

DETERMINANTES DA TAXA DE CÂMBIO REAL, TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Ailton Braga[§]

RESUMO

Testamos, para a economia brasileira, três teorias para a determinação da taxa de câmbio real: 1. a teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC) relativa, que implica taxa de câmbio real constante; 2. a hipótese da variação relativa da produtividade, que mostra que o aumento do diferencial de produtividade entre o setor produtor de bens comercializáveis e o setor produtor de bens não comercializáveis de um país em relação a outros países leva à valorização real da taxa de câmbio e vice-versa; 3. o efeito transferências, que afirma que as transferências de renda ao exterior geram desvalorização real do câmbio, e o recebimento de transferências gera valorização cambial. Os resultados levaram à rejeição da PPC relativa e à confirmação da importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências na determinação da taxa de câmbio real do Brasil. A rejeição da PPC relativa implica não haver uma taxa de equilíbrio constante, à qual o câmbio sempre retornaria. E a importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências faz com que a taxa de câmbio real esteja sujeita a flutuações determinadas por variáveis reais, como a produtividade relativa ao exterior e o passivo externo líquido.

Palavras-chave: Paridade de Poder de Compra, efeito transferências, Balassa-Samuelson.

ABSTRACT

We test for the Brazilian economy three theories for the determination of the real exchange rate: 1. The theory of the Purchase Power Parity (PPP) relative, which implies constant real exchange rate; 2. The hypothesis of the relative variation of the productivity, which asserts that the increase of the productivity differential between producer sector of traded goods and the producer sector of no traded goods of a country regarding other countries carries to the real valorization of the exchange rate; 3. The transfers effect, which affirms that the income transfers abroad generate real devaluation of the exchange rate, and the transfers receipt generates valorization. The results carried to the rejection of PPP relative and to the confirmation of the importance of the relative variation of the productivity and of the transfers effect in the determination of the real exchange rate of Brazil. The rejection of PPP relative implies do not there be a constant balance rate, to the which the exchange rate always would return. And the importance of the relative variation of the productivity and of the transfers effect makes the rate of real exchange rate be subject the flutations certain for real variables, like the relative productivity abroad and the net external passive.

Key words: Purchase Power Parity, transfers effect, Balassa-Samuelson.

JEL classification: F31, F39.

§ Analista do departamento econômico do Banco Central, Mestre em economia pela Universidade de Brasília, e-mail: ailton.braga@bcb.gov.br

Recebido em setembro de 2003. Aceito em janeiro de 2004.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é um dos principais objetos de estudo da economia internacional, pois suas variações nominais e reais afetam inúmeras variáveis macroeconômicas e microeconômicas. O estudo dos determinantes da taxa de câmbio real, objetivo deste trabalho, tem importantes implicações de política econômica como, por exemplo, a escolha de regimes cambiais, a relação entre taxa de câmbio nominal e inflação e entre câmbio real e balanço de pagamentos.

Pretendemos, pois, apresentar as principais teorias de determinação da taxa de câmbio real no longo prazo, revisar as evidências empíricas, testar as teorias para a economia brasileira e discutir as implicações para a política econômica. A importância do trabalho reside no fato de ajudar a complementar a limitada bibliografia brasileira sobre os determinantes do câmbio real.

A primeira parte do trabalho traz uma discussão teórica sobre determinantes da taxa de câmbio real. Há várias teorias sobre a taxa de câmbio real, sendo que em três delas o trabalho se concentra: i) a teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC), que implica taxa de câmbio real constante; ii) a hipótese de Balassa-Samuelson ou variação relativa da produtividade, que argumenta ser o crescimento da produtividade interna em relação à externa o causador da valorização real do câmbio; e, iii) o efeito transferências, que supõe serem as transferências de renda ao exterior geradoras de desvalorização da taxa de câmbio real. Na segunda seção serão detalhadas essas três teorias, adotadas como base teórica do trabalho.

Em seguida, na terceira seção, revisar-se-á parte da literatura que procura testar empiricamente os determinantes da taxa de câmbio real. Os resultados dos testes tendem a confirmar a importância da variação relativa da produtividade e do efeito transferências na determinação do câmbio real.

Para a economia brasileira, há poucos testes da validade da Paridade de Poder de Compra, os quais têm apresentado resultados divergentes. Para a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências não há testes empíricos aplicados à economia brasileira. Assim, este trabalho será o primeiro a testar as duas hipóteses teóricas para os dados do Brasil.

A quarta seção será o núcleo do trabalho. Nela será testada a validade empírica das três hipóteses teóricas para a economia brasileira. Parte da seção será dedicada ao tratamento das questões metodológicas relativas à escolha das variáveis e aos testes econométricos, e outra a discorrer sobre os resultados dos testes. Ainda na quarta seção será feito um breve histórico das políticas cambiais brasileiras de 1947 a 2000. Esse histórico se justifica pela necessidade do conhecimento de algumas especificidades da economia brasileira antes de se efetuar uma análise empírica para o Brasil.

Para testar a validade da Paridade de Poder de Compra, da hipótese de Balassa-Samuelson e do efeito transferências para a economia brasileira, trabalharemos com duas estimativas da taxa de câmbio real brasileira e três períodos de tempo distintos. Utilizaremos testes de estacionariedade da taxa de câmbio real e testes de co-integração entre a taxa de câmbio real do Brasil e seus determinantes teóricos.

A conclusão do trabalho constará de uma síntese dos resultados e discussão de algumas implicações de política econômica, sendo uma delas a superioridade do câmbio flexível em relação ao câmbio fixo.

2 REFERÊNCIAS TEÓRICAS

As três principais referências teóricas para os determinantes da taxa de câmbio real no longo prazo são a teoria da Paridade de Poder de Compra, a variação relativa da produtividade e o efeito transferências, apresentadas a seguir. Considera-se o longo prazo o período em que os preços se ajustam por completo e os choques nominais são corrigidos.

2.1 A teoria da Paridade de Poder de Compra (PPC)

A teoria da Paridade de Poder de Compra baseia-se na idéia de que na presença de um mercado competitivo e na ausência de restrições ao comércio internacional e custos de transportes, a arbitragem internacional forçará a equalização de preços, quando medidos na mesma moeda, dos bens idênticos vendidos em diferentes países. Há duas versões da Paridade de Poder de Compra: absoluta e relativa.

A PPC absoluta baseia-se na lei do preço único: quando medido na mesma moeda, o preço de um bem deve igualar-se entre diferentes países:

$$P_i = E \cdot P_i^* \quad \frac{\sum \alpha^i P_i}{\sum \alpha^i P_i^*} \quad i = 1 \quad n$$

onde i é o número de bens, P_i é o preço em moeda nacional do bem i , P_i^* é o preço do bem i na moeda internacional, E é a taxa de câmbio nominal: o preço, em moeda nacional, da moeda internacional e α^i é o peso do bem i no índice de preços.

À hipótese subjacente à lei do preço único interpõem-se algumas restrições. Custos de transporte e barreiras ao comércio internacional geram diferenças de preços entre países para os mesmos bens. Além disso, a arbitragem internacional não se aplica aos bens e serviços não comercializáveis.

A paridade relativa afirma que a variação da taxa de câmbio nominal será igual à variação dos preços internos descontada da variação dos preços externos:

$$\Delta \log(E) = \Delta \log(P) - \Delta \log(P^*)$$

onde \log indica o logaritmo da variável.

A PPC relativa é uma consequência da PPC absoluta. Cassel (1921) recomendou a paridade relativa como referência para a taxa de câmbio dos países que abandonaram o padrão-ouro após a Primeira Guerra Mundial.

2.2 Taxa de câmbio real e variação relativa da produtividade

Balassa (1964) e Samuelson (1964) observaram a relação direta entre níveis de preços dos países, quando medidos na mesma moeda para uma mesma cesta de bens e serviços, e o nível de renda *per capita* dos mesmos e propuseram uma explicação teórica. A equalização internacional de preços é válida apenas para os bens comercializáveis; o setor produtor de comercializáveis dos países pobres é menos produtivo que o dos países ricos, por isso pagam salários mais baixos. Sendo o nível de produtividade do setor produtor de não comercializáveis pouco distinto entre os países, os preços dos serviços serão mais baixos nos países pobres, que pagam baixos salários. Isso implica

que os países pobres terão níveis de preços menores e, conseqüentemente, uma taxa de câmbio mais desvalorizada que os países mais produtivos.

A teoria de Balassa e Samuelson tem implicações sobre a variação da taxa de câmbio real, pois países com altas taxas de crescimento da produtividade do setor produtor de comercializáveis tendem a apresentar valorização cambial, devido ao aumento de salários e preços dos bens e serviços não comercializáveis.

2.3 O efeito transferências

A relação entre transferências de renda internacionais e taxa de câmbio real é uma questão antiga na economia internacional e deu origem a um debate entre Keynes e Ohlin no final dos anos 20, mencionado por Obstfeld e Rogoff (1996), sobre os impactos das reparações de guerra da Alemanha, após a Primeira Guerra Mundial. A crise da dívida externa dos países emergentes nos anos 80, as crises financeiras nos anos 90 e o crescente passivo externo dos Estados Unidos reacenderam o interesse pelo tema. A hipótese básica do efeito transferências é de que países com passivo externo líquido tendem a ter uma taxa de câmbio real mais desvalorizada do que os países com crédito externo.

Keynes argumentava, conforme Obstfeld e Rogoff (1996), que países com grande passivo externo líquido precisam ter superávits comerciais para cobrir as transferências de renda ao exterior, e a obtenção destes superávits exige uma taxa de câmbio real mais depreciada.

