

# Determinantes da taxa de câmbio real, teoria e evidências empíricas: uma aplicação para o Brasil

## 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.

Pretendemos, neste trabalho, 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. O trabalho será importante por 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 se concentra este trabalho: i) a teoria da paridade de poder de compra (ppc), que implica taxa de câmbio real constante; ii) a hipótese da produtividade relativa, a qual argumenta ser o crescimento da produtividade interna em relação à externa 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 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 do capítulo será dedicada a tratar questões metodológicas sobre a escolha das variáveis e os 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 justifica-se pela necessidade do conhecimento de algumas especificidades da economia brasileira antes de se fazer 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 de testes de estacionaridade da taxa de câmbio real e testes de cointegração entre a taxa de câmbio real do Brasil e seus determinantes teóricos.

Na conclusão do trabalho, faremos uma síntese dos resultados e discutiremos algumas implicações de política econômica.

## 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 longo prazo o período em que os preços ajustam-se 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 paridade de poder de compra absoluta baseia-se na lei do preço único: quando medido na mesma moeda o preço de um bem deve igualar-se entre diferentes países:

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

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  $\alpha^i$  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 para os bens e serviços não comercializáveis.

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

$$\Delta \log(E) = \Delta \log(P) - \Delta \log(P^*) \quad \text{onde log indica o logaritmo da variável.}$$

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 para os bens comercializáveis, o setor produtor de comercializáveis dos países pobres é menos produtivo do que 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 consequentemente 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 tenderiam 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, mencionado por Obstfeld e Rogoff (1996), entre Keynes e Ohlin, no final dos anos 20, 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 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 desses 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.

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 e 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. 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

Este capítulo 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  $\Delta$  indica variação,  $\log$  o logaritmo,  $e_t$  refere-se a taxa de câmbio nominal, no período  $t$ ,  $P_t$  indica os preços no país e  $P^*_t$  os preços no exterior.

Esperava-se que  $\beta$  e  $\delta$  fosse igual a 1 e  $\alpha$  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 estacionaridade da taxa de câmbio real. Este teste tinha 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 estacionaridade da taxa de câmbio real e, portanto, a teoria da ppc. O problema é corrigido quando se trabalha com um período de tempo longo, cerca de 70 anos.

A terceira fase de testes correspondeu ao uso da cointegração 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 cointegração, ao contrário dos testes de estacionaridade, não trabalham 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 cointegração indicaram que no longo prazo a taxa de câmbio tende a convergir em direção ao predito pela teoria da ppc. Segundo Rogoff (1996) há um surpreendente grau de consenso em relação as 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.

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 viesados 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 para a taxa de câmbio real da Argentina, por exemplo. Além disso, os testes que confirmaram a cointegração 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, elasticidade da taxa de câmbio nominal em relação a 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 a 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  $Z_\alpha$  de Phillips. Os testes não permitiram a rejeição da hipótese nula de raiz unitária, implicando a rejeição da ppc relativa.

Outro teste da ppc relativa para a economia brasileira é feito por Rossi (1991), onde 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 estacionaridade, implicando rejeição da ppc relativa. O autor também testou a cointegração entre a variação da taxa de câmbio nominal e a variação dos preços internos e externos e os resultados confirmaram a cointegração 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. Ressalte-se 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). Os autores testam a cointegração, 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. Os resultados dos testes indicam a cointegração 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 estacionaridade da taxa de câmbio real realizados pelos autores indicaram a não estacionaridade das séries, o que levaria à rejeição da ppc relativa, entretanto ao trabalhar com testes de cointegração, assumindo uma versão mais fraca da ppc relativa, os autores conseguem confirmar a teoria.

O teste de cointegração 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 estacionaridade 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 cointegração é equivalente a testar a estacionaridade do termo  $\log(e_t) - \mu \log(p_t) + \mu^* \log(p^*_t)$ , para quaisquer valores das constantes  $\mu$  e  $\mu^*$ .

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, no entanto, a maioria dos autores trabalha 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 a produtividade do país estrangeiro.

Espera-se que  $\beta_1$  seja negativo e  $\beta_2$  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 a 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 cointegração 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 Singapura 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.

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 em 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 percentagem do PIB, entre 1981 e 1990. Os resultados indicam que 1% de aumento dos ativos estrangeiros líquidos como percentual do PIB levam a um 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 a 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 a 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 percentual do PIB e as exportações líquidas de bens e serviços não fatores em relação ao PIB. O trabalho testou a cointegração entre as variáveis utilizando um vetor de correção de erros. Os testes identificaram a existência de um vetor de cointegração 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 deste capítulo 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.

