas’ ou de ‘equilíbrio’ numa determinada configuração macroeconômica deixam de sê-lo diante de novas condições presentes numa outra configuração, num momento posterior” (Franco, 1996:20).

O próprio Franco questiona se há razão para acreditar que um plano anti-inflação tão recente como o Plano Real permite mudanças tão significativas nos fundamentos macroeconômicos, de modo que se possa falar em uma nova taxa de câmbio de equilíbrio pós-real. Da mesma forma, o autor acredita que o nível prudente para o déficit em conta corrente é algo perto de 3% do PIB (Franco, 1996:32), quando já em 1997, três anos após o real, esta cifra superou 4% do PIB e, ainda assim, não há indícios de crise de liquidez, pelo menos no horizonte de curto prazo.

No tratamento empírico da hipótese de paridade de poder de compra, freqüentemente surgem dúvidas sobre qual medida empírica de taxa de câmbio real deve ser utilizada. Certamente que a mudança no critério de mensuração da taxa real de câmbio deveria alterar, em grande medida, os resultados da modelagem econométrica. Reconhecidamente, as diversas medidas empíricas

---

<sup>5</sup> *Dizia Charles Kindleberger (1953) que se alguém ficasse pensando muito sobre os desequilíbrios dos regimes monetários e esperasse encontrar algum tipo de solução perfeita para eles terminaria enlouquecido.*

de câmbio real muitas vezes modificam de modo significativo a avaliação sobre o tamanho do desalinhamento cambial e de seu eventual efeito sobre o saldo comercial.

Em termos gerais, uma medida de câmbio real amplamente divulgada na literatura de economia internacional estabelece uma estreita relação entre os preços dos bens internacionais – preços de bens comercializados no mercado internacional, conhecidos como *tradables* – e preços dos bens domésticos, os *non-tradables*. Assim:

$$TCR_t = S_t \frac{P_t^*}{P_t}$$

quando  $S$  é a taxa de câmbio nominal (real por dólares),  $P_t^*$  é o índice de preço do resto do mundo (o índice de preço nos EUA) e  $P_t$  é o índice de preço doméstico.<sup>6</sup>

O gráfico 1 ilustra a comparação entre três diferentes medidas de “deflação” da taxa de câmbio nominal. São elas: Eipa, taxa de câmbio nominal deflacionada pelo IPA tanto do Brasil quanto dos EUA; Eipc, taxa de câmbio nominal deflacionado pelo IPC do Brasil e dos EUA; e, por fim, Etnt, taxa de câmbio nominal deflacionada pelo IPC do Brasil e pelo IPA dos EUA. Os movimentos de longo prazo das três séries são muito semelhantes.

Este fato é confirmado pelo diagrama de dispersão entre as três medidas de deflação da taxa cambial. Assim, para análise de longo prazo, as taxas Eipc e Etnt podem ser usadas indistintamente; contudo, para análises de curto prazo, de períodos específicos da economia, pode-se obter resultados um pouco diferentes, principalmente se utilizar a taxa Eipa. Vale destacar que nenhum destes conceitos pode perpetuar sua eficácia, valendo-se a ressalva de que nenhum deles distingue perfeitamente as influências do comportamento dos preços dos *tradables* dos *non-tradables*.

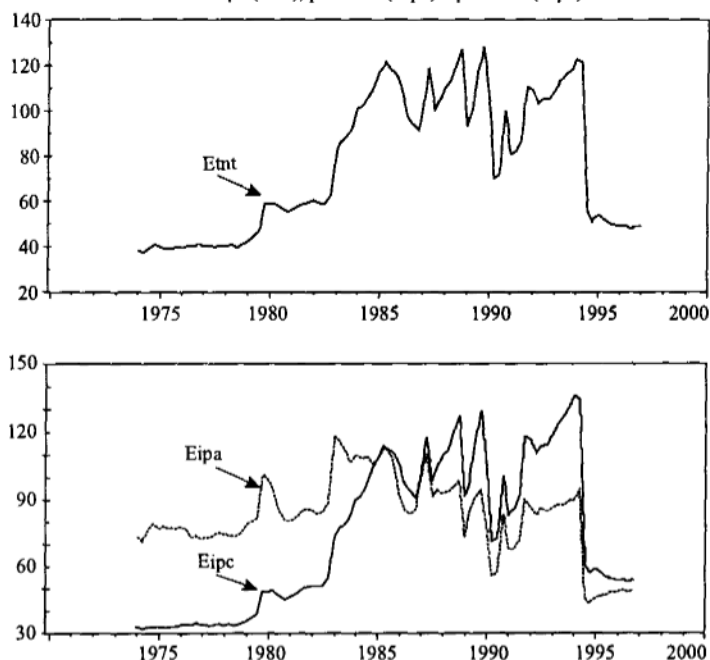
É preciso, ainda, avaliar as relações entre estas medidas empíricas de câmbio real e seus impactos sobre o saldo comercial, como uma forma de testar qual destas medidas pode prever melhor o saldo comercial. Noutras