Em modelos de otimização intertemporal, em que os agentes econômicos maximizam seus benefícios em um horizonte de tempo infinito, o efeito transferências pode ocorrer na presença de preferência pelos comercializáveis nacionais ou por meio do impacto do efeito riqueza gerado pelas transferências ou recebimentos de renda do exterior sobre a oferta de trabalho ou sobre a demanda por bens e serviços não comercializáveis.

Com preferência pelos bens comercializáveis nacionais, conforme Buitier (1989), as transferências para o exterior geram declínio da demanda global pelos bens nacionais, forçando uma queda dos termos de troca e uma conseqüente desvalorização do câmbio real.

Alguns modelos teóricos salientam o efeito riqueza gerado pelas transferências de renda ao exterior. Obstfeld e Rogoff (1995) consideram que as transferências de renda ao exterior geram uma redução da riqueza doméstica, ocasionando um aumento da oferta de trabalho e, conseqüentemente, de bens exportáveis, afetando negativamente os termos de troca, gerando, assim, a desvalorização cambial. Obstfeld e Rogoff (1996) afirmam que os recebimentos de transferências do exterior geram um aumento dos gastos nos bens não comercializáveis; esse aumento da demanda, dado o nível de produtividade da economia, gera deslocamento da mão-de-obra para o setor produtor de bens não comercializáveis e conseqüente declínio do setor exportador desses países. A redução da oferta de bens exportáveis gera uma melhora dos termos de troca e assim a valorização cambial.

Lane e Milesi-Ferreti (2001) consideram que o efeito transferências ocorre devido aos ajustes da balança comercial exigidos pelas transferências de renda ao exterior, retomando, assim, a linha de argumentação defendida por Keynes. O país que transfere renda ao exterior precisa de superávits na balança comercial para cobrir essas transferências. A obtenção desses superávits, dada a produtividade em relação ao exterior do setor produtor de bens comercializáveis, exige redução da demanda interna para gerar excedentes exportáveis. Essa redução da demanda interna gera um efeito renda negativo que afeta a oferta de trabalho e a demanda pelos bens não comercializáveis. O aumento da oferta de trabalho força a redução dos salários em relação aos praticados no exterior

e isso torna os produtos nacionais mais competitivos, possibilitando os superávits na balança comercial. A redução dos salários e da demanda implica a redução dos preços dos bens não comercializáveis.¹ Essa redução dos preços, medidos na moeda internacional, significa uma desvalorização real do câmbio. Nos países que recebem renda do exterior ocorre o inverso: maior demanda interna, efeito renda positivo, redução da oferta de trabalho, maiores salários, déficits comerciais, maiores preços de bens e serviços não comercializáveis, taxa de câmbio valorizada.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Esta seção analisa as evidências empíricas existentes para as três hipóteses teóricas adotadas como referência para a análise dos determinantes da taxa de câmbio real: a Paridade de Poder de Compra, a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências.

3.1 Evidências empíricas da PPC:

Os primeiros testes da PPC relativa testavam a PPC como hipótese nula:

$$\Delta \log(e_t) = \alpha + \beta (\Delta \log(p_t)) - \delta (\Delta \log(p^*_t)) + \varepsilon$$

onde Δ indica variação, \log o logaritmo, e_t se refere à taxa de câmbio nominal no período t , P_t indica os preços no país e P^*_t os preços no exterior.

Esperava-se que β fosse igual a 1 e α igual a zero. Este tipo de teste assumia que os preços determinavam a taxa de câmbio nominal; entretanto, a taxa de câmbio nominal também afeta os preços, gerando um problema de causalidade.

Uma segunda fase dos testes correspondeu ao teste de estacionariedade da taxa de câmbio real. Este teste apresentava o problema do baixo poder de rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária, de forma que havia um viés no sentido de rejeitar a estacionariedade da taxa de câmbio real e, portanto, a teoria da PPC. O problema, no entanto, é corrigido quando se trabalha com um período de tempo longo: cerca de 70 anos.

A terceira fase de testes correspondeu ao uso da co-integração para testar a existência de uma relação de longo prazo entre taxa de câmbio nominal e variação relativa de preços internos e externos. O teste de co-integração, ao contrário dos testes de estacionariedade, não trabalha com a hipótese de homogeneidade no longo prazo entre preços relativos e taxa de câmbio nominal.

No Brasil, a PPC foi utilizada como referência para a política de minidesvalorizações cambiais implantada no final da década de 60, conforme Abreu (1990). Nos países industrializados, até a década de 80, a teoria da PPC havia sido desacreditada como referência para a determinação da taxa de câmbio porque os dados mostravam uma grande volatilidade da taxa de câmbio real e duradouros desvios da taxa de câmbio em relação ao predito pela PPC, conforme Froot e Rogoff (1995). Nas décadas de 80 e 90, o acesso a séries longas de taxas de câmbio (mais de 70 anos), e os novos testes de co-integração indicaram que no longo prazo a taxa de câmbio tende a convergir para o que é predito pela teoria da PPC. Segundo Rogoff (1996), há um surpreendente grau de consenso em relação às evidências empíricas da PPC: no longo prazo a taxa de câmbio real tende a convergir para a PPC, a convergência é lenta (cerca de 15% ao ano) e os desvios duram de 3 a 5 anos.

¹ Os preços dos bens comercializáveis, quando medidos na moeda internacional, não se reduzem, devido à menor demanda interna, porque os seus preços são determinados no mercado internacional.

Os desvios da PPC são normalmente justificados pela rigidez de preços e salários, discriminação de preços entre países, choques monetários, bolhas especulativas e mudanças de portfólio dos agentes econômicos, conforme Rogoff (1996). Entretanto, apenas a rigidez de preços não consegue explicar os longos desvios observados da taxa de câmbio real e os testes empíricos, que têm confirmado a PPC relativa, são enviesados pelo fato de trabalharem com dados para países desenvolvidos, os quais apresentam maior estabilidade estrutural. Esse viés é mencionado por Froot e Rogoff (1995), que mostram que a PPC relativa não é válida, por exemplo, para a taxa de câmbio real da Argentina. Além disso, os testes que confirmaram a co-integração entre taxa de câmbio nominal e variação relativa de preços internos e externos encontraram, em sua maior parte, relações de longo prazo entre as variáveis que não correspondem ao esperado pela teoria econômica, como, por exemplo, a elasticidade da taxa de câmbio nominal em relação à variação relativa de preços internos e externos muito diferente da unidade, conforme mencionado por Froot e Rogoff (1995).

Há poucos testes empíricos sobre a PPC relativa para o Brasil. Cati e Zini (1993) testam a PPC relativa para a taxa de câmbio real brasileira no período 1855 a 1990. Para estimar a taxa de câmbio real para o período, os autores utilizaram a taxa de câmbio nominal média do ano, em relação à libra inglesa, entre 1855 e 1930, e em relação ao dólar americano, entre 1929 e 1990. Os deflatores foram, para o preço doméstico, o índice do custo de vida de 1855 a 1912 e o deflator do PIB de 1912 a 1990, e para o preço externo, o índice de preços por atacado da Grã-Bretanha de 1855 a 1930 e o deflator do PIB dos Estados Unidos de 1920 a 1990. Os autores testam a presença de raiz unitária para o logaritmo da taxa de câmbio real estimada utilizando o teste Dickey-Fuller aumentado e também os testes Z_t e Z_α de Phillips. Os testes não permitiram rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, implicando, portanto, a rejeição da PPC relativa.

Outro teste da PPC relativa para a economia brasileira é feito por Rossi (1991), em que o autor testa a presença de raiz unitária para quatro versões do câmbio real: câmbio oficial, câmbio do mercado paralelo, taxa de câmbio real efetiva (cesta de moedas) para o total das exportações e para produtos manufaturados. Os dados são mensais e cobrem o período de 1980 a 1988. O teste utilizado foi o de Dickey-Fuller aumentado, e o resultado não permitiu a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, implicando, portanto, a rejeição da PPC relativa. O autor também testou a co-integração entre a variação da taxa de câmbio nominal e a variação dos preços internos e externos, e os resultados confirmaram a co-integração entre as variáveis, o que implica aceitar a PPC relativa. A conclusão do trabalho é que a validade da PPC relativa para o período é incerta. Vale ressaltar que o período de 9 anos (de 1980 a 1988) é curto para analisar a PPC relativa.

Uma análise empírica mais recente sobre a teoria da Paridade de Poder de Compra para o Brasil é feito por Holland e Pereira (1999). Inicialmente os autores fazem uma resenha de testes anteriores para o Brasil, depois analisam a evolução da taxa de câmbio real no País de 1979 a 1997 e deduzem pela incapacidade das autoridades monetárias em manter estável a taxa de câmbio real. Os autores testam a co-integração, por meio do método de Johansen, entre a taxa de câmbio nominal brasileira e três diferentes combinações de índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos. Os testes são feitos com dados trimestrais, para o período de 1974 a 1997 e os subperíodos de 1974 a 1985 e 1986 a 1997. Nos testes econométricos, há a preocupação em analisar a normalidade dos resíduos da equação do teste de Johansen, pois se os resíduos não fossem normalmente distribuídos os resultados não seriam válidos. Para garantir a normalidade dos resíduos são introduzidas variáveis *dummies* nas equações. Os resultados dos testes indicam a co-integração entre a taxa de câmbio nominal e a evolução relativa dos preços internos e externos, o que indica a validade da teoria da Paridade de Poder de Compra relativa para o Brasil.

Ressalte-se que os testes de estacionariedade da taxa de câmbio real realizados por Holland e Pereira indicaram a não estacionariedade das séries, o que levaria à rejeição da PPC relativa. Entre-

tanto, ao trabalhar com testes de co-integração, assumindo uma versão mais fraca da PPC relativa, os autores conseguem confirmar a teoria.