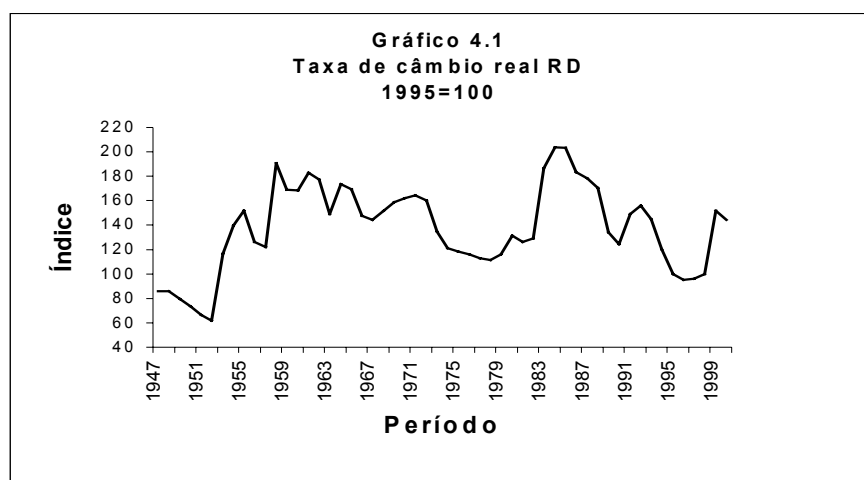
### 4.1 Escolha e definição das variáveis

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 a análise empírica faremos os testes econométricos, também, 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 diferencia-se 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.

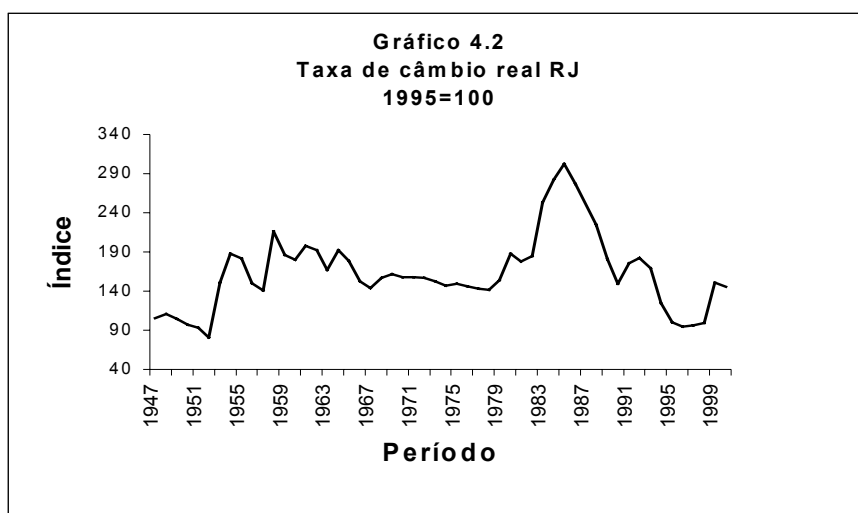
Foram estimadas duas taxas de câmbio reais, referentes a diferentes combinações de índices de preços do Brasil e dos Estados Unidos. A taxa de câmbio real  $r_j$ , utiliza como deflator o IPC-RJ e como inflator o CPI-USA e a taxa de câmbio real  $r_d$ , é estimada usando-se o deflator do PIB brasileiro e o deflator do PIB americano. As duas estimativas da taxa de câmbio são apresentadas nos gráficos 4.1 e 4.2



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).

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 rápido 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 hipótese 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.



