

**TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 252**

**DETERMINANTES DA TAXA DE CâMBIO REAL  
NO BRASIL: 1971-2002**

**Marco Flávio da Cunha Resende  
Giordano Bruno Braz de Pinho Matos**

**Março de 2005**

Ficha catalográfica

339.5(81)	Resende, Marco Flávio da Cunha.
R433d	Determinantes da taxa de câmbio real no Brasil: 1971-
2005	2002 / por Marco Flávio da Cunha Resende; Giordano Bruno Braz de Pinho Matos - Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005.
	30p. (Texto para discussão ; 252)
	1. Relações econômicas internacionais. 2. Câmbio – Brasil – 1971-2002. 3. Liquidez internacional. I. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. II. Matos, Giordano Bruno Braz de Pinho. III. Título. IV. Série.
	CDU

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**DETERMINANTES DA TAXA DE CâMBIO REAL NO BRASIL:  
1971-2002\***

**Marco Flávio da Cunha Resende**

Do CEDEPLAR/Departamento de Economia da UFMG.

**Giordano Bruno Braz de Pinho Matos**

Economista.

**CEDEPLAR/FACE/UFMG**

**BELO HORIZONTE**

**2005**

---

\* Os autores agradecem a Maurício B. Lemos, Lízia de Figueiredo, Sueli Moro e a José Afonso B. B. Silva pelos comentários e sugestões feitos a uma versão preliminar deste estudo, eximindo-os de responsabilidade pelos erros e omissões porventura remanescentes.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	6
2. A TAXA DE CâMBIO REAL DE LONGO PRAZO .....	6
3. LIQUIDEZ INTERNACIONAL E TAXA DE CâMBIO REAL NAS ECONOMIAS EM DESENVOLVIMENTO .....	15
4. ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CâMBIO REAL PARA O BRASIL .....	18
4.1. Modelo .....	18
4.2. Dados utilizados .....	20
4.3. Metodologia .....	21
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	26
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	28

## RESUMO

A literatura teórica e empírica do comércio internacional aponta para a apreciação/depreciação da taxa de câmbio real no longo prazo nos países desenvolvidos/não desenvolvidos. Argumenta-se neste estudo que a taxa de câmbio real é afetada por: i) diferenciais de desenvolvimento do setor de serviços entre países; e, ii) comportamento não-neutro do sistema financeiro internacional, segundo a abordagem Pós-Keynesiana. Estimou-se uma equação para a taxa de câmbio real brasileira (1971-2002) contemplando como argumentos a liquidez internacional e uma *proxy* para os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços. Adotaram-se os métodos de estimação de Johansen e de Engle-Granger - mecanismo de correção de erros. Os resultados corroboram as hipóteses do trabalho.

Palavras-Chave: taxa de câmbio real, paridade do poder de compra, liquidez internacional

## ABSTRACT

The theoretical and empirical international trade literature suggests that there is long-term valuation/devaluation of the real exchange rate in the developed/undeveloped economies. We argue that the real exchange rate is affected by: i) intercountry differentials of the services sector development; and, ii) non-neutral characteristic of the international financial system, demonstrated in the Post-Keynesian approach. An equation for the Brazilian real exchange rate was estimated in this paper (1971-2002) and the international liquidity variable and a proxy variable for the differentials of the services sector development were included in the equation. The econometric procedures were based on the Engle-Granger and Johansen methods. The results do not reject the hypothesis put forward in this paper.

Key Words: real exchange rate, purchasing-power parity, international liquidity

Classificação JEL: C32, E12, F31, F37.

## 1. INTRODUÇÃO

Há na literatura do comércio internacional três explicações para a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real: o modelo de diferenciais de produtividade de Balassa (1964) e Samuelson (1964), o modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin) e o modelo de gostos não-homotéticos de Bergstrand (1991). Lemos (1988) acrescenta uma quarta explicação baseada no modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços”. Todas estas explicações convergem para o mesmo resultado: nos países menos desenvolvidos a taxa de câmbio real deprecia-se no longo prazo, enquanto nos países mais desenvolvidos esta taxa aprecia-se no longo prazo, fenômeno constatado inicialmente por Ricardo (1985, cap.VII).

No que diz respeito aos países em desenvolvimento, de acordo com autores Pós-Keynesianos, os ciclos do sistema financeiro internacional representam uma variável explicativa relevante para os movimentos da taxa de câmbio, principalmente no curto/médio prazo (Dow, 1986-87 e 1993; Minsky, 1994; Lopez, 1997; Paula & Alves Jr., 2000; Amado, 2003; Resende, 2003).