O teste de co-integração entre o câmbio nominal e a variação relativa de preços internos e externos assume uma versão mais fraca da PPC porque ao testar-se a estacionariedade da taxa de câmbio real, definida como $\log(r_t) = \log(e_t) - \log(p_t) + \log(p_t^*)$, assume-se a simetria e a proporcionalidade entre as variáveis nominais. Já o teste de co-integração é equivalente a testar a estacionariedade do termo $\log(e_t) - \mu \log(p_t) + \mu^* \log(p_t^*)$, para quaisquer valores das constantes μ e μ^*

A seguir, serão analisadas as evidências empíricas para duas teorias alternativas à Paridade de Poder de Compra: a variação relativa da produtividade e o efeito transferências.

3.2 Evidências empíricas da variação relativa da produtividade

No Brasil, não há testes empíricos para a hipótese da variação relativa da produtividade determinar o câmbio real. Esse fato pode ser explicado, em parte, pela instabilidade característica da economia brasileira, que dificulta a análise da evolução da taxa de câmbio real no Brasil e seus possíveis determinantes, principalmente se o objetivo for analisar um período de tempo longo.

A formulação básica para o teste da hipótese da variação relativa da produtividade é mostrada abaixo:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(a_t^T / a_t^N) + \beta_2 \Delta \log(a_t^{T*} / a_t^{N*}) + \varepsilon$$

onde r_t é a taxa de câmbio real no período t , a_t^T e a_t^N é a produtividade total dos fatores (a maioria dos autores trabalha, no entanto, com a produtividade do trabalho, do setor de comercializáveis e do setor de não comercializáveis do país), a_t^{T*} e a_t^{N*} referem-se à produtividade do país estrangeiro.

Espera-se que β_1 seja negativo e β_2 seja positivo.

Pode-se simplificar o teste trabalhando-se com a hipótese de que a produtividade do setor de não comercializáveis varia igualmente entre os países, de forma que:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(a_t^T) + \beta_2 \Delta \log(a_t^{T*}) + \varepsilon$$

Ou ainda associando-se a variação da produtividade do setor de comercializáveis à variação da renda *per capita*:

$$\Delta \log(r_t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(\text{PIBpc}_t) + \beta_2 \Delta \log(\text{PIB}^*\text{pc}_t) + \varepsilon$$

Pode-se, também, testar a co-integração entre a taxa de câmbio real e o diferencial de produtividade entre os dois países.

Há uma vasta literatura sobre as evidências empíricas da relação entre variação relativa da produtividade e taxa de câmbio real. Froot e Rogoff (1995) fazem uma resenha das evidências empíricas da hipótese de Balassa-Samuelson. Os testes empíricos citados no trabalho de Froot e Rogoff concentram-se nos países desenvolvidos e tendem a confirmar a relação negativa entre variação da produtividade interna e externa e câmbio real, ou seja, países com maior nível de produtividade do setor produtor de bens comercializáveis têm taxas de câmbio mais valorizadas que os países menos produtivos.

Isard, Symansky e Takatoshi (1997) testaram a relação entre variações relativas da renda *per capita* e variações da taxa de câmbio real para países asiáticos com altas taxas de crescimento do

produto nacional. Japão, Coréia, Taiwan, Hong Kong e Cingapura tiveram valorização cambial, como esperado. Indonésia, China e Malásia não apresentaram valorização do câmbio.

De Broeck e Slok (2001) analisam as variações reais do câmbio, na década de 90, de ex-países socialistas do leste europeu. A maior parte desses países apresentou forte valorização real do câmbio nesse período de transição em direção a uma economia de mercado. Os autores testam, utilizando painel para o período 1993-1998, se essa apreciação é explicada por ganhos de produtividade do setor produtor de bens comercializáveis. Os testes indicam que os ganhos de produtividade ajudam a explicar a evolução real do câmbio desses países. Uma inferência importante do trabalho de De Broeck e Slok é que, mantendo-se a tendência de aumento relativo da produtividade, os países em transição para uma economia de mercado do leste europeu que adotarem câmbio fixo ou controlado sofrerão pressões inflacionárias devido à valorização cambial induzida pelos ganhos de produtividade.

A análise empírica da hipótese de Balassa e Samuelson não é conclusiva, mas é um indicativo da importância da variação relativa da produtividade na determinação da taxa de câmbio real.

3.3 Evidências empíricas do efeito transferências

Os testes empíricos do efeito transferências analisam se as variações da taxa de câmbio real estão relacionadas a variações dos ativos externos líquidos. Espera-se que a acumulação líquida de ativos externos implique apreciação do câmbio real.

Obstfeld e Rogoff (1996) testam, para uma série de países industrializados, a relação entre variações da taxa de câmbio real e variações dos ativos externos líquidos, medidos como porcentagem do PIB, entre 1981 e 1990. Os resultados indicam que 1% de aumento dos ativos estrangeiros líquidos como porcentual do PIB levam a 1% de apreciação real do câmbio.

Lane e Milesi-Ferreti (2000) testam a relação entre taxa de câmbio real e variação da renda *per capita* dos ativos estrangeiros líquidos e dos termos de troca. O teste é *cross-section* e refere-se às variações no período 1975-1985 e 1986-1996 para uma série de países desenvolvidos e em desenvolvimento. O aumento (diminuição) dos ativos externos líquidos está associado à apreciação (depreciação) do câmbio, como esperado.

Fiorêncio e Moreira (1997) analisam os determinantes da taxa de câmbio do Brasil no período 1947-1995, e inicialmente desenvolvem um modelo de agente representativo em que a taxa de câmbio real é a variável de controle que garante o equilíbrio intertemporal do balanço de pagamentos. O modelo assume que: a) o país produz uma quantidade fixa de um único bem; b) a taxa de câmbio real determina quanto desse bem será exportado; c) o país tem acesso ao mercado internacional de capitais; e d) paga uma taxa de juros por sua dívida externa, que é função crescente da relação entre a dívida externa e o PIB. O modelo considera como determinantes do câmbio real a relação dívida externa/PIB, o aumento da dívida implica depreciação cambial, e as exportações líquidas de bens e serviços não fatores, o incremento das exportações leva à valorização real do câmbio.

Para testar empiricamente o modelo, os autores estimam a taxa de câmbio real para o período 1947-1995, utilizando a taxa de câmbio nominal média do ano e como indicadores da variação de preços internos e externos o deflator do PIB brasileiro e o WPI USA (o índice de preços no atacado dos Estados Unidos). Consideram também dados anuais para a dívida externa líquida como porcentual do PIB e as exportações líquidas de bens e serviços não fatores em relação ao PIB. O trabalho testou a co-integração entre as variáveis utilizando um vetor de correção de erros. Os testes

identificaram a existência de um vetor de co-integração entre as variáveis, indicando haver uma relação de longo prazo entre as mesmas, conforme esperado.

O trabalho de Fiorêncio e Moreira enfatiza a análise empírica do efeito de choques, interpretados como variáveis exógenas não observadas, sobre as variáveis do modelo, e em nenhum momento menciona o efeito transferências. Entretanto, consideramos os resultados desse trabalho um indicador da importância do passivo externo líquido e transferências de renda internacionais para a determinação da taxa de câmbio real brasileira.

Em síntese, a análise empírica corrobora a relação teórica entre transferências internacionais e taxa de câmbio real.

4 APLICAÇÕES PARA O BRASIL

O objetivo desta seção é testar os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real para a economia brasileira. Testaremos a Paridade de Poder de Compra relativa para a taxa de câmbio real do Brasil, e também se a taxa de câmbio é determinada pela variação relativa da produtividade e pelas transferências de renda internacionais.

4.1 Escolha e definição das variáveis

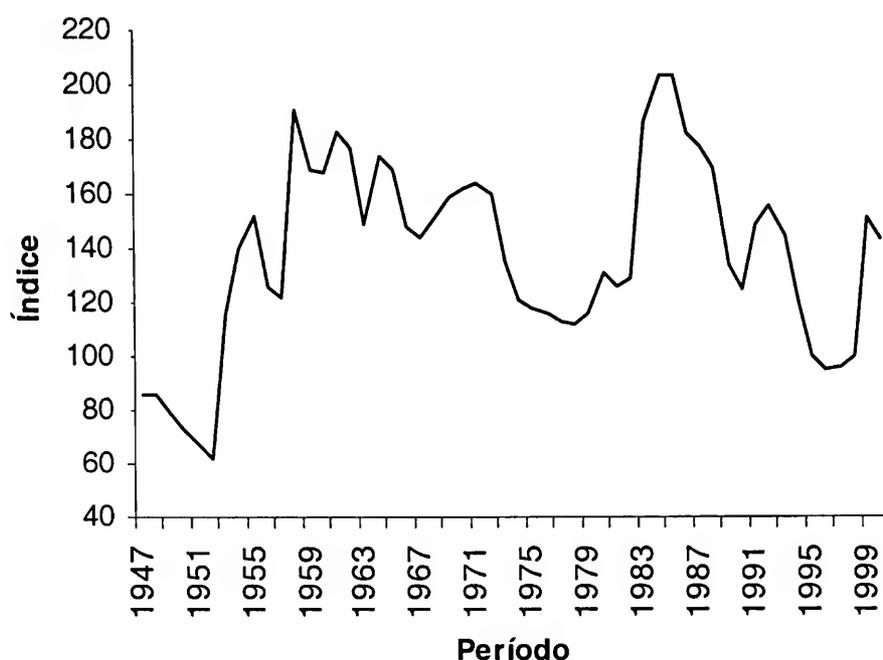
Escolhemos o período de 1947 a 2000 para testar as hipóteses. A escolha do período deve-se à disponibilidade de dados e à boa extensão (54 anos). Para dar maior consistência e robustez à análise empírica realizaremos também os testes econométricos para subperíodos do período completo.