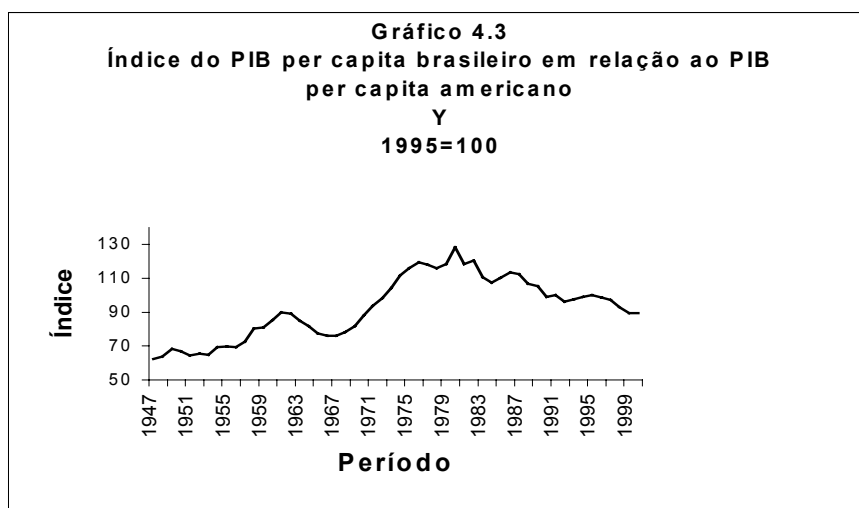
Fonte: Estimado pelo autor a partir de dados para a taxa de câmbio nominal, do Boletim do Banco Central do Brasil; Índice de preços ao consumidor do Rio de Janeiro, da FGV, extraídos da revista Conjuntura Econômica; e índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos, disponíveis no International Financial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

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 no gráfico 4.3.

Para testar o efeito transferências, os pesquisadores normalmente utilizam o passivo externo líquido como percentual 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 trabalho em cada país e que o passivo externo líquido é o principal determinante dessas transferências. Apesar disso, o passivo externo líquido como percentual do PIB tem alguns problemas como determinante do efeito transferências. Há transferências de renda unilaterais, que não estão ligadas ao passivo externo líquido, as quais referem-se, principalmente, as remessas de imigrantes aos seus países de origem. Além disso, há as diferenças de taxas de juros pagas pelos países, de forma que países com mesmo volume de passivo externo como percentual 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 percentual do PIB, que tem a vantagem de captar as transferências unilaterais e as diferentes taxas de juros pagas pelos países.

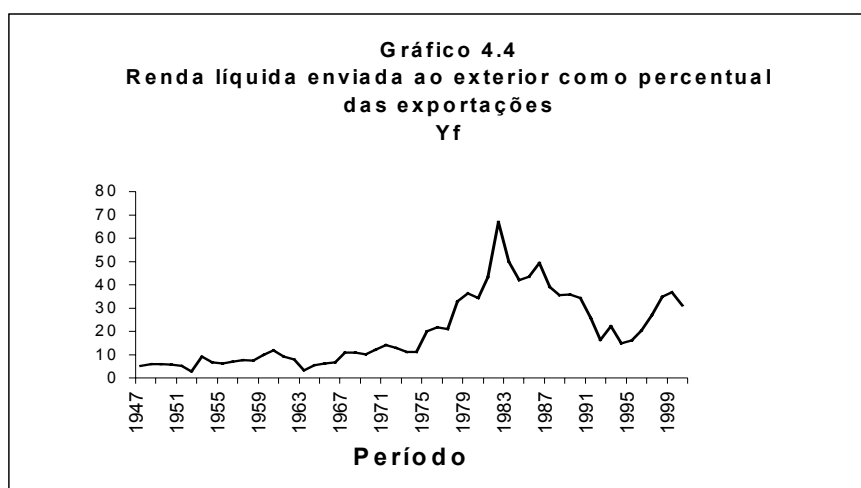
Escolhida a renda líquida enviada ao exterior como percentual do PIB como determinante do efeito transferências, surge outro problema. O PIB em dólares é diretamente afetado pela variação real do câmbio, quando há uma desvalorização real do câmbio o PIB em dólares cai, a não ser que o crescimento real do PIB compense a desvalorização cambial. O inverso ocorrerá se houver valorização real do câmbio. Isso 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%. 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 para proxy do determinante do efeito transferências.





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).

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  $y_f$  no gráfico 4.4.



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.

## 4.2 Políticas cambiais<sup>1</sup> e variáveis *dummies*

*Dummies* são variáveis que assumem valor 1 em determinado período e valor 0 nos demais, permitindo que o intercepto de uma regressão econométrica varie no período em que assume o valor 1. Sua função é captar choques provocados por variáveis não consideradas na estimação. 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.

<sup>1</sup> O breve histórico da política cambial brasileira feito neste capítulo é baseado em Abreu (1990), Andima (1994), Garófalo Filho(2000) e Garófalo Filho(2002)

O período de 1947 a 1952 foi marcado pela fixação de uma taxa de câmbio nominal fixa e pela imposição de controles quantitativos das importações. A fixação do câmbio nominal resultou em forte valorização cambial e redução drástica das reservas internacionais. A *dummy* D4752 refere-se ao período de 1947 a 1952.