---

<sup>6</sup> Pastore & Pinotti (1997:7) sugerem que a melhor relação que capte a razão entre tradables e non-tradables é a razão entre o IPA do resto do mundo (IPA dos Estados Unidos) e o IPC doméstico (do Brasil). Afinal, no caso dos índices de preços por atacado “existe uma proporção de bens internacionais maior do que nos índices de preços ao consumidor, e nos índices de preços ao consumidor existe uma proporção de bens domésticos maior do que nos índices de preços por atacado (...). O critério aqui descrito é o da predominância de bens (domésticos ou internacionais) em cada um dos dois índices”.

a correlação entre os saldos comerciais e as medidas de câmbio real deve ser um bom indicador de eficiência econômica do câmbio real. As taxas nominais deflacionadas pelo índice de preço ao consumidor ou pela razão entre o índice de preços por atacado e o índice de preços ao consumidor deve apresentar maior correlação com o saldo comercial do que a taxa nominal deflacionada pelo índice de preço no atacado. O gráfico 3 (ajustado pela média das variáveis) é bastante claro e dispensa maiores comentários. Note-se que há uma forte correlação positiva entre o comportamento do saldo comercial e o comportamento da taxa de câmbio quando se utiliza como medida empírica do câmbio real a razão IPA/IPC, e uma correlação um pouco mais fraca quando o deflator do câmbio nominal é o IPA. Como as correlações entre os deflatores IPA/IPC e IPC são próximas da unidade (ver gráfico 2), ambas seguem a mesma lógica empírica para o caso do Brasil.<sup>7</sup>

Gráfico 1  
Taxa de câmbio real deflacionada pelo IPC dos EUA  
e IPC-Fipe (Eint), pelo IPC (Eipc) e pelo IPA (Eipa)



<sup>7</sup> Estes resultados são parecidos com os obtidos por Pastore e Pinotti (1997). Com frequência trimestral, de 1974.1 a 1997.1, nossas séries de taxas de câmbio Eint, Eipa e Eipc são mais fortemente correlacionadas que as séries daqueles autores. Contudo, para a correlação destas séries com o saldo comercial, nossos resultados são, de fato, próximos. Para uma análise de co-integração entre o saldo comercial e a taxa real de câmbio ver Nunes (1994).

Gráfico 2  
Diagrama de dispersão do câmbio real deflacionado pelo IPC, pelo IPA e pelo  
IPA dos EUA e IPC do Brasil

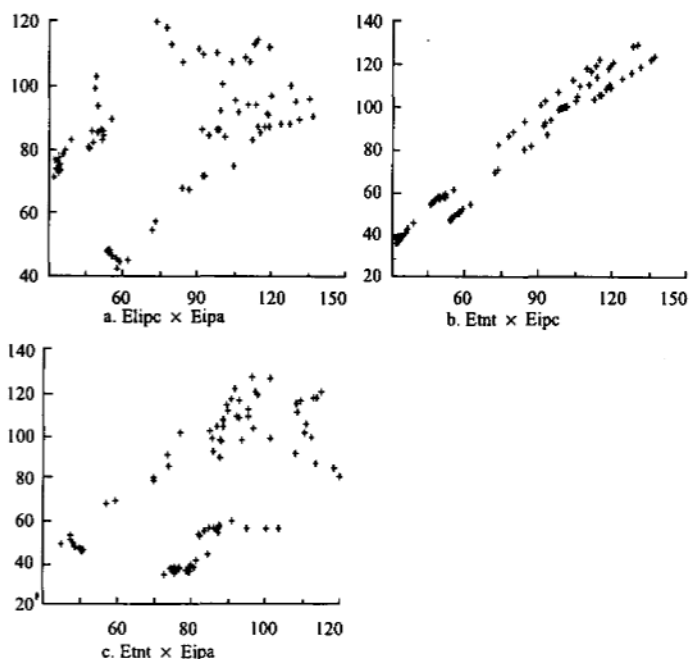
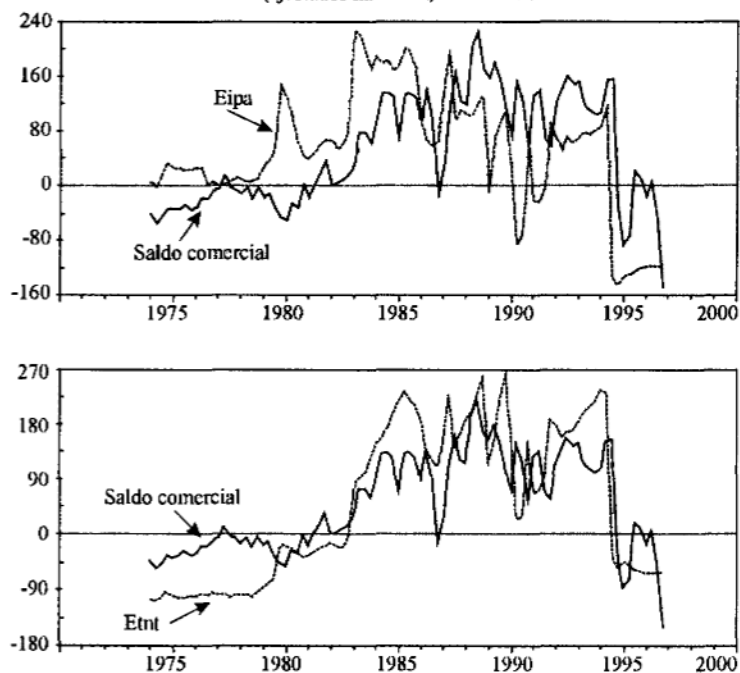