Os deflatores escolhidos foram o índice de preços ao consumidor da cidade do Rio de Janeiro, calculado pela Fundação Getúlio Vargas, e o deflator do PIB. Serão deflatores externos o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, CPI-USA, e o deflator do PIB americano. O deflator do PIB se diferencia dos índices ao consumidor por incluir preços de bens intermediários e de bens de capital, além dos preços dos bens finais.

Para estimarmos a taxa de câmbio real utilizamos a taxa de câmbio nominal de venda, média anual, fornecida pelo Banco Central. Para o período 1953-1961, em que vigoraram taxas de câmbio múltiplas, trabalhamos com a taxa de câmbio livre, utilizada, inicialmente, para o movimento de capitais, e que passou a abranger uma variedade cada vez maior de exportações e importações ao longo do período, até o início, em 1961, do processo de unificação cambial, ocorrido pela taxa de câmbio livre.

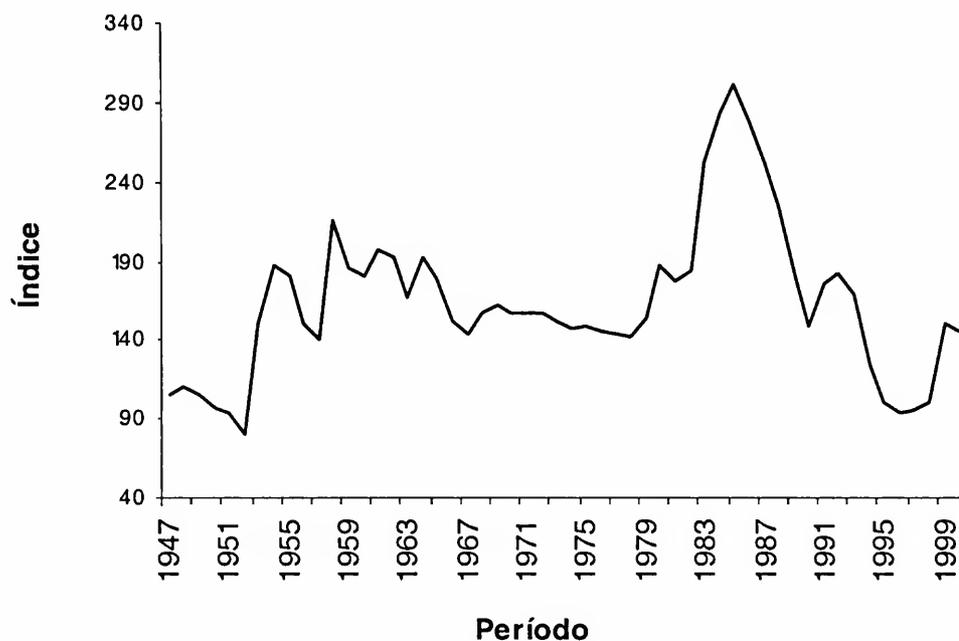
Foram estimadas duas taxas de câmbio reais referentes a diferentes combinações de índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos. A taxa de câmbio real, r_j , utiliza como deflator o IPC-RJ e como inflator o CPI-USA, e a taxa de câmbio real, r_d , é estimada usando-se o deflator do PIB brasileiro e o deflator do PIB americano. As duas estimativas da taxa de câmbio são apresentadas em tabelas, no anexo, e nos Gráficos 4.1 e 4.2

Gráfico 4.1 – Taxa de câmbio real RD - 1995=100



Fonte: Estimado pelo autor a partir de dados para a taxa de câmbio nominal, do *Boletim do Banco Central do Brasil*; deflator do PIB brasileiro, disponível no *Anuário Estatístico do IBGE*; e deflator do PIB americano, disponível no *International Financial Statistics* (FMI).

Gráfico 4.2 – Taxa de câmbio real RJ - 1995=100



Fonte: Estimado pelo autor a partir de dados para a taxa de câmbio nominal, do *Boletim do Banco Central do Brasil*; Índice de preços ao consumidor do Rio de Janeiro, da FGV, extraídos da revista *Conjuntura Econômica*; e índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, disponíveis no *International Financial Statistics* (FMI).

Definidas as taxas de câmbio reais, devemos indicar *proxies* para os seus determinantes teóricos: a variação relativa da produtividade interna e externa e as transferências de renda ao exterior.

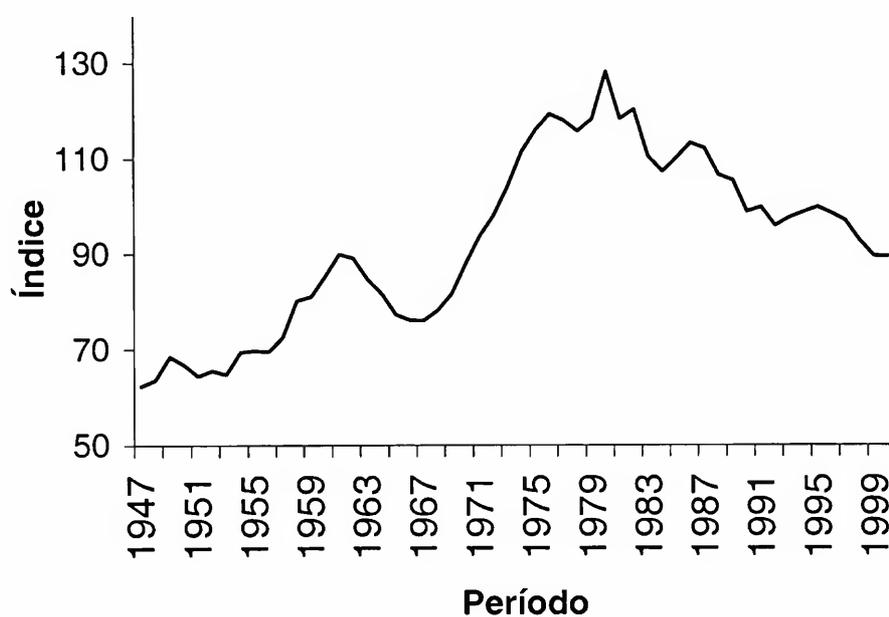
Utilizamos como indicadores da produtividade do Brasil e Estados Unidos índices do PIB *per capita* dos dois países. Estamos assumindo que a produtividade do setor produtor de comercializáveis cresce mais rapidamente que no setor produtor de não comercializáveis, de forma que um rápido crescimento da renda *per capita* levaria ao aumento do diferencial de produtividade entre os dois setores. A utilização da renda *per capita* como indicador de produtividade para testar a hipóte-

se de Balassa-Samuelson foi feita pelo próprio Balassa em seu artigo de 1964 que deu origem à teoria. O PIB *per capita* como indicador de produtividade tem ainda a vantagem de evitar trabalhar-se com indicadores de produtividade setoriais com diferenças metodológicas significativas entre os países e não disponíveis para todo o período estudado.

Construímos um indicador da produtividade relativa das economias brasileira e americana pela divisão dos índices do PIB *per capita* a preços constantes dos dois países. Assim, o índice resultante, representado por y , é adimensional e sua elaboração não exigiu a conversão de valores pela taxa de câmbio. A série de valores de y é apresentada em tabelas, no anexo, e no Gráfico 4.3.

Para testar o efeito transferências, os pesquisadores normalmente utilizam o passivo externo líquido como porcentual do PIB; espera-se que países com maior passivo externo tenham taxas de câmbio mais desvalorizadas. É importante lembrar que o efeito transferências dá-se devido às transferências de renda entre países afetar a demanda por bens não comercializáveis e a oferta de trabalho² em cada país, e que o passivo externo líquido é o principal determinante dessas transferências. Apesar disso, o passivo externo líquido como porcentual do PIB apresenta alguns problemas como determinante do efeito transferências. Há transferências de renda unilaterais, que não estão ligadas ao passivo externo líquido, as quais se referem, principalmente, às remessas de imigrantes aos seus países de origem. Além disso, há as diferenças de taxas de juros pagas pelos países,³ de modo que países com o mesmo volume de passivo externo como porcentual do PIB podem remeter ao exterior diferentes níveis de renda. Dessa forma, consideramos como melhor indicador do volume de transferências de renda internacionais a renda líquida enviada ao exterior como porcentual do PIB, que tem a vantagem de captar as transferências unilaterais e as diferentes taxas de juros pagas pelos países.

Gráfico 4.3 - Índice do PIB *per capita* brasileiro em relação ao PIB *per capita* americano - Y - 1995=100



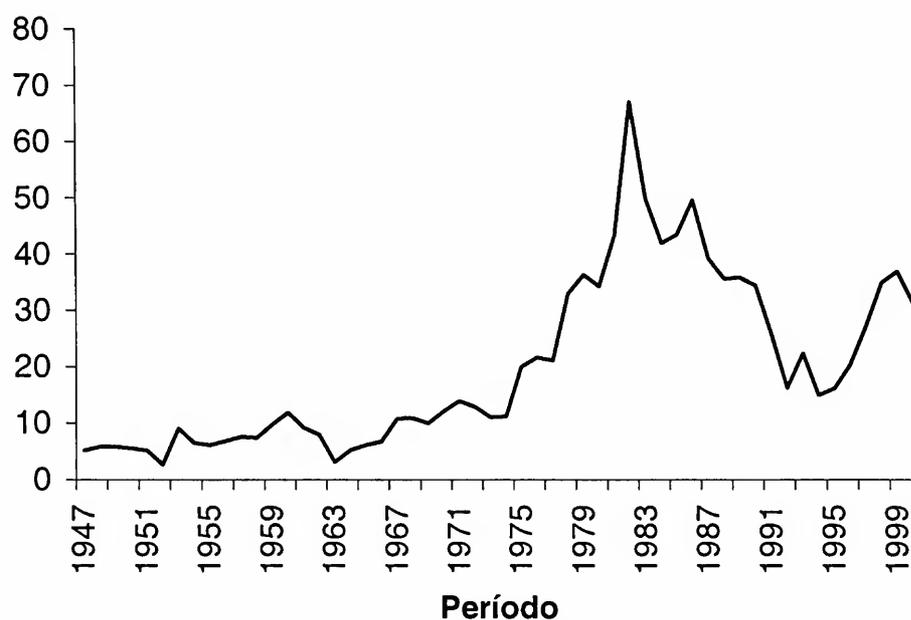
Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do PIB *per capita* brasileiro, disponíveis em vários números do *Anuário Estatístico do IBGE*, e do PIB *per capita* americano, disponíveis no *International Financial Statistics* (FMI).