Em 1953, em reação a crise de balanço de pagamentos, o governo implantou um sistema de taxas de câmbio múltiplas que implicou em desvalorização do câmbio, ao mesmo tempo em 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.. A *dummy* D5363 refere-se ao período de 1953 a 1963.

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. Para esse período trabalharemos com a *dummy* D6467.

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 até dezembro de 1979, quando foi realizada uma maxidesvalorização cambial, forçada pelas condições externas adversas. Para o período de 1968 a 1979 trabalharemos com a *dummy* D6879.

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 1980. Voltou-se, então a política de minidesvalorizações do câmbio, que foi interrompida pela maxidesvalorização cambial em 1983. Para o período de 1980 a 1982 utilizaremos a *dummy* D8082.

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. Para o período de 1983 a 1985 trabalharemos com a *dummy* D8385.

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. A *dummy* D8689 refere-se ao período de 1986 a 1989.

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 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 visando a restringir esse afluxo de capitais, devido a gerarem expansão da base monetária, ao mesmo tempo em que se ampliava a liberalização do mercado de câmbio. O Plano real, 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. A *dummy* D9094 refere-se ao período de 1990 a 1994.

No início de 1995, a crise cambial mexicana provocou 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. Para o período de 1995 a 1998, adotamos a *dummy* D9598.

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. A *dummy* D9900 refere-se aos anos de 1999 a 2000.

#### 4.3 Testes econométricos<sup>2</sup>

Testaremos a validade da teoria da paridade de poder de compra para o Brasil por meio de testes de estacionaridade das duas estimativas da taxa de câmbio real mencionadas. E analisaremos a validade da hipótese da produtividade relativa e do efeito transferências por meio de testes de cointegração. Os testes e resultados são apresentados nas próximas seções.

##### 4.3.1 Análise empírica da paridade de poder de compra para o Brasil

Testaremos a validade da ppc relativa por meio de testes de estacionaridade da taxa de câmbio real. Inicialmente, apresentaremos a metodologia dos testes de estacionaridade e depois mostraremos os resultados dos testes para a taxa de câmbio real brasileira.

##### 4.3.1.1 Metodologia dos testes de estacionaridade<sup>3</sup>

Uma série de tempo  $Y$  é estacionária se satisfazer as seguintes condições:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu = \text{constante} \\ \text{Var}(Y_t) &= \sigma^2 = \text{constante} \\ \text{Cov}(Y_t, Y_{t+j}) &= \sigma_j \end{aligned}$$

Portanto, uma série é estacionária se tiver média e variância constantes ao longo do tempo e a covariância entre dois períodos de tempo quaisquer depender apenas da distância entre eles.

Segundo a paridade de poder de compra relativa a taxa de câmbio real é constante ao longo do tempo. Assim, se a taxa de câmbio real for estacionária confirma-se a teoria, se não, nega-se a sua validade empírica.

Testaremos a estacionaridade da taxa de câmbio real brasileira por meio dos testes de Dickey-Fuller e de Phillip-Perron.

O teste de Dickey-Fuller parte do seguinte processo estocástico autoregressivo para a série de tempo  $Y$ :

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde os resíduos  $\varepsilon_t$  são um ruído branco: têm média zero, variância constante e não são autocorrelacionados. Se  $\delta$  for igual a 1 em valor absoluto a série tem raiz unitária (é integrada de ordem

<sup>2</sup> Todos os testes econométricos foram feitos com o programa *e-views*, versão 3.0.

<sup>3</sup> A síntese da metodologia dos testes de estacionaridade feita nesta seção é baseada em Enders (1995)

1) e não é portanto, estacionária. Nesse caso, a série segue um passeio aleatório e um choque ocorrido no período “t”, se perpetuará indefinidamente, a partir de t+1. A série será estacionária se  $\delta$  for menor que 1 em termos absolutos. Nesse caso, um choque aleatório no período “t” será dissipado ao longo do tempo.

Para implementar-se o teste de Dickey-Fuller subtrai-se  $Y_{t-1}$  dos dois lados da equação (1), chegando-se, assim, ao seguinte processo estocástico:

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2) \quad \text{Onde } \phi = \delta - 1$$

Testa-se a hipótese nula de que  $\phi$  seja estatisticamente igual a zero, ou seja,  $\delta=1$ , e portanto a série não é estacionária. A rejeição da hipótese nula implica que a série é estacionária. O teste é feito comparando-se a estatística Dickey-Fuller, obtida pela razão entre o coeficiente  $\phi$  e o seu respectivo desvio-padrão, com os valores críticos estimados por MacKinnon (1991). Se a estatística Dickey-Fuller for maior que o valor crítico tabelado a hipótese nula é rejeitada e a série é considerada estacionária.