Gráfico 3  
Brasil. Saldo comercial e taxa real de câmbio  
(ajustados na média) — 1974-97



Nunes (1994) mostra que mesmo que as séries de câmbio real e saldo comercial possuam tendências estocásticas, elas podem flutuar em conjunto, existindo uma relação linear entre este conjunto de variáveis. Mais do que isto, a co-integração das séries de tempo pode revelar se a taxa de câmbio real é um bom previsor do saldo comercial.

#### 4. Testando a Paridade de Poder de Compra no Brasil

No caso de testarmos a hipótese para paridade de poder de compra em sua versão absoluta, temos de operar com variáveis integradas de segunda ordem,  $X_t \sim I(2)$ , podendo optar pela taxa de câmbio nominal propriamente dita, e não pelo prêmio do dólar. Neste caso, a forma log-linear de regressão assumida pela hipótese de PPC seria:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (11)$$

sendo  $s_t$  a taxa nominal de câmbio,  $p_t$  o índice de preço doméstico e  $p_t^*$  o índice de preço estrangeiro. Em geral, testa-se se  $\alpha_0 = 0$  e  $\alpha_1 = 1$ , e se  $\varepsilon_t$  é um ruído branco. Assim, para estimar a relação de equilíbrio de longo prazo, usando o estimador de máxima verossimilhança de Johansen (1988), a equação do vetor de auto-regressão (VAR) deveria ser modificada para:

$$\Delta^2 X_t = \mu + \prod_1 \Delta X_{t-1} + \prod_2 X_{t-2} + \sum_{j=1}^{k-2} \Gamma_j \Delta^2 X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

sendo  $X_t$  o vetor de variáveis e  $\prod_2$  a matriz de posto reduzido quando os componentes de  $X_t$  são  $CI(2,2)$ . Se não houver combinação linear  $CI(2,2)$  de  $X_t$ ,  $\prod_2$  será uma matriz nula. O nível de preço relativo a ser estimado no vetor de um modelo de correção de erros será  $(p_t - \alpha_1 p_t^*)$  e o vetor de co-integração a ser testado será  $[1, -1]$ .

Neste artigo optamos por proceder ao teste da hipótese de paridade de poder de compra em sua versão relativa, quando a equação passa a assumir a seguinte forma de regressão log-linear:

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta(p_t - p_t^*) + u_t \quad (13)$$

Desta forma, a estimação da relação de equilíbrio de longo prazo é baseada no seguinte vetor de auto-regressão:

$$\Delta X_t = \mu + \prod X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$



sendo que a matriz  $\Pi$  tem posto reduzido quando há co-integração, ou seja, combinação linear de  $X_t$  não-estacionária. Assim, a matriz  $\Pi$  pode ser decomposta em duas matrizes  $p \times r$   $\alpha$  e  $\beta$  tal que  $\Pi = \alpha \cdot \beta'$ . A matriz  $\beta$  representa os vetores de co-integração e a matriz  $\alpha$  representa os pesos, ou a importância, das relações de co-integração em cada equação. Noutras palavras, o teste de Johansen estima a equação acima sob a restrição de que  $\Pi$  tem posto reduzido; o modelo irrestrito supõe que  $\Pi$  tem posto completo.  $\varepsilon_t$  é gaussiano com matriz de co-variâncias  $\Omega$ .

O procedimento de Johansen (1988) e de Johansen e Juselius (1990) consiste, assim, em estimar o modelo VAR em diferenças e verificar se a matriz  $\Pi$  tem posto reduzido, usando a técnica de máxima verossimilhança, sob a hipótese de que os erros do modelo VAR utilizados sejam gaussianos.

A partir da função de máxima verossimilhança, dois testes de razão de verossimilhança podem ser construídos com o intuito de determinar a dimensão do espaço de co-integração. Os testes para o número de raízes características da matriz  $\Pi$  significativamente diferente de zero podem ser conduzidos usando as seguintes estatísticas:

$$\lambda_{\text{traco}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

e

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

onde  $\lambda_i$  são os valores estimados das raízes características (autovalores), obtidos da matriz  $\Pi$  estimada, e  $T$  é o número de observações.