- 2 Para o Brasil, pode-se argumentar que a oferta de trabalho é elástica, sendo pouco sensível a um provável efeito renda gerado pelas transferências de renda ao exterior; entretanto, se a oferta de trabalho não for infinitamente elástica haverá alguma reação ao efeito renda, afetando, conseqüentemente, os salários. Além disso, o efeito transferências dá-se também pelo fato de as transferências de renda ao exterior afetarem a demanda e o preço dos bens não comercializáveis.
- 3 Normalmente, os chamados países emergentes pagam taxas de juros pelos seus títulos da dívida externa superiores aos pagos pelos títulos do governo americano, que são considerados mais seguros. Segundo dados do banco de investimentos JP Morgan e do Federal Reserve, os títulos da dívida externa brasileira pagaram entre 1995 e 2000, em média, taxas de juros anuais, em dólares, de cerca de 14%, enquanto que os títulos de longo prazo do governo americano pagaram cerca de 6% ao ano.

Escolhida a renda líquida enviada ao exterior como percentual do PIB como determinante do efeito transferências, surge outro problema: o PIB em dólares é diretamente afetado pela variação real do câmbio. Quando há uma desvalorização real do câmbio, o PIB em dólares cai, a não ser que o crescimento real do PIB compense a desvalorização cambial. O inverso ocorrerá se houver valorização real do câmbio. Isto foi visto no Brasil em 1999, quando houve a adoção do câmbio flexível e forte desvalorização real do câmbio. Nesse ano, o PIB brasileiro teve um crescimento real de 0,79%, enquanto o PIB em dólares caiu 32,77%. Assim, temos uma relação negativa entre câmbio real e PIB em dólares que poderá levar a uma relação positiva entre renda líquida enviada ao exterior como percentual do PIB e taxa de câmbio real. Para evitar esse problema utilizaremos a renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações como *proxy* do determinante do efeito transferências. Essa variável ainda tem a vantagem de captar possíveis pressões sobre o balanço de pagamentos.

A variável renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações, representada por y_f , foi construída pela divisão do valor da renda líquida enviada ao exterior pelo valor das exportações, e indica a porcentagem das exportações necessárias para cobrir as transferências líquidas de renda ao exterior. A variável y_f é apresentada em tabelas, no anexo, e no Gráfico 4.4.

Gráfico 4.4 – Renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações - Y_f



Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados do balanço de pagamentos brasileiro sobre as exportações e a renda líquida enviada ao exterior, disponíveis em vários números do *Boletim do Banco Central do Brasil*.

A Tabela 4.1 apresenta um resumo das variáveis utilizadas nos testes econométricos e suas principais características.

Tabela 4.1 – Quadro-resumo das variáveis utilizadas nos testes econométricos

Variável	Sigla	Característica
Taxa de câmbio real	RD	Tem como deflatores o deflator do PIB brasileiro e o o deflator do PIB americano
Taxa de câmbio real	RJ	Tem como deflatores o IPC-RJ da FGV e o deflator do PIB americano
Renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações	Yf	
Índice do PIB <i>per capita</i> brasileiro em relação ao americano	Y	Índice adimensional, sua construção não exigiu a conversão de diferentes moedas

4.2 Políticas cambiais⁴ e variáveis *dummies*

Nas estimativas econométricas utilizaremos *dummies* para captar as mudanças de política cambial ao longo do período de 1947 a 2000.

As *dummies* serão representadas pela letra D seguida de números que identificam o período em que a mesma assume o valor 1. Dessa forma, D4752 é uma *dummy* que assume o valor 1 no período de 1947 a 1952 e o valor 0 nos demais anos.

O período de 1947 a 1952 foi marcado pela fixação de uma taxa de câmbio nominal constante e pela imposição de controles quantitativos das importações. A fixação do câmbio nominal resultou em forte valorização cambial e redução drástica das reservas internacionais. Em 1953, em reação à crise de balanço de pagamentos, o governo implantou um sistema de taxas de câmbio múltiplas, que implicou desvalorização do câmbio, ao mesmo tempo que permitia um controle seletivo das importações por meio das várias taxas de câmbio vigentes. O sistema foi sendo alterado ao longo do tempo, até que em 1961 iniciou-se o processo de unificação cambial, consolidado em 1964.

O período de 1964 a 1967 foi marcado pela unificação cambial e por maxidesvalorizações nominais periódicas, realizadas para acompanhar a elevada inflação interna. Essas maxidesvalorizações geravam uma elevada volatilidade da taxa de câmbio real.

Em 1968, o governo implantou a política de minidesvalorizações cambiais, em que a taxa de câmbio nominal sofria pequenas desvalorizações, com periodicidade curta. Visava-se, assim, a preservar o valor real da taxa de câmbio e diminuir a volatilidade da mesma. Essa política foi mantida, e não necessariamente alcançou o objetivo de evitar a valorização do câmbio real, até dezembro de 1979, quando foi feita uma maxidesvalorização cambial, forçada pelas condições externas adversas.

O período de 1980 a 1982 é marcado pela instabilidade da política cambial. Em 1980, em uma tentativa de reduzir as taxas de inflação, houve a prefixação da correção nominal do câmbio. O resultado foi uma forte valorização cambial, com a prefixação sendo abandonada em novembro de

⁴ O breve histórico da política cambial brasileira feito neste capítulo é baseado em Abreu (1990), Andima (1994), Garófalo Filho (2000) e Garófalo Filho (2002)

1980. Voltou-se então para a política de minidesvalorizações do câmbio, que foi interrompida pela maxidesvalorização cambial em 1983.

A política cambial entre 1983 e 1985 foi caracterizada pela maxidesvalorização cambial em março de 1983, seguida de uma política de minidesvalorizações cambiais que visava à manutenção da taxa de câmbio em patamares que garantissem a obtenção de elevados superávits da balança comercial. Essa política foi mantida até fevereiro de 1986, quando foi implantado o Plano Cruzado.

O período 1986 a 1989 é marcado pelos planos de estabilização e pelas elevadas taxas de inflação, gerando grande instabilidade econômica. Em fevereiro de 1986, como parte das medidas adotadas pelo Plano Cruzado, o câmbio nominal foi fixado. Em outubro do mesmo ano a taxa de câmbio fixa foi abandonada e adotada uma política de desvalorizações cambiais diárias, sem nenhum critério oficial de reajuste. As minidesvalorizações cambiais foram mantidas, mesmo com o lançamento do Plano Bresser em 1987, e só foram interrompidas pelo Plano Verão, em janeiro de 1989, que fixou a taxa de câmbio. Entretanto, em abril do mesmo ano o câmbio foi desvalorizado e retomaram-se as desvalorizações diárias. Em 1989, foi criado o câmbio flutuante, em que as cotações eram determinadas pela interação entre oferta e demanda de divisas, sem uma interferência direta do Banco Central. Inicialmente, eram realizadas pelo câmbio flutuante as operações de turismo internacional.

O período de 1990 a 1994 é caracterizado pelo processo de abertura da economia ao comércio exterior e pela maior liberalização do movimento internacional de capitais e do mercado cambial. No âmbito da política cambial, o Plano Collor, de março de 1990, foi marcado pela liberalização do mercado de câmbio, com o Banco Central reduzindo o nível de intervenção e dando maior liberdade às instituições financeiras nas operações cambiais. A valorização cambial ocorrida ao longo de 1990 levou o Banco Central a retomar uma maior intervenção no mercado cambial. A partir de 1991, a elevada liquidez no mercado internacional de capitais e as altas taxas de juros praticadas no Brasil estimularam a entrada de capitais no País. A política cambial passou, então, a ser caracterizada por medidas que visavam restringir esse afluxo de capitais, devido ao fato de estes gerarem expansão da base monetária, ao mesmo tempo que se ampliava a liberalização do mercado de câmbio. O Plano Real, adotado em julho de 1994, foi inicialmente marcado, no âmbito cambial, por uma política de livre flutuação cambial, associado a uma política monetária restritiva. A valorização cambial resultante levou a intervenções do Banco Central no câmbio, sinalizando um limite mínimo para as cotações e a medidas de restrição à entrada do capital estrangeiro.

No início de 1995, a crise cambial mexicana provocou a saída de capitais de curto prazo do Brasil. Para evitar a desvalorização acentuada da moeda nacional, o Banco Central elevou as taxas de juros e passou a interferir diretamente no mercado cambial, sendo adotado, a partir de junho, um sistema de bandas cambiais, em que o câmbio podia variar dentro de certos limites fixados pela autoridade monetária. Os limites da banda cambial eram reajustados de forma a garantir uma desvalorização gradual da moeda. Esse sistema foi mantido até janeiro de 1999, apesar das crises cambiais na Ásia, em 1997, e na Rússia, em 1998.

Em janeiro de 1999, a fuga de capitais, iniciada em agosto de 1998, com a crise russa, e a rápida perda de reservas cambiais, mesmo com elevadas taxas de juros, tornaram insustentável a manutenção do sistema de bandas cambiais. Houve, então, uma forte desvalorização da moeda nacional e o Banco Central adotou o sistema de livre flutuação cambial.