Pode-se elaborar o teste partindo-se de um processo estocástico com constante:

$$\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3) \quad \text{Onde } \mu \text{ é a constante}$$

Uma outra modificação do teste é considerar, além da constante, uma tendência linear determinística:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

O procedimento do teste é o mesmo para todas as equações, testar a hipótese nula de que  $\phi$  seja estatisticamente zero. Entretanto, os valores críticos tabelados para cada equação são diferentes.

O teste de Dickey-Fuller não considera uma possível autocorrelação dos resíduos. Se os erros forem autocorrelacionados os testes não serão eficientes. Para resolver esse problema, a solução proposta pelos próprios autores do teste é acrescentar, no lado direito das equações (2), (3) e (4), defasagens da primeira diferença da variável  $Y_t$ . O número de defasagens deve ser o necessário para corrigir a autocorrelação dos resíduos. Dessa forma, a equação do teste de Dickey-Fuller aumentado, chamado ADF (Augmented Dickey-Fuller), será dada, em sua versão com constante e tendência determinística, por:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde o subscrito  $i$  indica o número de defasagens utilizado. A tabela de valores críticos do teste ADF é a mesma do teste que não considera as defasagens.

Além do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), faremos também o teste de Phillip-Perron, que é similar ao teste ADF, com a diferença de que trabalha com hipóteses mais gerais para os resíduos. O teste de Phillips-Perron não exige que os erros não sejam autocorrelacionados. A tabela de valores críticos é a mesma para os testes de Dickey-Fuller e Phillip-Perron.

#### 4.3.1.2 Testes de estacionaridade para a taxa de câmbio real brasileira

Fizemos os testes de estacionaridade de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron para as duas estimativas da taxa de câmbio real: rd e rj. Os testes foram feitos 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 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 confirmou-se para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos estudados, conforme tabela 4.1. A análise dos resíduos da equação de Dickey-Fuller,  $\Delta Y_t = \mu + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ , mostram que os mesmos não apresentam autocorrelação, nem

heterocedasticidade; sendo, portanto, ruídos brancos. O teste de estacionaridade de Dickey-Fuller para a primeira diferença das estimativas da taxa de câmbio real indicaram que as séries tornam-se estacionárias na primeira diferenciação, são, portanto, integradas de ordem 1.

A rejeição da hipótese de estacionaridade 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 do efeito transferências e da hipótese de Balassa-Samuelson validaria a rejeição da ppc relativa, pois segundo a teoria da ppc a taxa de câmbio não seria afetada por fatores reais.

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

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

Testaremos a validade das duas hipóteses teóricas por meio de testes de cointegração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos. Inicialmente, apresentaremos a metodologia dos testes de cointegração e depois mostraremos os resultados dos testes para a taxa de câmbio real brasileira.

Tabela 4.1 - Testes de raiz unitária: Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron

Variável	Período	Defasagens	Estatística ADF <sup>1</sup>	Testes para os resíduos		Estatística Phillips-Perron
				Estatística Q <sup>2</sup> (probabilidade)	Arch Teste <sup>3</sup> (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

<sup>1</sup> A estatística ADF corresponde a estatística t de student do parâmetro  $\phi$  da equação  $\Delta Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ .

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> Teste de heterocedasticidade 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 heterocedásticos.

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

##### 4.3.2.1 Metodologia dos testes de cointegração<sup>4</sup>

Duas ou mais séries de tempo não estacionárias cointegram se têm uma relação de longo prazo estável com resíduos estacionários. Seja o seguinte processo estocástico:

$$m_t = p_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde  $m_t$  e  $p_t$  são séries não estacionárias e integradas de mesma. Essas duas séries cointegram, têm uma relação de longo prazo estável, se o resíduo  $\varepsilon_t$  for estacionário.

Os testes de cointegração entre duas ou mais séries econômicas permitem confirmar ou rejeitar a relação de longo prazo existente entre essas variáveis.