A tabela 3 mostra os resultados dos testes de raiz unitária para as séries de tempo envolvidas em nossos sistemas.<sup>8</sup> Sob hipótese nula de raiz unitária contra hipótese alternativa de estacionaridade, o teste é basicamente uma regressão da série em estudo conforme esta equação:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_0 T_t + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

---

<sup>8</sup> Todos os testes econométricos foram estimados usando PcGive 8.0 e PcFiml 8.0. (*Interactive Econometric and Modelling of Dynamic Systems, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford*).

sendo  $\mu + \alpha_0 T_t$  a tendência linear determinística. Esta equação foi inicialmente estimada com defasagens muito grandes para, em seguida, eliminar aquelas defasagens não significativas. Tais defasagens são selecionadas conforme critério de distribuição *t-student* convencional. Os valores críticos do teste ADF não são obtidos de uma distribuição-padrão, mas foram derivados por MacKinnon (1991), para qualquer tamanho de amostra. Os resultados da tabela apontam para as seguintes conclusões:

Tabela 3  
Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller aumentado

Variáveis	Amostra	Observações	Defasagens usadas	ADF	Valores críticos	
					5%	1%
$\Delta$	1974.1-1997.1	91	01	-3,171	-3,459	-4,061
	1974.1-1985.4	47	00	-1,147	-2,924	-3,574
	1986.1-1997.1	45	01	-1,055	-2,927	-3,581
$\Delta e$	1974.1-1997.1	89	01	-8,148**	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	46	00	-5,513**	-3,509	-4,168
	1986.1-1997.1	45	00	-2,949*	-2,927	-3,581
$\Delta(p * -p)ipc$	1974.1-1997.1	90	02	-1,587	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	43	03	-0,885	-2,930	-3,589
	1986.1-1997.1	44	00	-2,292	-2,929	-3,585
$\Delta(p * -p)ipa$	1974.1-1997.1	90	00	-3,014	-3,460	-4,062
	1974.1-1985.4	46	00	-3,672	-3,509	-4,168
	1986.1-1997.1	44	00	-2,194	-2,929	-3,585
$\Delta(p * -p)tnt$	1974.1-1997.1	90	02	-1,581	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	46	00	-3,962	-3,509	-4,189
	1986.1-1997.1	45	00	-2,139	-2,927	-3,581
$\Delta(p * -p)ipc$	1974.1-1997.1	89	01	-8,596**	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	43	02	-5,935**	-2,930	-3,589
	1986.1-1997.1	44	00	-5,959**	-2,929	-3,585
$\Delta(p * -p)ipa$	1974.1-1997.1	88	02	-8,043**	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	45	00	-7,503**	-2,927	-3,581
	1986.1-1997.1	44	00	-6,086**	-2,929	-3,585
$\Delta(p * -p)tnt$	1974.1-1997.1	89	01	-8,592**	-1,944	-2,589
	1974.1-1985.4	45	00	-11,06**	-2,927	-5,581
	1986.1-1997.1	45	01	-6,002**	-2,927	-3,581

\*Valor significativo ao nível de 5%. \*\*Valor significativo ao nível de 1%.

- a) as séries de diferenciais de taxas de inflação, independentemente dos índices de preços usados no Brasil e nos EUA ou da amostra considerada, são  $I(1)$ , ou seja, integradas de primeira ordem, sendo necessário tomar mais uma diferença para se impor estacionaridade;

- b) a série de taxa de câmbio apresenta-se como não-estacionária, independentemente da amostra usada, e, como sua primeira diferença é estacionária, a série pode ser considerada integrada de primeira ordem.

#### 4.1 Co-integração, taxa de câmbio real e PPC

No tratamento empírico da hipótese de paridade de poder de compra frequentemente surgem dúvidas sobre qual medida empírica de taxa de câmbio real deve ser utilizada. Certamente que a mudança no critério empírico de mensuração da taxa real de câmbio deveria alterar, em grande medida, a modelagem econométrica. Reconhecidamente, as diversas medidas empíricas de câmbio real muitas vezes modificam, de modo significativo, a avaliação sobre o tamanho do desalinhamento cambial e da seu eventual efeito sobre o saldo comercial.

O propósito desta seção é analisar as especificações para a equação de taxa de câmbio no Brasil que procura testar a validade da hipótese de paridade de poder de compra, em sua versão relativa. O período amostral se estende do primeiro trimestre de 1974 até o primeiro trimestre de 1997. Este período compreende as diversas fases de gestão da taxa de câmbio, da política de minidesvalorizações às experiências de regime de câmbio mais fixo, congelado, flutuante e com banda de flutuações. A razão entre os preços dos *tradables* e *non-tradables* é representada pela razão entre o índice de preços no atacado nos EUA (*wholesale price index*) e o índice de preços ao consumidor (IPC-Fipe) no Brasil. Também foram estimados modelos com razão entre IPC nos EUA (*consumer price index*) e IPC-Fipe no Brasil e para a razão entre os IPAs.