4.3 Testes econométricos⁵

Testaremos a validade da teoria da Paridade de Poder de Compra para o Brasil por meio de testes de estacionariedade das duas estimativas mencionadas da taxa de câmbio real, e analisaremos a validade da hipótese da produtividade relativa e do efeito transferências por meio de testes de co-integração. Os testes e resultados serão apresentados nas próximas seções.

4.3.1 *Análise empírica da Paridade de Poder de Compra para o Brasil*

Como uma série estacionária tem média e variância constante, se a taxa de câmbio real for estacionária teremos um indicativo da validade da PPC relativa, se não, haverá um indicativo contrário à hipótese teórica.

Realizamos os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller⁶ aumentado e Phillips-Perron para as duas estimativas da taxa de câmbio real: rd e rj. Os testes foram realizados para o período completo, 1947 a 2000, e para os subperíodos 1947 a 1982 e 1964 a 2000. A escolha do subperíodo 1964 a 2000 evita o período de câmbio múltiplo e o do subperíodo 1947 a 1982 evita a crise da dívida externa nos anos 80.

Os resultados dos testes ADF e Phillips-Perron não permitiram a rejeição da hipótese nula, ao nível de significância de 5%, de que a taxa de câmbio real tenha raiz unitária, o que significa que a variável não é estacionária. O resultado se confirmou para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos estudados, conforme Tabela 4.2. A análise dos resíduos da equação de Dickey-Fuller, $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$, mostram que os mesmos não apresentam autocorrelação, nem heteroscedasticidade, sendo, portanto, ruídos brancos. O teste de estacionariedade de Dickey-Fuller para a primeira diferença das estimativas da taxa de câmbio real, mostrado na Tabela 4.3, indica que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferenciação, sendo, portanto, integradas de ordem 1.

A rejeição da hipótese de estacionariedade da taxa de câmbio para as duas estimativas do câmbio real e os três períodos de tempo distintos é um indicativo de que a Paridade de Poder de Compra relativa não é válida para a economia brasileira.

O nosso próximo passo será testar a validade empírica do efeito transferências e da hipótese de Balassa-Samuelson. Uma confirmação empírica dessas hipóteses validaria a rejeição da PPC relativa, pois segundo a teoria da PPC a taxa de câmbio não seria afetada por fatores reais.

5 Todos os testes econométricos foram feitos com o programa *e-views*, versão 3.0.

6 A metodologia dos testes de estacionariedade pode ser vista em Enders (1995).

Tabela 4.2 – Testes de raiz unitária: Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron

Variável	Período	Defasagens	Estatística ADF ¹	Testes para os resíduos		Estatística Phillips-Perron
				Estatística Q ² (probabilidade)	Arch Teste ³ (probabilidade)	
RD	1947-2000	0	-2,526	0,287	0,614	-2,588
	1947-1982	0	-2,030	0,918	0,772	-1,953
	1964-2000	1	-2,545	0,634	0,617	-2,268
RJ	1947-2000	1	-2,620	0,887	0,677	-2,350
	1947-1982	0	-2,485	0,837	0,819	-2,328
	1964-2000	1	-2,130	0,789	0,833	-1,804

¹ A estatística ADF corresponde à estatística t de Student do parâmetro ϕ da equação $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$.

² Teste de autocorrelação dos resíduos da equação de Dickey-Fuller. O resultado indica a probabilidade, entre 0 e 1, de rejeitar-se a hipótese nula de que os resíduos são autocorrelacionados.

³ Teste de heteroscedasticidade dos resíduos da equação de Dickey-Fuller. O resultado indica a probabilidade, entre 0 e 1, de rejeitar-se a hipótese nula de que os resíduos são heteroscedásticos.

Valores críticos, e respectivos níveis de significância, dos testes ADF e Phillips-Perron: 1% (-3,560); 5% (-2,918); 10% (-2,596).

Tabela 4.3 – Teste de raiz unitária para a primeira diferença da taxa de câmbio real

Variável	Período	Defasagens	Estatística ADF ¹
D(RD)	1947-2000	0	-6,59
	1947-1982	0	-6,02
	1964-2000	0	-5,17
D(RJ)	1947-2000	0	-5,99
	1947-1982	0	-6,15
	1964-2000	0	-4,31

¹ A estatística ADF corresponde à estatística t de Student do parâmetro ϕ da equação $DY_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$.

Valores críticos, e respectivos níveis de significância, do teste ADF são: 1% (-2,63); 5% (-1,95).

4.3.2 Análise empírica para o Brasil da hipótese da produtividade relativa e do efeito transferências

Como já citado, este será o primeiro teste empírico para o Brasil acerca da relação entre câmbio real e variação relativa da produtividade interna, bem como da relação entre transferências de renda internacionais e câmbio.

Analisaremos a validade das duas hipóteses teóricas por meio de testes de co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos.

Há vários testes para verificar a co-integração entre um conjunto de séries de tempo, sendo o mais difundido e aceito o teste de co-integração de Johansen.⁷

⁷ A metodologia do teste de co-integração de Johansen pode ser vista em Enders (1995).

Testaremos, conjuntamente, as hipóteses do efeito transferências e da produtividade relativa. Essa opção se justifica pelo fato de o mecanismo pelo qual as transferências e a produtividade relativa afetam a taxa de câmbio real ser relacionado. As duas hipóteses teóricas consideram que a Paridade de Poder de Compra é válida para os bens comercializáveis e que a variação da taxa de câmbio real se dá pela mudança relativa de preços dos bens não comercializáveis em relação aos praticados no exterior. Essa mudança de preços relativos ocorre devido à variação relativa da produtividade, segundo uma teoria, ou pelo efeito das transferências de renda ao exterior sobre a oferta de trabalho e a demanda interna, segundo a outra teoria. Assim, o movimento da taxa de câmbio real depende dos dois fatores. Portanto, devemos considerá-los em conjunto em nossas análises.

Para confirmarmos a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências será necessária a confirmação da co-integração entre o câmbio real e as variáveis indicativas da produtividade relativa e das transferências de renda ao exterior. Além disso, a equação de co-integração deve indicar a relação negativa entre produtividade relativa e câmbio e positiva entre transferências ao exterior e câmbio.

Antes de testar a co-integração entre a taxa de câmbio real brasileira e seus determinantes teóricos foram feitos os testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron para as variáveis y , índice do PIB *per capita* brasileiro em relação ao americano, e y_f , renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações. Os testes indicaram a não estacionariedade das séries, como também que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferenciação. Como já foi visto, as duas estimativas da taxa de câmbio real também tornam-se estacionárias na primeira diferenciação. Sendo as séries da taxa de câmbio real e de seus determinantes teóricos integradas de ordem 1, passamos aos testes de co-integração.

O período analisado é marcado por mudanças da política cambial e por vários choques sobre a economia. Esses choques geram instabilidade dos parâmetros das estimações econométricas e afetam as propriedades dos resíduos. Para evitar esses problemas consideramos nos testes de co-integração as *dummies* apresentadas na seção 4.2. O objetivo das mesmas é captar os choques exógenos sobre o câmbio e garantir que os resíduos tenham variância constante e sejam normalmente distribuídos. O uso das *dummies* para captar os choques apresenta limitações, pois só permite a mudança dos interceptos.

A escolha das *dummies* para as duas estimativas da taxa de câmbio e para os três períodos analisados foi feita estimando-se o VAR restrito:

$$\Delta X_t = \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

onde X_t é um vetor coluna que contém todas as n variáveis do modelo, D_t é um vetor de termos determinísticos (constante, tendência e *dummies*), o termo subscrito i corresponde ao número de defasagens do modelo e ε_t é vetor dos resíduos, que devem ser homoscedásticos, não autocorrelacionados e normalmente distribuídos. Todas as variáveis em X_t devem ser integradas de ordem 1.

Na estimação considerou-se como variáveis endógenas, componentes da matriz X_t , o logaritmo da taxa de câmbio real e de seus determinantes teóricos, y e y_f , e como componentes do vetor de variáveis determinísticas, D_t , as *dummies* referentes às diferentes políticas cambiais no período

analisado. Inicialmente, foram excluídas as *dummies* que, segundo a estatística t de Student, não eram estatisticamente significativas, e depois analisaram-se as propriedades dos resíduos do VAR restrito. As *dummies* selecionadas deveriam garantir que os resíduos fossem normalmente distribuídos e não apresentassem heteroscedasticidade.

Depois de se definir as *dummies* utilizadas para cada período e cada estimativa da taxa de câmbio real, foi feito o teste de co-integração de Johansen para cada caso. Testou-se a co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos y e y_f , considerando-se essas variáveis em logaritmo e como variáveis exógenas as *dummies* definidas para cada período. Os testes, apresentados na Tabela 4.4 indicaram, ao nível de significância de 1%, a existência de um único vetor de co-integração para os seis casos analisados.

Depois de testada a co-integração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos, estimamos o VAR restrito para as variáveis analisadas, de forma a especificar a relação de longo prazo existente entre as variáveis e as propriedades dos resíduos da estimação. Os resultados são mostrados na Tabela 4.5.

Os parâmetros da equação de co-integração indicam a relação de longo prazo existente entre as variáveis, sendo que os parâmetros das variáveis y e y_f indicam a elasticidade da taxa de câmbio real em relação à variável. O parâmetro de ajustamento negativo indica o percentual dos desvios da relação de longo prazo que são corrigidos a cada ano. Assim, o parâmetro de ajustamento de valor $-0,49$ significa que 49% dos desvios da relação de longo prazo em determinado ano são corrigidos no ano seguinte.

A relação de longo prazo estimada confirmou a relação positiva entre câmbio real e transferências de renda ao exterior, ou seja, quanto maior o volume de transferências de renda ao exterior como percentual das exportações, mais desvalorizado o câmbio. E indicaram também a relação negativa entre câmbio real e a variação relativa ao exterior do PIB *per capita* brasileiro, de modo que o crescimento relativo do PIB *per capita* brasileiro está relacionado à valorização real do câmbio.