<sup>4</sup> A síntese da metodologia dos testes de cointegração feita nesta seção é baseada em Ribeiro (1999) e Enders (1995)

Há vários testes para verificar a cointegração entre um conjunto de séries de tempo, sendo o mais difundido e aceito o teste de cointegração de Johansen. Esse teste parte do seguinte vetor auto-regressivo (VAR):

$$X_t = \Phi D_t + \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

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  $\varepsilon_t$  é vetor dos resíduos, que devem ser homocedásticos, não autocorrelacionados e normalmente distribuídos. Todas as variáveis em  $X_t$  devem ser integradas de ordem 1.

Adicionando-se, nos dois lados da equação (6), os termos  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k}$  e  $A_1 X_{t-1}, A_2 X_{t-2}, \dots, A_k X_{t-k}$ , e rearrumando o resultado, chega-se a:

$$\Delta X_t = \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6) \quad \text{onde } \Gamma_i = \sum_{j=1}^k A_j - I \text{ e } \Pi = - \sum_{j=i+1}^k A_j$$

O teste de cointegração de Johansen consiste em verificar o posto da matriz  $\Pi$ , que tem dimensão  $n \times n$ , na equação (6). Essa matriz contém todas as informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis do modelo.

Se o posto da matriz  $\Pi$  for igual a  $n$ , o número total de variáveis do modelo, todas as variáveis do vetor  $X_t$  serão estacionárias e, assim, não faz sentido falar em cointegração.

Se o posto da matriz  $\Pi$  for igual a zero as séries não cointegram.

E se o posto da matriz  $\Pi$  for igual a  $r < n$ , e maior que zero, existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de ordem  $n \times r$ , com posto  $r$ , de tal forma que  $\Pi = \alpha \beta'$ , e as variáveis em  $X_t$ , com o número de vetores de cointegração sendo dado pelo posto  $r$ .  $\beta$  é matriz de cointegração e  $\alpha$  a matriz de ajustamento, pois cada linha de  $\alpha$  indica os parâmetros da velocidade de ajustamento que estão associados a cada um dos vetores de cointegração. Assim, a equação (6) constitui-se de um modelo com mecanismo de correção de erros.

Para determinar o posto da matriz  $\Pi$  o teste de Johansen segue uma série de procedimentos que serão apresentados a seguir.

O primeiro passo é estimar regressões de  $\Delta X_t$  e  $X_{t-k}$  contra  $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-2}$ . O que significa estimar  $n$  regressões separadas para cada uma das variáveis dependentes, chegando-se aos vetores de resíduos  $R_{0t}$  e  $R_{kt}$ .

O segundo passo é estimar as matrizes  $S_{00}, S_{0k}, S_{k0}$  e  $S_{kk}$ , por meio da seguinte fórmula:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt} \quad \text{onde } i, j = 0, k \text{ e } T \text{ é o número de observações}$$

O terceiro passo é determinar as raízes ou autovalores da seguinte equação em  $\lambda$ :

$$\left| \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0$$

Chega-se assim aos autovalores  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$  e os correspondentes autovetores, que são dispostos na matriz  $V = [v_1, v_2, \dots, v_n]$ . Os autovetores são normalizados de tal forma que  $V' S_{kk} V = I$

O último passo é determinar o número de vetores de cointegração, a partir da estatística traço ou da estatística do valor máximo.

A estatística traço é estimada da seguinte forma:

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

A hipótese nula do teste é que há no máximo  $r$  vetores de cointegração. O teste se inicia com  $r = 0$ , ou seja, a ausência de cointegração. Se essa hipótese for rejeitada, testa-se a hipótese  $r \leq 1$ . Sendo rejeitada, testa-se  $r \leq 2$  e assim por diante. Se a hipótese nula for rejeitada para  $r \leq r - 1$  e não for rejeitada para  $r \leq r$ , então o número de vetores de cointegração é  $r$ .

A estatística de valor máximo é igual a :

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

A hipótese nula é que existem  $r$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que há  $r + 1$  vetores. Testa-se, inicialmente, a hipótese  $r=0$  contra  $r=1$ . Se essa hipótese for rejeitada testa-se  $r=1$  contra  $r=2$  e assim por diante.

Se o número de vetores de cointegração for  $0 < r < n$ , os primeiros  $r$  autovetores  $v_1, v_2 \dots v_r$  serão os vetores de cointegração e constituirão as  $r$  colunas da matriz  $\beta$ . Os elementos de  $\alpha$  serão obtidos das primeiras colunas da matriz  $S_{0k} V$ .