A taxa de câmbio é definida como a quantidade de moeda doméstica para uma unidade de dólar. A taxa de câmbio nominal foi substituída pelo prêmio do dólar no mercado paralelo. Neste caso, tomou-se a taxa de variação da cotação para venda entre o último mês de um dado trimestre e o último mês do trimestre seguinte (ambos dados de fim de período).

Inicialmente, foi estimado um VAR para as variáveis taxa de câmbio (acima definida) e diferencial de taxa de inflação ( $e, \Delta p^* - \Delta p$ ), considerando-se o diferencial do IPA, do IPC e do IPA para EUA e IPC para o Brasil, para todo o período 1974.1-1997.1. Seguindo o procedimento de Johansen e pesquisando as estatísticas de teste do traço e do máximo autovalor, ficou constatada a presença de um vetor de co-integração, conforme resultados

apresentados na tabela 5. Contudo, para os erro das equações de taxa de câmbio e de diferencial de inflação foi rejeitada a hipótese de normalidade. Mesmo incorporando variáveis *dummies*<sup>9</sup> no sistema, não foi possível corrigir a normalidade.

Procurando corrigir este problema, dividimos o sistema em dois momentos. Um primeiro momento (1974.1-1985.4) refletiria o período de vigência da política de minidesvalorizações e anterior às diversas experiências de combate à inflação, o que revelou uma estrutura estocástica das séries bastante próxima e de relativamente fraca variabilidade. O outro momento (1986.1-1997.1) seria caracterizado pelo abandono da política de minidesvalorizações e pela presença das diversas políticas de combate à inflação (heterodoxas e ortodoxas) e com regimes de câmbio que variam de congelamento temporário da taxa de câmbio a bandas de flutuação cambial, revelando também uma estrutura estocástica bastante parecida das séries temporais em uso, porém rigorosamente distintas daquela estrutura do momento anterior.

O quadro apresenta os modelos estimados, seguindo a preocupação quanto a truncar as séries em dois períodos.

#### Modelos estimados

1.	$(e, p * -p)tnt$	1974.1-1997.1
1a.	$(e, p * -p)tnt$	1974.1-1985.4
1b.	$(e, p * -p)tnt$	1986.1-1997.1
2.	$(e, p * -p)ipa$	1974.1-1997.1
2a.	$(e, p * -p)ipa$	1974.1-1985.4
2b.	$(e, p * -p)ipa$	1986.1-1997.1
3.	$(e, p * -p)ipc$	1974.1-1997.1
3a.	$(e, p * -p)ipc$	1974.1-1985.4
3b.	$(e, p * -p)ipc$	1986.1-1997.1

Na seleção de modelos, conforme sistemas estimados a partir do método de mínimos quadrados recursivos, aceitamos a redução de modelo de cinco defasagens para quatro defasagens, e assim sucessivamente, até apenas uma defasagem, conforme estatísticas de teste de Schwarz e de Hannan-Quinn.

<sup>9</sup> Variáveis *dummies* são criações artificiais com valor unitário no período especificado (no nosso caso, o trimestre) e valores zero nos demais períodos. Sua principal propriedade é captar algum choque transitório na série temporal.

São apresentados os testes de normalidade dos VARs estimados para os respectivos modelos, bem como a análise de co-integração avaliando a hipótese de existência de vetor(es) co-integrante(s) para a especificação de equação de paridade. A tabela 4 apresenta os resultados dos testes de hipótese de normalidade dos resíduos da equação, uma vez que o teste proposto por Johansen fica bastante enfraquecido se os resíduos não forem gaussianos.

Tabela 4  
Testes sobre os resíduos das equações para teste de Johansen

		$\Delta e$	$\Delta(p * -p)tnt$	$\Delta(p * -p)ipc$	$\Delta(p * -p)ipa$
Sistema 1	AR1-5	0,43	1,39		
	Normalidade	23,25**	22,93**		
	ARCH 4	1,91	4,73**		
Sistema 1a	AR1-3	1,88	1,91		
	Normalidade	1,65	1,87		
	ARCH 3	0,03	0,94		
Sistema 1b	AR1-4	0,28	1,27		
	Normalidade	4,51	2,00		
	ARCH 4	0,57	0,84		
Sistema 2	AR1-5	0,46		1,32	
	Normalidade	23,57**		23,05**	
	ARCH 4	1,95		5,33**	
Sistema 2a	AR1-3	1,54		1,34	
	Normalidade	1,59		2,45	
	ARCH 3	0,10		0,29	
Sistema 2b	AR1-3	0,74		2,19	
	Normalidade	3,54		0,80	
	ARCH 3	0,76		1,43	
Sistema 3	AR1-5	0,44			1,34
	Normalidade	20,12**			22,63**
	ARCH 4	2,11			4,29**
Sistema 3a	AR1-3	0,77			1,64
	Normalidade	4,93			2,05
	ARCH 3	0,96			1,29
Sistema 3b	AR1-4	0,17			1,31
	Normalidade	3,84			1,37
	ARCH 4	0,61			0,82

\*A hipótese nula de resíduos gaussianos a 5%. \*\*Rejeição a 1%.