Assim, foram confirmadas a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências, o que, juntamente com a rejeição da estacionariedade da taxa de câmbio real, indica que a Paridade de Poder de Compra não é válida para a economia brasileira, pois a taxa de câmbio real está sujeita a choques, com efeitos permanentes, determinados pelas transferências de renda ao exterior e pela variação relativa da produtividade interna e externa.

Tabela 4.4 – Teste de co-integração de Johansen

Variáveis	Período	Número de vetores de Co-integração	Autovalor	Estatística Traço	Dummies	Modelo
Log(RD) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,625	70,670	D4762 D5363	2
		≤1	0,252	19,600	D6467 D9598	
	1947-1982	0	0,684	52,980	D4752 D5363	2
		≤1	0,284	13,790	D6467	
	1964-2000	0	0,456	44,080	D6467 D9598	2
		≤1	0,280	21,540		
Log(RJ) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,589	64,340	D4752 D5363 D6467	1
		≤1	0,266	18,010	D9094 D9598 D9900	
	1947-1982	0	0,704	52,960	D4742 D5363	2
		≤1	0,267	11,530	D6467	
	1964-2000	0	0,443	38,530	D9094 D9598	1
		≤1	0,305	16,880	D9900	

Valores críticos e níveis de significância do teste de Johansen: Modelo 1, $\Pi X_{t-1} + \Phi D_t = \alpha (\beta' X_{t-1} + \delta_0) + \alpha_1 \mu$: Nenhum vetor de co-integração 1% (35,65); 5% (29,68).

No máximo 1 vetor de co-integração 1% (20,04); 5% (15,41).

Modelo 2, $\Pi X_{t-1} + \Phi D_t = \alpha (\beta' X_{t-1} + \delta_0)$: Nenhum vetor de co-integração 1% (41,07); 5% (34,91).

No máximo 1 vetor de co-integração 1% (24,60); 5% (19,96)

Ao nível de significância de 1%, o teste indica a existência de um único vetor de co-integração para os 9 casos analisados.

Tabela 4.5 – Vetores de co-integração

Período	Parâmetros da equação de co-integração			Parâmetro de ajustamento	Testes para os resíduos da equação de Johansen		
	Log(RD)	Log(YF)	Log(Y)		Estatística Q	Arch Teste	Normalidade
1947-2000	1	0,28	-0,59	-0,64	0,19	0,34	0,53
1947-1982	1	0,11*	-0,5	-0,61	0,56	0,09	0,57
1964-2000	1	0,44	-0,79	-0,40	0,48	0,88	0,63
	Log(RJ)	Log(YF)	Log(Y)				
1947-2000	1	0,38	-0,54	-0,80	0,75	0,23	0,53
1947-1982	1	0,13	-0,07*	-0,93	0,74	0,29	0,57
1964-2000	1	0,27	-0,69	-0,53	0,77	0,61	0,63

O teste da estatística Q indica a probabilidade de os resíduos da equação de Johansen não serem autocorrelacionados. O Arch teste indica a probabilidade de os resíduos não apresentarem variância homogênea. O teste de normalidade indica a probabilidade de os resíduos não serem normalmente distribuídos.

* Indica que o parâmetro não é estaticamente significativo.

5 CONCLUSÃO

Analisamos a validade da Paridade de Poder de Compra relativa por meio dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron para duas estimativas da taxa de câmbio real brasileira. Os testes foram feitos para o período 1947 a 2000 e para os subperíodos 1947 a 1982 e 1964 a 2000.

Os testes de estacionariedade mostraram que as duas estimativas da taxa de câmbio real, para os três períodos analisados, não são estacionárias, um indicativo de que a Paridade de Poder de Compra relativa não é válida para o Brasil.

Para analisar a validade da hipótese de Balassa-Samuelson e do efeito transferências realizamos testes de co-integração entre a taxa de câmbio real brasileira, a variação relativa da PIB *per capita* brasileiro e americano e a renda líquida enviada ao exterior como porcentual das exportações. Os testes foram realizados para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos analisados.

Os testes de co-integração indicaram a existência de um único vetor de co-integração entre as variáveis. Os resultados mostraram a relação positiva entre câmbio real e transferências de renda ao exterior, ou seja, que maiores transferências estão relacionadas à desvalorização cambial, confirmando, assim, o efeito transferências, bem como a relação negativa entre a variação relativa ao exterior da produtividade e o câmbio real, confirmando, dessa forma, a hipótese de Balassa-Samuelson.

A não estacionariedade da taxa de câmbio real combinada com a confirmação do efeito transferências e da hipótese de Balassa-Samuelson levaram à rejeição da teoria da Paridade de Poder de Compra para a economia brasileira, já que, segundo essa teoria, a taxa de câmbio seria constante no longo prazo e não seria afetada por variáveis reais.

A partir da análise teórica e empírica realizada ao longo do trabalho, pode-se fazer algumas inferências, que serão apresentadas a seguir.

A rejeição da Paridade de Poder de Compra e a confirmação das duas hipóteses alternativas implicam que não há uma taxa de câmbio real de equilíbrio constante. Os choques sobre a taxa de câmbio real podem ter efeitos permanentes.

Outra consequência dos resultados é que a determinação da taxa de câmbio nominal não é um fenômeno puramente monetário, já que a taxa de câmbio vai ser afetada pelos choques que determinam o câmbio real e, portanto, não dependerá apenas das variações de preços internos e externos.

Uma importante implicação da taxa de câmbio real estar sujeita a vários choques, com efeitos permanentes, é que o regime de taxa de câmbio flexível é preferível ao regime de câmbio fixo ou controlado, pois permite ajustes mais rápidos e eficientes. Com câmbio fixo ou controlado, se as variáveis determinantes do câmbio real forcingem a desvalorização real do câmbio será necessária uma deflação de preços, com impactos negativos sobre o nível de atividade, devido à rigidez de preços. Por outro lado, se as variáveis determinantes do câmbio real forcingem a valorização real o ajuste dar-se-á pelo aumento da inflação interna.

A hipótese da superioridade do regime de câmbio flexível é defendida por Lane e Milesi-Ferreti (2000), que argumentam que o câmbio flexível permite ajustes mais rápidos da taxa de câmbio real, e mencionam Goldfajn e Valdés (1999), que por meio de estudos empíricos mostram que os ajustes reais do câmbio dão-se principalmente por mudanças da taxa de câmbio nominal.

ANEXO – SÉRIES DE DADOS

Tabela A.1 – Dados para estimação da taxa de câmbio real brasileira

Período	Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)	Deflator do PIB brasileiro 1995=100	IPC-RJ 1995=100	Deflator do PIB americano 1995=100	CPI-USA 1995=100	RD 1995=100	RJ 1995=100
1947	6,80727E-15	1,43554E-13	1,027E-13	17	15	86	106
1948	6,80727E-15	1,52048E-13	1,062E-13	18	16	86	110
1949	6,80727E-15	1,64667E-13	1,107E-13	18	16	79	105
1950	6,80727E-15	1,79817E-13	1,211E-13	18	16	73	97
1951	6,80727E-15	2,12364E-13	1,357E-13	19	17	67	93
1952	6,80727E-15	2,32114E-13	1,592E-13	19	17	62	81
1953	1,43808E-14	2,64145E-13	1,819E-13	20	18	116	151
1954	2,17395E-14	3,35729E-13	2,229E-13	20	18	140	188
1955	2,59736E-14	3,75345E-13	2,743E-13	20	18	152	181
1956	2,56007E-14	4,60172E-13	3,32E-13	21	18	126	150
1957	2,69922E-14	5,18614E-13	3,852E-13	22	18	122	141
1958	4,63129E-14	5,82923E-13	4,422E-13	22	19	191	216
1959	5,50362E-14	7,91938E-13	6,154E-13	22	19	169	186
1960	6,78067E-14	9,93214E-13	7,966E-13	23	19	168	180
1961	9,81088E-14	1,33786E-12	1,062E-12	23	20	183	198
1962	1,41091E-13	2,00813E-12	1,587E-12	23	20	177	192
1963	2,09091E-13	3,58285E-12	2,742E-12	23	20	149	167
1964	4,55636E-13	6,80383E-12	5,257E-12	24	20	174	192
1965	6,90545E-13	1,07637E-11	8,709E-12	24	21	169	179
1966	8,07273E-13	1,48431E-11	1,231E-11	25	21	148	152
1967	9,68364E-13	1,87691E-11	1,605E-11	26	22	144	144
1968	1,23636E-12	2,37805E-11	1,959E-11	27	23	152	157
1969	1,48145E-12	2,85632E-11	2,402E-11	28	24	159	162
1970	1,67036E-12	3,32476E-11	2,94E-11	30	25	162	158
1971	1,92276E-12	3,96925E-11	3,532E-11	31	27	164	158
1972	2,15782E-12	4,75782E-11	4,117E-11	32	27	160	157
1973	2,22764E-12	6,1652E-11	4,639E-11	34	29	135	152
1974	2,46909E-12	8,29872E-11	5,92E-11	37	32	121	147
1975	2,95527E-12	1,11144E-10	7,634E-11	41	35	118	149
1976	3,88109E-12	1,5694E-10	1,083E-10	43	37	116	146

(continua)