Em nossos testes utilizaremos a estatística traço e os valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

#### 4.3.2.2 Testes de cointegração entre a taxa de câmbio real e seus determinantes teóricos

Testaremos, conjuntamente, as hipóteses do efeito transferências e da produtividade relativa. Essa opção justifica-se pelo fato do mecanismo pelo qual as transferências e a produtividade relativa afetam a taxa de câmbio real serem relacionados. 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 dá-se 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 e, portanto, devemos considerá-los em conjunto em nossas análises.

Antes de testar a cointegração entre a taxa de câmbio real brasileira e seus determinantes teóricos, foram feitos os testes de estacionaridade 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 percentual das exportações. Os testes indicaram a não estacionaridade 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 cointegração.

O período analisado é marcado por mudanças da política cambial e por vários choques sobre a economia. Esse choque geram instabilidade dos parâmetros das estimações econométricas e afetam as propriedades dos resíduos. Para evitar esses problemas consideramos nos testes de cointegração 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.

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

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

Na estimação considerou-se como variáveis endógenas, componentes da matrix  $X_t$ , 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 analisou-se as propriedades dos resíduos do VAR restrito. As dummies selecionadas deveriam garantir que os resíduos fossem normalmente distribuídos e não apresentassem heterocedasticidade.

Depois de definir-se as dummies utilizadas para cada período e cada estimativa da taxa de câmbio real, foi feito o teste de cointegração de Johansen para cada caso. Testou-se a cointegração 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 4.2, indicaram, ao nível de significância de 1%, a existência de um único vetor de cointegração para os nove casos analisados.

Depois de testada a cointegração 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 4.3.

Os parâmetros da equação de cointegração 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 a 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.

Tabela 4.2 - Teste de Cointegração de Johansen

Variáveis	Período	Número de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Dummies	Modelo
Log(RD) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,625	70,670	D4762 D5363	2
		$\leq 1$	0,252	19,600	D6467 D9598	
	1947-1982	0	0,684	52,980	D4752 D5363	2
		$\leq 1$	0,284	13,790	D6467	
	1964-2000	0	0,456	44,080	D6467 D9598	2
		$\leq 1$	0,280	21,540		
Log(RJ) Log(Y) Log(YF)	1947-2000	0	0,589	64,340	D4752 D5363 D6467	1
		$\leq 1$	0,266	18,010	D9094 D9598 D9900	
	1947-1982	0	0,704	52,960	D4742 D5363	2
		$\leq 1$	0,267	11,530	D6467	
	1964-2000	0	0,443	38,530	D9094 D9598	1
		$\leq 1$	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 cointegração 1% 35,65 5% 29,68

No máximo 1 vetor de cointegração 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 cointegração 1% 41,07 5% 34,91

No máximo 1 vetor de cointegração 1% 24,60 5% 19,96

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



Tabela 4.3 - Vetores de cointegração

Período	Parâmetros da equação de cointegração			Parâmetro de ajustamento	Testes para os resíduos da equação de Johansen		
	Log(RD)	Log(YF)	Log(Y)		Estatística Q	Arch Teste	Normalidade
1947-1982	1	0,28	-0,59	-0,64	0,19	0,34	0,53
	1	0,11*	-0,5	-0,61	0,56	0,09	0,57
	1	0,44	-0,79	-0,4	0,48	0,88	0,63
1964-2000	1	0,38	-0,54	-0,8	0,75	0,23	0,53
	1	0,13	-0,07*	-0,93	0,74	0,29	0,57
	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

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 forma que o crescimento relativo do PIB per capita brasileiro implica valorização real do câmbio.

Assim, foram confirmadas a hipótese de Balassa-Samuelson e o efeito transferências. O que, juntamente com a rejeição da estacionaridade 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.

## 5. Conclusão

Testamos a validade da paridade de poder de compra relativa por meio dos testes de estacionaridade 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 estacionaridade indicaram 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 compra relativa não é válida para o Brasil.

Para testar a validade da hipótese de Balassa-Samuelson e do efeito transferências fizemos testes de cointegração entre taxa de câmbio real brasileira, a variação relativa da PIB per capita brasileiro e americano e a renda líquida enviada ao exterior como percentual das exportações. Os testes foram feitos para as duas estimativas da taxa de câmbio real e para os três períodos analisados.

Os testes de cointegração indicaram a existência de um único vetor de cointegração entre as variáveis. Os resultados mostraram a relação positiva entre câmbio real e transferências de renda ao exterior, ou seja, maiores transferências implicam desvalorização cambial, confirmando assim, o efeito transferências. E, também, 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 estacionaridade da taxa de câmbio real combinada com a confirmação do efeito transferências e a 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 feita 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 implica 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 taxas de câmbio flexíveis 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 a rigidez de preços. Por outro lado, se as variáveis determinantes do câmbio real forcingem a valorização real do câmbio, 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.