Vê-se claramente que a suposição de resíduos gaussianos é violada para as equações de taxa de câmbio e de diferencial de preços para todos os sistemas (1, 2 e 3) que contemplam todo o período amostral (1974-1997). Mesmo com a introdução de variáveis *dummies* em vários períodos, não foi possível corrigir a

normalidade dos resíduos. Ao particionar a amostra, obteve-se que a suposição de resíduos gaussianos se tornou válida para os demais sistemas. Destaca-se, contudo, que foi necessário introduzir uma variável *dummy* (1982.03) para a equação de taxa de câmbio nos sistemas 1a e 2a. Outra questão interessante diz respeito ao fato de que, apesar da não-normalidade nos resíduos da equação para o período completo, ainda assim os vetores de co-integração são estatisticamente os mais significativos. Isto serve para demonstrar que muitos dos resultados obtidos para o caso do Brasil estão seriamente comprometidos, pois simplesmente negligenciam a normalidade dos resíduos.

A tabela 5 resume os resultados de co-integração obtidos a partir dos sistemas acima descritos, que podem ser resumidos ao seguinte: existe um vetor co-integrante para os sistemas de paridade de poder de compra, sendo que as mudanças nos deflatores não alteraram o resultado.

Tabela 5  
Resultados de co-integração: autovalores e testes estatísticos relacionados

	Autovalores			Estatística do máximo autovalor			Estatística do traço		
	1	2	3	$p = 0$	$p \leq 1$	$p \leq 2$	$p = 0$	$p \leq 1$	$p \leq 2$
Sistema 1	0,766	0,110		127,4**	9,72		137,1**	9,7	
Sistema 1a	0,607	0,221		39,23**	10,50		49,73**	10,0	
Sistema 1b	0,819	0,140		80,35**	7,11		87,46**	12,2	
Sistema 2	0,762	0,108		126,7**	10,08		136,8**	9,85	
Sistema 2a	0,605	0,222		39,01**	10,55		47,2**	10,05	
Sistema 2b	0,811	0,170		71,67**	8,02		79,7**	7,64	
Sistema 3	0,749	0,112		119,2**	10,26		129,5**	10,26	
Sistema 3a	0,638	0,167		42,6**	7,68		50,37**	7,32	
Sistema 3b	0,804	0,141		75,0**	7,03		82,08**	7,03	

\*Valor significativo ao nível de 5%. \*\*Valor significativo ao nível de 1%.

A tabela 6 mostra as matizes  $\alpha$  e  $\beta'$  para o sistema. Destaca-se que cada linha da matriz  $\beta'$  mostra um vetor de co-integração, o que, caso seja válida a hipótese de existência de um vetor co-integrante equivale ao mesmo que uma combinação linear estacionária significativa entre as séries temporais do sistema. De outra parte, cada linha de  $\alpha$  apresenta o conjunto de pesos com que os vetores de co-integração aparecem na respectiva equação.

Tabela 6  
Resultados de co-integração: matrizes  $\alpha$  e  $\beta'$  normalizadas

	$\alpha$ (matriz de ajustamento)		$\beta'$ (matriz dos vetores co-integrantes)	
Sistema 1				
$\Delta e$	-0,639	0,260	1,000	0,894
$\Delta(p^* - p)tnt$	-0,576	-0,127	-0,157	1,000
Sistema 1a				
$\Delta e$	-1,076	0,235	1,000	0,467
$\Delta(p^* - p)tnt$	0,007	-0,423	0,001	1,000
Sistema 1b				
$\Delta e$	-0,522	0,274	1,000	0,895
$\Delta(p^* - p)tnt$	-0,709	-0,129	-0,260	1,000
Sistema 2				
$\Delta e$	-0,635	0,266	1,000	0,893
$\Delta(p^* - p)ipc$	-0,566	-0,131	-0,144	1,000
Sistema 2a				
$\Delta e$	-1,066	0,259	1,000	0,291
$\Delta(p^* - p)ipc$	0,007	-0,439	-0,006	1,000
Sistema 2b				
$\Delta e$	-0,489	0,287	1,000	0,900
$\Delta(p^* - p)ipc$	-0,707	-0,135	-0,327	1,000
Sistema 3				
$\Delta e$	-0,677	0,250	1,000	0,883
$\Delta(p^* - p)ipa$	-0,610	-0,140	-0,211	1,000
Sistema 3a				
$\Delta e$	-1,220	0,280	1,000	-0,183
$\Delta(p^* - p)ipa$	-0,035	-0,316	0,014	1,000
Sistema 3b				
$\Delta e$	-0,577	0,254	1,000	0,889
$\Delta(p^* - p)ipa$	-0,761	-0,138	-0,331	1,000

Fonte: R. Dornbusch (1997:16).

Obs.: Aumento no índice representa uma apreciação real.