Período	Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)	Deflator do PIB brasileiro 1995=100	IPC-RJ 1995=100	Deflator do PIB americano 1995=100	CPI-USA 1995=100	RD 1995=100	RJ 1995=100
1977	5,14327E-12	2,28187E-10	1,557E-10	46	40	113	143
1978	6,57382E-12	3,15418E-10	2,159E-10	49	43	112	142
1979	9,752E-12	4,86898E-10	3,297E-10	53	48	116	154
1980	1,9204E-11	9,27227E-10	6,027E-10	58	54	131	188
1981	3,39451E-11	1,85936E-09	1,239E-09	64	60	126	178
1982	6,55876E-11	3,73795E-09	2,453E-09	68	63	129	184
1983	2,10981E-10	8,65276E-09	5,936E-09	70	65	187	253
1984	6,70039E-10	2,61089E-08	1,761E-08	73	68	204	283
1985	2,26265E-09	9,10007E-08	5,759E-08	75	71	204	302
1986	4,96545E-09	2,26755E-07	1,404E-07	77	72	183	277
1987	1,4372E-08	6,94344E-07	4,656E-07	79	75	178	251
1988	9,65716E-08	5,05448E-06	3,642E-06	82	78	170	224
1989	1,02909E-06	7,09864E-05	5,052E-05	85	81	134	181
1990	2,47491E-05	0,001910026	0,0015498	88	86	125	149
1991	0,000148819	0,00995544	0,008263	91	89	149	175
1992	0,00165504	0,108353397	0,0909856	94	92	156	182
1993	0,0328	2,3697	2,0062	96	95	145	169
1994	0,65	57	55	98	97	120	125
1995	0,92	100	100	100	100	100	100
1996	1,01	117	119	102	103	95	94
1997	1,08	127	129	104	105	96	96
1998	1,16	133	136	105	107	100	100
1999	1,82	139	143	107	109	152	151
2000	1,83	151	155	109	113	144	146

Fontes: *Boletim do Banco Central do Brasil, Anuário Estatístico do IBGE, Revista Conjuntura Econômica e International Financial Statistics (FMI)*

Tabela A.2 – Dados para estimação dos determinantes da taxa de câmbio real brasileira

Período	Renda líquida enviada ao	Exportações	YF	PIB <i>per capita</i> brasileiro	PIB <i>per capita</i> americano	Y
	exterior			(preços constantes)	(preços constantes)	
	(US\$ milhões)			(US\$ milhões)	(%)	
1947	60	1157	5,2	23	36	62
1948	70	1183	5,9	24	37	64
1949	65	1100	5,9	25	36	68
1950	76	1359	5,6	26	39	67
1951	92	1771	5,2	26	41	64
1952	38	1416	2,7	27	42	66
1953	141	1540	9,2	28	43	65
1954	102	1558	6,5	29	42	69
1955	88	1419	6,2	31	44	70
1956	102	1483	6,9	31	44	70
1957	106	1392	7,6	32	44	73
1958	93	1244	7,5	35	43	80
1959	126	1282	9,8	37	46	81
1960	151	1270	11,9	39	46	85
1961	130	1405	9,3	42	46	90
1962	97	1215	8,0	43	48	89
1963	44	1406	3,1	42	50	85
1964	76	1430	5,3	42	52	82
1965	99	1596	6,2	42	54	77
1966	118	1741	6,8	44	57	76
1967	180	1654	10,9	44	58	76
1968	206	1881	11,0	47	60	78
1969	232	2311	10,0	50	61	82
1970	332	2739	12,1	54	61	88
1971	406	2904	14,0	58	62	94
1972	515	3991	12,9	64	65	98
1973	685	6199	11,1	71	68	104
1974	894	7968	11,2	75	67	112
1975	1731	8670	20,0	77	66	116
1976	2189	10128	21,6	82	69	120

(continua)

Período	Renda líquida enviada ao exterior	Exportações	YF	PIB <i>per capita</i> brasileiro	PIB <i>per capita</i> americano	Y
				(preços constantes)	(preços constantes)	
	(US\$ milhões)	(US\$ milhões)	(%)	1995=100	1995=100	1995=100
1977	2558	12120	21,1	84	71	118
1978	4161	12659	32,9	86	75	116
1979	5531	15244	36,3	90	76	118
1980	6889	20132	34,2	96	75	128
1981	10087	23293	43,3	90	76	119
1982	13509	20175	67,0	89	74	121
1983	10897	21899	49,8	85	76	111
1984	11310	27005	41,9	87	81	107
1985	11115	25639	43,4	92	84	110
1986	11046	22349	49,4	97	86	113
1987	10254	26224	39,1	99	88	112
1988	11993	33789	35,5	97	91	107
1989	12301	34383	35,8	98	93	106
1990	10780	31414	34,3	93	94	99
1991	8096	31620	25,6	92	92	100
1992	5795	35793	16,2	90	94	96
1993	8608	38563	22,3	93	95	98
1994	6489	43545	14,9	97	98	99
1995	7509	46506	16,1	100	100	100
1996	9631	47747	20,2	101	103	99
1997	14314	52994	27,0	103	106	97
1998	17794	51140	34,8	102	110	93
1999	17646	48011	36,8	101	113	90
2000	17156	55086	31,1	105	117	90

Fontes: *Boletim do Banco Central do Brasil, Anuário Estatístico do IBGE e International Financial Statistics (FMI).*

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abreu, Marcelo de Paiva. (org.). *A ordem do progresso 100 anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1990.
- Andima. *Séries históricas – câmbio*. 1994.
- Balassa, Bela. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, v. 72, n. 5, p. 584-596, dezembro 1964.
- Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central do Brasil*.
- Bhagwati, Jagdish N. Why are services cheaper in the poor countries? *The Economic Journal* 94, p. 279-286, junho 1984.
- Buiter, W.H. *Budgetary policy*. International and intertemporal trade in the global economy. Amsterdam: North Holland, 1989.
- Cassel, Gustav. [1921]. *The world money problems*. New York: E.P. Dutton and Co., 1976.
- _____. [1914] *Money and foreign exchange after 1914*. New York: Macmillan, 1972.
- Cati, R. C.; Zini Jr., A. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 2, p. 349-374, agosto 1993.
- Chinn, M. The usual suspects? Productivity and demand shocks and Asia-Pacific real exchange rates. *Working Paper* 6108. Cambridge, MA.: NBER, 1997.
- De Broek, M.; Slok, T. Interpreting real exchange movements in transition countries. *IMF Working Paper* 01/56, 2001.
- Drummond de Melo, F. *A taxa de câmbio virtual: uma alternativa para a taxa de câmbio de equilíbrio*. Rio de Janeiro: 22º Prêmio BNDES de Economia, 1998.
- Enders, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- Faria, J.; León-Ledesma, M. Testing the Balassa-Samuelson effect: implications for growth and PPP. *Discussion Papers* 08. Londres: University of Kent at Canterbury, 2000.
- Fiorêncio, Antônio; Moreira, Ajax. Long run determinants of the real exchange rate: Brazil – 1947/95. *Texto para Discussão* 537. Rio de Janeiro: IPEA.
- Frankel, J.; Rose, A. K. Empirical research on nominal exchange rates. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Froot, Kenneth A.; Rogoff, Kenneth. Perspectives on PPP and the long-run real exchange rate. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995.
- Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*.
- Garófalo Filho, Emílio. *Câmbios no Brasil*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2000.
- _____. *Câmbio, ouro e dívida externa*. De Figueiredo a FHC. São Paulo: Ed. Saraiva, 2002.
- Goldfajn, I.; Valdés, R. The aftermath of appreciations. *Quarterly Journal of Economics*, 114, p. 225-262, fevereiro 1999.
- Hallwood, Paul; MacDonald, Roland. [1986]. *International money and finance*. 3a. ed. Oxford (Reino Unido) e Cambridge (EUA): Blackwell, 2000.
- Heston, A.; Nuxoll, D.; Summers, R. The differential-productivity hypothesis and the purchasing power parities: some new evidence. *Review of International Economics*, v. 2, n. 3, p. 227-243, outubro 1994.
- Hsier, D. The determination of the real exchange rate: the productivity approach. *Journal of International Economy*, v. 12, n. 3, p. 356-362, maio 1982.

- Holland, Márcio; Valls Pereira, Pedro L. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 3, p. 259-285, julho 1999.
- International Monetary Fund. *International Financial Statistics*.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuário Estatístico do IBGE*.
- Isard, P. How far can we push the law of one price? *American Economic Review*, v. 67, n. 5, p. 942-948, dezembro 1977.
- Isard, P.; Symansky, S.; Takatoshi, I. Economic growth and the real exchange rate. *Working Paper 5979*. Cambridge, MA.: NBER, 1997.
- Kravis, I. B.; Lipsey, R. E. National price levels and the prices of tradables and nontradables. *Working Paper 2536*. Cambridge, MA.: NBER, 1988.
- Krugman, P. Balance sheets, the transfer problem, and financial crises. *International Tax and Public Finance*, v. 6, n. 4, novembro 1999.
- Lane, P. R.; Milesi-Ferreti, G. M. The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates. *IMF Working Paper 00/123*, 2000.
- MacKinnon, J. G. Critical values for cointegration tests. Chapter 13. In: Engle, R. F.; Granger, C.W.J. (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University Press, 1991.
- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth. The intertemporal approach to the current account. In: Grossman, G.; Rogoff, K. (eds.), *Handbook of international economics*. Vol. 3. Amsterdam: North Holland Press, 1995, p. 1731-1799.
- _____. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1996.
- Osterwald-Lenum, Michael. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.
- Paula Pinto, M. B. A taxa de câmbio virtual. *Revista Brasileira de Economia*, v. 43, n. 1, p. 19-30, janeiro 1989.
- Rogoff, K. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature* 34, p. 647-668, junho 1996.
- Rossi, J. W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 2, p. 397-412, agosto 1991.
- _____. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n. 2, p. 155-182, agosto 1996.
- Samuelson, P. A. Theoretical notes on trade problems. *The Review of Economic and Statistics* 46, p. 145-154, maio 1964.
- Taylor, A. M. A century of purchasing-power parity. *Working Paper 8012*. Cambridge, MA.: NBER, 2000.
- Zini Jr., A. *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. São Paulo: USP, 1993.