### Referências bibliográficas

Abreu, Marcelo de Paiva. (org.) 1990. *A Ordem do Progresso 100 anos de Política Econômica Republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Editora Campus.

Andima. Séries Históricas - Câmbio. 1994.

Balassa, Bela. 1964. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal". *Journal of Political Economy* 72, 5 (dezembro): 584-596.

Banco Central do Brasil. Boletim do Banco Central do Brasil.

Bhagwati, Jagdish N. 1984. "Why Are Services Cheaper in the Poor Countries?" *The Economic Journal* 94 (junho): 279-286.

Cassel, Gustav. 1921.[1976] *The World Money Problems*. New York: E.P. Dutton and Co.  
\_\_\_\_\_. 1914 [1972]. *Money and Foreign Exchange After 1914*. New York: Macmillan.

Cati, R. C. e Zini Jr. 1993. "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* 23, 02 (agosto): 349-374.

De Broek, M. e Slok, T. 2001 "Interpreting Real Exchange Movements in Transition Countries". IMF Working Paper 01/56.

Enders, Walter. 1995. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.

Faria, J. e León-Ledesma, M. 2000. "Testing the Balassa-Samuelson Effect: Implications for Growth and PPP". Discussion Papers 08. University of Kent at Canterbury: Londres.

Fiorêncio, Antônio. e Moreira, Ajax. "Long Run Determinants of the Real Exchange Rate: Brazil – 1947/95". Texto para Discussão 537. IPEA: Rio de Janeiro.

Froot, Kenneth A. e Rogoff, Kenneth. 1995. *Perspectives on PPP and the Long-Run Real Exchange Rate*. Em *Handbook of International Economics Vol. 3*, ed. Grossman and K. Rogoff, Amsterdam: North Holland Press.

Fundação Getúlio Vargas. Conjuntura Econômica.

Garófalo Filho, Emílio. 2000. *Câmbios no Brasil*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros.  
\_\_\_\_\_. 2002. *Câmbio, Ouro e Dívida Externa*. De Figueiredo a FHC. São Paulo: Ed. Saraiva.

Goldfajn, I. e Valdés, R. 1999. “The Aftermath of Appreciations”. *Quarterly Journal of Economics*. 114 (fevereiro): 225-262.

Holland, Márcio e Valls Pereira, Pedro L. 1999. “Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil”. *Revista Brasileira de Economia* 53, 3 (julho): 259-285.

International Monetary Fund. International Financial Statistics.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Anuário Estatístico do IBGE.

Isard, P.; Symansky S. e Takatoshi I. 1997. “Economic Growth and the Real Exchange Rate”. Working Paper 5979. NBER: Cambridge, MA.

Lane, P.R. e Milesi-Ferreti, G.M. 2000 “The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates”. IMF Working Paper 00/123.

MacKinnon, J.G. (1991) “Critical Values for Cointegration Tests,” Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.

Obstfeld, Maurice e Rogoff, Kenneth.1995. *The Intertemporal Approach to the Current Account*. Em *G. Handbook of International Economics Vol. 3*, ed. Grossman and K. Rogoff, pg 1731-1799. Amsterdam: North Holland Press.

\_\_\_\_\_. 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press.

Osterwald-Lenum, Michael (1992) “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461–472.

Ribeiro, Márcio B. 1999. *Determinantes do Investimento Privado no Brasil no período 1956-1996: Testes de Estacionaridade, Cointegração e Exogeneidade*. Dissertação de Mestrado. Universidade de Brasília.

Rogoff, K. 1996. “The Purchasing Power Parity Puzzle”. *Journal of Economic Literature* 34 (junho): 647-668.

Rossi, J.W. 1991. “Determinação da Taxa de Câmbio: Testes Empíricos para o Brasil”. *Pesq. e Plan. Econ.* 21, 2 (agosto): 397-412.

\_\_\_\_\_. 1996. “O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil”. *Pesq. e Plan. Econ.* 26, 2 (agosto): 155-182.

Samuelson, P.A. 1964. "Theoretical Notes on Trade Problems". *The Review of Economic and Statistics* 46 (maio): 145-154.

Zini Jr, 1993. A. *Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil*. São Paulo: USP.