Nos períodos de queda cíclica da liquidez internacional o racionamento de crédito seria mais intenso para as economias em desenvolvimento *vis-à-vis* as desenvolvidas, ensejando naquelas economias escassez de divisas externas seguida de depreciação cambial. Devido à existência de bens não-comerciáveis, a hipótese de Paridade do Poder de Compra não se verifica e a depreciação da taxa de câmbio nominal resulta na depreciação da taxa de câmbio real - aumento do preço relativo dos bens comerciáveis. Este processo seria revertido nos períodos de ascensão cíclica da liquidez mundial, quando o sistema financeiro internacional expande o crédito aos países menos desenvolvidos aumentando a oferta de divisas externas nestes países.

Neste trabalho será estimado um modelo para a taxa de câmbio real do Brasil baseando-se nos argumentos que seriam mais adequados para explicar sua trajetória de longo prazo e na abordagem Pós-Keynesiana referente ao padrão dos fluxos de capitais e seus efeitos sobre a taxa de câmbio.

O trabalho apresenta quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 estão os argumentos que explicam a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real. Na seção 3 será apresentado o argumento Pós-Keynesiano para o comportamento do sistema financeiro internacional e suas implicações para a taxa de câmbio real. Na seção 4 serão apresentados o modelo para o câmbio real do Brasil e os resultados da sua estimação. A última seção destina-se às conclusões do trabalho.

## 2. A TAXA DE CÂMBIO REAL DE LONGO PRAZO

A doutrina da Paridade do Poder de Compra (PPC), usada muitas vezes para calcular a “taxa de câmbio de equilíbrio”, possui uma versão “absoluta” e outra “relativa”. Na versão absoluta, a taxa de câmbio entre a moeda doméstica e a moeda estrangeira se iguala ao quociente entre o poder de compra (nível de preços) da moeda doméstica no próprio país e da moeda estrangeira em seu país de origem. Nesta versão, a Lei do Preço Único se aplica a bens individuais e a níveis de preços agregados (Dornbusch, 1987:236). A PPC absoluta é representada por:

$$P = E \cdot P^* \quad (1)$$

Onde,  $E$  = taxa de câmbio nominal;  $P$  = nível de preços doméstico;  $P^*$  = nível de preços estrangeiro. A equação decorre da arbitragem internacional que conduziria à igualdade de preços dos bens quando medidos em uma mesma moeda. Neste caso, a taxa de câmbio real seria igual à unidade, isto é,  $r = (E.P^*/P) = 1$ .

A PPC absoluta é válida se algumas condições prevalecerem. Os mercados devem ser competitivos, não há custos de transporte ou barreiras ao comércio e os índices de preços nacionais e estrangeiros considerados devem ser idênticos em termos da composição e ponderações da cesta de bens de cada país (Hsieh, 1982:356). Ainda, há outra condição necessária para a validade da PPC absoluta. A hipótese de Fisher deve se verificar, ou seja, as taxas de juros reais devem ser equalizadas entre os países em consideração (Holland & Pereira, 1999:264).

A versão relativa da PPC relaciona a variação da taxa de câmbio com mudanças relativas nos níveis de preços. Desta forma a variação percentual da taxa de câmbio é determinada pela diferença entre a variação percentual dos níveis de preços interno e externo, tomando um período como base (Balassa, 1964):

$$E_1/E_0 = P_1/P_0 - P_1^*/P_0^* \quad (2)$$

Neste caso, é possível utilizar índices de preços nacionais com diferentes pesos para determinar a variação da taxa de câmbio. Se a PPC relativa é válida, então a taxa real de câmbio,  $r$ , é constante no decorrer do tempo.

Todavia, a presença de bens não-comerciáveis invalida a hipótese de PPC em suas duas versões visto que essa categoria de bens não está sujeita à arbitragem internacional. Desde Ricardo (1985:108) sabe-se que o preço relativo dos bens não-comerciáveis é alto “nos países onde floresce a indústria” e baixo nos demais. Apesar de Ricardo (1985) deixar claro que num contexto de ganhos de produtividade os países experimentam uma apreciação real de sua moeda decorrente de uma alteração nos preços relativos, o autor não aponta o mecanismo por meio do qual ocorre esta alteração. Alguns autores buscam explicá-lo.