A primeira linha do  $\beta'$  implica uma relação de longo prazo em que o coeficiente do diferencial de preços aparece com o sinal esperado, exceto no sistema 3a. Com relação à matriz  $\alpha$ , exceto no caso dos sistemas do segundo período amostral (sistemas 1b, 2b e 3b), todos os demais parecem indicar que o vetor co-integrante significativo comparece apenas na equação de taxa de câmbio. Ou seja, pode-se considerar as variáveis do processo marginal como sendo fracamente exógenas para os parâmetros de longo prazo na equação de

de câmbio.<sup>10</sup> No caso dos sistemas 1b, 2b e 3b, o vetor co-integrante significativo não comparece apenas na equação de taxa de câmbio, mas também na equação de diferencial de preços, indicando que estas variáveis não são fracamente exógenas para os parâmetros de equação de taxa de câmbio.

## 5. Considerações Finais

Muitas das estimações econométricas de modelos de determinação da taxa de câmbio passaram a incorporar os procedimentos da "nova econometria" de séries temporais. Mesmo assim, os resultados são muitas das vezes bastante distintos, quando não opostos, pelo menos no caso de testes realizados para o Brasil. Neste artigo ficou claro que muitas destas divergências podem ocorrer devido à especificação da equação envolvida, ou à versão do modelo em questão, como no caso da PPC em suas versões relativa e absoluta, ou, mesmo, ao período em que a amostra é truncada para se obterem melhores resultados nos erros da regressão. Por exemplo, se truncada em 1986, devido aos *outliers* provocados por planos heterodoxos, ou em 1989, anterior ao processo de abertura comercial e mudanças no desempenho dos setores exportador e importador, ou, ainda, se truncada em julho de 1994, devido ao Plano Real.

Especificar a equação de taxa de câmbio a partir de modelos clássicos como o de PPC para o Brasil no período recente é, de fato, um desafio. Mesmo o deflator da taxa de câmbio nominal (se IPA ou IPC) pode interferir na hipótese de raiz unitária ou no posto da matriz, no caso dos testes de Johansen. Há caso em que autores concluem ser difícil rejeitar a hipótese de PPC se o deflator for o IPC, mas se o deflator for o IPA o teste se torna muito enfraquecido. Ou, mesmo, parece mais fácil aceitar a PPC se se testa a sua versão relativa e não a absoluta. Há até indícios de que o IPC tenha mais que uma raiz unitária.

---

<sup>10</sup> Considere-se a distribuição conjunta de, por exemplo, duas variáveis. Esta distribuição pode ser particionada numa distribuição condicional e outra marginal. Seja, por exemplo,  $x_t = (y_t, z_t)$  um processo com distribuição normal e serialmente independente, com vetor de médias  $\mu$  e matriz de covariância  $\Omega$ , ou seja:  $\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \sim NI(\mu, \Omega)$ . Seja  $\varepsilon_t$  a parte não-sistêmica, tal que:  $\varepsilon_t = x_t - \mu$ , para  $\varepsilon_t \sim NI(0, \Omega)$ . Deste modo,  $F_x(X_t; \theta) = F_{y|z}(y_t|z_t; \lambda_1)F_z(z_t; \lambda_2)$ , sendo  $\theta$  o conjunto de parâmetros da distribuição conjunta, e  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  os parâmetros dos modelos condicional e marginal, respectivamente. Sejam  $\Theta$ ,  $\Lambda_1$  e  $\Lambda_2$  os espaços paramétricos da distribuição conjunta, condicional e marginal, respectivamente. Como a distribuição conjunta pode ser fatorada na distribuição de  $y_t$  condicional de  $z_t$  e na distribuição marginal de  $z_t$ , quando a variável  $z_t$  é exógena fraca para os parâmetros de interesse, digamos  $\Psi$ , estimação e testes eficientes podem ser feitos utilizando-se somente o modelo condicional e ignorando o modelo marginal, sem perda de informação.



Porém, algo pode ser concluído após os testes realizados, e que, registra-se, é também diferente de alguns testes referenciados. Primeiro, torna-se praticamente impossível recuperar um modelo multivariado para taxa de câmbio no Brasil, especialmente a partir de 1974, com uma equação geral. É preciso truncar a amostra. Com este procedimento torna-se mais fácil tratar as séries envolvidas e encontrar resultados mais compatíveis com um fato real. Afinal, a economia brasileira apresentou, no mínimo, dois grandes momentos após meados da década de 70. O primeiro pode ser caracterizado por um regime de inflação baixa, de taxas de juros relativamente baixas e de poucas intervenções governamentais, exceto com maxidesvalorizações no final de 1979 e no começo de 1983. O segundo período é exatamente oposto, com inflação acelerada, juros reais ascendentes, diversas experiências de combate à inflação e intensas mudanças na gestão cambial, entre outras.