A introdução dos bens não-comerciáveis nos modelos de comércio internacional foi proposta por Bela Balassa (1964) e Paul Samuelson (1964), que assumem a hipótese de que os diferenciais de produtividade entre países são maiores no setor de bens comerciáveis do que no setor de bens não-comerciáveis. Um país rico apresenta vantagens absolutas de produtividade tanto na produção de *commodities* (bens comerciáveis) quanto na produção de serviços (bens não-comerciáveis), mas uma vantagem relativa de produtividade na produção de *commodities* quando comparado a um país pobre. Assim, o preço dos serviços em relação ao preço das *commodities* é maior nos países mais ricos. Como o preço das *commodities* é equalizado no mercado internacional por meio da arbitragem, o nível nacional de preços nos países mais ricos é elevado *vis-à-vis* os países mais pobres.

Quanto maior a diferença na renda real *per capita* (tomada como *proxy* para o nível de produtividade) do país A em relação ao país B, maior será a disparidade entre os preços dos bens comerciáveis e dos bens não-comerciáveis no país A *vis-à-vis* o país B. Nesse caso, a taxa de câmbio real no país A estará mais apreciada em relação àquela sugerida pela doutrina da PPC. Portanto, assumindo que os diferenciais de produtividade são maiores na produção de *commodities* relativamente aos serviços, a moeda do país com níveis maiores de produtividade irá se sobrevalorizar ao longo do tempo em termos da Paridade do Poder de Compra.

Suponha que um país experimente uma elevação na produtividade no setor de bens comerciáveis maior do que no setor de bens não-comerciáveis. Assumindo mercados perfeitamente competitivos e o pleno emprego dos fatores, os preços dos produtores são iguais aos custos marginais (assumindo-se o trabalho como único fator de produção):

$$A^T = W^T / P^T \quad (3)$$

onde  $P^T$  representa os preços dos bens comerciáveis,  $W^T$  o salário nominal no setor de bens comerciáveis,  $T$ , e  $A^T$  a produtividade marginal do trabalho no setor  $T$ . O aumento na produtividade, maior no setor de bens comerciáveis, irá traduzir-se num aumento da demanda relativa de trabalho neste setor, até o ponto onde o novo produto marginal do trabalho se iguale ao salário real. Portanto, o salário nominal será pressionado para cima, ensejando um aumento do salário no setor de bens comerciáveis. A mobilidade interna do fator trabalho tende a igualar os salários dentro da economia<sup>1</sup>, o que viria a elevar os salários no setor de serviços. Desta forma, o custo de produção neste setor eleva-se e conseqüentemente o preço relativo dos serviços aumenta. Como os preços dos bens comercializáveis tendem a igualar-se aos preços internacionais, os países que apresentam maiores ganhos de produtividade exibirão uma tendência de apreciação real de sua moeda devido ao aumento do preço relativo dos serviços nestes países. Samuelson (1964:148) argumenta: “Por esta razão [alto preço dos serviços] toda região próspera apresenta uma apreciação crônica de sua moeda”. Esta é obviamente uma tendência de longo prazo para a taxa de câmbio real devido à natureza das transformações ocorridas nos setores produtivos.

Uma explicação alternativa para a correlação existente entre o produto per capita e o nível de preços de um país é dada pelo modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin). Neste modelo, assume-se que a produção de bens comerciáveis é relativamente abundante em capital e a produção de serviços é relativamente abundante em trabalho. Os países pobres, abundantes em mão-de-obra, produzem serviços a custos relativamente menores quando comparados aos países mais ricos. Como os preços dos bens comerciáveis são igualados internacionalmente por meio de mecanismos de arbitragem e os países pobres produzem serviços a preços relativos mais baixos que os países ricos, estes apresentarão um nível de preços mais elevado de bens não-comerciáveis em relação aos bens comerciáveis e, conseqüentemente, uma apreciação real de sua moeda (Bergstrand, 1991).

As duas teorias anteriores explicam os altos preços relativos dos serviços nos países mais desenvolvidos em função de mudanças estruturais nos setores produtivos das economias. Elas baseiam-se, portanto, no lado da oferta. Uma terceira explicação para o fato dos preços dos serviços serem relativamente altos nos países mais ricos advém do lado da demanda. Bergstrand (1991) atribui parte da relação sistemática entre renda per capita e mudanças de preços relativos à diferença entre elasticidades-renda da demanda por bens comerciáveis e não-comerciáveis. Segundo o autor, os serviços são bens considerados “superiores”. A elasticidade-renda da demanda para estes bens é maior que um, enquanto a elasticidade-renda da demanda por bens comerciáveis seria inferior à unidade, ou seja, o autor assume a hipótese de preferências não-homotéticas. Neste caso, quanto maior for o crescimento da renda per capita de um país, maior será o crescimento relativo da demanda por serviços neste país, pressionando os preços neste setor.

---

<sup>1</sup> Para detalhes, ver Balassa (1963:238).

Para uma amostra de 21 países, os resultados econométricos de Bergstrand (1991) sugerem que, mesmo considerando os diferenciais de produtividade e a dotação relativa dos fatores capital e trabalho, a renda real per capita mantém uma correlação positiva com o nível de preços relativos dos serviços, ou seja, haveria um aumento relativo na demanda por serviços quando os níveis de renda *per capita* são mais altos. No entanto, o autor considerou seus resultados estimulantes, porém não conclusivos.

Existe, ainda, uma quarta explicação para a alteração de longo prazo dos preços relativos, baseada no argumento de que num processo contínuo de “avanço das técnicas produtivas” no sistema capitalista, os custos de reprodução dos bens de circulação interna tornam-se mais elevados relativamente aos custos dos bens exportados. Este argumento está em Lemos (1988 *apud* Resende, 2003), que, para demonstrá-lo, apresenta o conceito de “renda fundiária urbana”. Este conceito é semelhante ao conceito de renda fundiária de Ricardo (1985). Porém, ele é mais complexo que o mesmo visto que a renda Ricardiana é uma expressão das vantagens comparativas advindas de recursos naturais enquanto a renda urbana é expressão de vantagens comparativas determinadas pelo desenvolvimento do complexo de serviços, associado ao processo de urbanização e reprodutível pelo trabalho humano. Segundo Resende (2003:24), este argumento

“[...] é teoricamente superior aos demais, na medida em que não requer hipóteses adicionais, quer a hipótese sobre diferenças na elasticidade-renda da demanda (Bergstrand), quer sobre diferenciais de produtividade entre setores comerciáveis e não-comerciáveis de um mesmo país (Balassa, 1964; Samuelson, 1964) ou sobre diferenças na dotação relativa de fatores dos países (modelo Heckscher-Ohlin).”<sup>2</sup>

O progresso técnico está intimamente relacionado ao desenvolvimento do setor de serviços, que, por sua vez, é causa e consequência do processo de urbanização (Lemos, 1988; Resende, 2003). A base do modo de produção capitalista, a saber, a produção em grande escala, cujo nível mínimo tende sempre a crescer, proporciona ganhos de produtividade não experimentados nos modos de produção anteriores. Para entender este fenômeno, deve-se diferenciar o processo imediato de produção capitalista das condições gerais de produção que incluem todos os elementos e atividades necessárias à reprodução do capital. Conforme Lemos (1988:230) “[...] há no capitalismo uma tendência geral ao desenvolvimento da cooperação, base técnica para o aumento da escala mínima e da concentração e centralização do capital, o que induz à aglomeração urbana”.

O processo de urbanização não pode ser dissociado da tendência de aumentos contínuos da produtividade dos fatores de produção, no sistema capitalista. Conforme Singer (1978 *apud* Resende, 2003:38, grifo do autor),

---

<sup>2</sup> Neste último caso, na medida em que o capital e a mão-de-obra qualificada são fatores de produção criados, o modelo Heckscher-Ohlin parte daquilo que deveria ser explicado: o que leva à abundância relativa desses fatores em alguns países (regiões) e sua escassez relativa nos demais países (regiões)? Ou seja, o modelo Heckscher-Ohlin assume a hipótese de diferenças na dotação relativa de fatores entre países, ao invés de explicar tais diferenças.

“[...] a urbanização é mais do que o resultado da migração rural. Ela implica formação de redes urbanas, fortemente polarizadas por grandes cidades, ao redor das quais se formam áreas metropolitanas. E os núcleos destas áreas, por mais estranho que pareça, não são constituídos por concentrações industriais, mas por complexo de serviços. Na configuração urbana típica, [...] a grande indústria tende a se afastar do centro metropolitano, localizando-se em sua periferia [...]”.

A urbanização neste sentido é um processo relacionado à formação de um setor terciário cada vez mais diversificado, causa e efeito do processo de diversificação industrial, proporcionando os elementos necessários à reprodução do capital de forma cada vez mais eficiente.