Tantas intervenções no mercado cambial não são facilmente controladas por mecanismos estatísticos do tipo *dummies*. Dos testes de raiz unitária aos testes de co-integração e avaliação de exogeneidade, todos estão restritos em grande medida a este fato central. Os testes de normalidade apresentados neste artigo revelam claramente este fato.

Para se testar a superexogeneidade dos parâmetros do modelo condicional a um conjunto de intervenções nos parâmetros do modelo marginal modelaram-se as variáveis marginais na forma de uma estrutura auto-regressiva  $AR(p)$ , para  $p$  defasagens, e incluíram-se nestes modelos as intervenções possivelmente mais significativas sobre o processo gerador dos dados das séries. Se significativas, estas intervenções dos modelos marginais são introduzidas no modelo condicional para serem testadas, sob hipótese nula de que são zero, ou seja, de que não são significativas no modelo condicional. A aceitação da hipótese nula revela indícios de superexogeneidade. Nos testes realizados para os modelos estimados não foi possível controlar a normalidade dos erros do modelo marginal, o que comprometeu sobremaneira os testes de significância para as intervenções. Como consequência direta desta restrição, os modelos estimados não permitiram realizar testes de superexogeneidade, uma vez que as variáveis *dummies* introduzidas nos modelos marginais para detectar eventuais intervenções não geravam resíduos gaussianos para os modelos auto-regressivos marginais.

Não se pode, contudo, negar o modelo de PPC, mesmo sob tais restrições. De fato, o movimento da taxa de câmbio tende a procurar manter a taxa de

câmbio real, assim como períodos de inflação acelerada enfraquecem tal conclusão. Não se pode, ainda, rejeitar a capacidade previsora do saldo comercial para com a taxa de câmbio real, o que pode ser facilmente revelado em análises de co-integração divulgadas. Muito menos, pode-se negar que o deflator da taxa de câmbio nominal possa interferir neste resultado, principalmente para o curto prazo, e mesmo para o longo prazo. Este resultado tende a ser mais forte quanto a amostra é truncada no passado mais próximo do final da década de 80, excluindo-se assim o processo de abertura comercial e, principalmente, o Plano Real.

## Referências Bibliográficas

- Aglietta, M. *Macro-économie internationale*. Paris, Montchrestien, 1997.
- Baillie, R. & McMahon, P. *The foreign exchange market: theory and econometric evidence*. Cambridge, University Press, 1992.
- Bielschowski, R. *Two studies on transnational corporations in the Brazilian manufacturing sector: the 1980s and the 1990s*. Santiago, United Nations, 1994.
- \_\_\_\_\_. & Stumpo, G. A internacionalização da indústria brasileira: números e reflexões depois de alguns anos de abertura. In: Bauman, R. (org.). *O Brasil e a economia global*. Rio de Janeiro, Campus & Sobeet, 1996.
- Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, FGV, vários números.
- Considera, C. Globalização, produtividade e emprego industriais. *Boletim Conjuntural*. Rio de Janeiro, Ipea, (35), out. 1996.
- Dornbusch, R. Brazil's incomplete stabilization and reform, 1997. mimeog.
- Duarte, A. R. & Pereira, P. V. Paridade do poder de compra e paridade de taxa de juros para o Brasil: uma abordagem via co-integração multivariada. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 13. *Anais*. Curitiba, SBE, 1991.
- Fishlow, A. Is the Real Plan for real? 1997. mimeog.
- Franco, G. A inserção externa e o desenvolvimento. Brasília, Bacen, 1996. mimeog.
- Gonzaga, G. & Terra, M. C. *Stabilization, volatility and the real exchange rate*. Rio de Janeiro, PUC-Rio, 1995. (Texto para Discussão, 343.)

Holland, M.; Canuto, O. & Xavier, C. L. Taxa de câmbio, elasticidades-renda e saldo comercial na economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, 51(2), abr./jun. 1998.

Issler, J. V. Inflation level and uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, 45(3), jul./set. 1991.

Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Controls*, 12:231-54, June/Sept. 1998.

\_\_\_\_\_ & Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210, 1990.

Kindleberger, C. Economia internacional. São Paulo, Mestre Jou, 1953.

Marçal, E. Paridade de poder de compras e co-integração. *Leituras de Economia Política*, IE/Unicamp, 2(1), 1997.

Mussa, M. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. In: MacDonald, R. & Taylor, M. *Exchange rate economics*. London, 1991. (An Elgar Reference Collection, 1.)

Nunes, J. M. Marinho. Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de co-integração. *Revista de Economia Política*. São Paulo, Novêl, 14(1):53, jan./mar. 1994.

Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. Taxa de câmbio e os saldos comerciais. São Paulo, s.ed., 1997. mimeog.

Rossi, J. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, Ipea, 21(2), ago. 1991.

\_\_\_\_\_. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, Ipea, 26(2), ago. 1996.

Zini Jr., A. A. *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo, Edusp/BM&F, 1993.

\_\_\_\_\_ & Cati, R. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre PPP e termos de troca no Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, Ipea, 23(3), ago. 1993.