O urbano constitui-se desta forma como fator imprescindível ao processo de acumulação. A aglomeração urbana reunindo num mesmo espaço oferta e demanda pelos serviços, em escala cada vez maior, proporciona a redução dos custos destes serviços. É importante observar, também, que a natureza aglomerativa das atividades econômicas no capitalismo, que se expressa nos grandes centros urbanos, é resultado da não-transportabilidade dos serviços, pois estes não podem ser transportados no espaço e no tempo, estando presos ao local onde ocorre a sua demanda. “Em decorrência, a aglomeração ou o centro urbano só pode ser entendido como uma confluência e superposição de áreas de mercado que permitam a diversificação e a acessibilidade a vários tipos de serviços ou bens” (Lemos, 1988:281).

A concentração espacial do capital, expressa na urbanização, gera desigualdades regionais e espaços privilegiados em termos de produtividade e de progresso técnico. Algumas regiões passam a deter vantagens comparativas na produção de certos bens, expressas no diferencial de custo e maior diversificação e complexidade de serviços oferecidos. Sendo assim, certos espaços tornam-se mais atraentes para a localização de atividades produtivas, pois fornecem uma maior diversidade de serviços a custos mais baixos, fundamentais à produção, além de uma estrutura que permite maior interação entre os agentes econômicos, dinamizando os fluxos de informações de mercadorias e de capital. Estes espaços privilegiados detêm vantagens comparativas gerando um sobrelucro às atividades que ali se instalam.

Quanto maior a aglomeração geográfica dos serviços, maior a complexidade e diversificação do centro urbano, resultando em aumento potencial da taxa de lucro<sup>3</sup>. Mas, paralelamente ao aumento do sobrelucro (ou diferencial de custos) na região onde o complexo de serviços é bem desenvolvido, surge ali uma apropriação monopólica na forma de renda fundiária urbana, nos moldes da teoria ricardiana da renda da terra. A renda fundiária urbana constitui a expressão de um monopólio sobre o espaço localizado (um objeto inteiramente produzido pelo capital). A magnitude desta renda urbana corresponde ao diferencial de custos de serviços nos respectivos espaços econômicos.

---

<sup>3</sup> Lemos (1988:283-287) demonstra que o desenvolvimento do complexo de serviços implica aumento potencial da taxa de lucro por meio de dois canais: i) redução do custo unitário e global dos serviços; ii) redução do tempo de rotação global do capital. Conforme será esclarecido adiante, o citado aumento da taxa de lucro é apenas potencial, mas não é efetivo em virtude da incidência de renda urbana.

“Assim, o problema espacial, seja ele regional, nacional ou internacional, é, antes de tudo, um problema urbano e, portanto, deve ser analisado através do complexo de serviços existente na rede urbana: quanto mais diversificado for aquele, em cada área de mercado, mais valorizada esta se torna enquanto espaço localizado, tornando-se a verdadeira base para a formação da renda urbana” (Lemos, 1988:296).

Os países que são mais competitivos devido a vantagens que levam a diferenciais de produtividade - sendo a principal destas vantagens a aglomerativa, expressa por uma rede urbana maior, mais diversificada e complexa - apresentarão preços para os bens de circulação interna mais elevados do que os preços dos bens exportados, quando comparados com outros países. Em decorrência da apropriação monopólica da renda fundiária, que se verifica por meio do aumento dos custos com aluguel, transporte e, indiretamente, da cesta de mercadorias e serviços necessários à reprodução da força de trabalho e do capital, os custos de reprodução dos bens de circulação interna elevam-se numa proporção maior do que o custo dos bens exportados, provocando uma alteração nos preços relativos<sup>4</sup>. A explicação para este fato está nas economias externas (fatores aglomerativos) que estimulam a competitividade das exportações, mas, ao mesmo tempo, encarecem o preço dos bens de circulação interna, que circulam mais tempo no espaço onde incide a renda urbana mais elevada.

A mudança de preços relativos entre as mercadorias exportadas e os bens de circulação interna implica alteração na taxa de câmbio real de um país. Quanto maiores as vantagens aglomerativas de um país, maiores serão suas vantagens de produtividade e de competitividade. Esta vantagem transforma-se em renda urbana, encarecendo os bens de circulação interna, inclusive salários, provocando a mudança de preços relativos.

Ou seja, na região (país) onde o complexo de serviços é mais desenvolvido *vis-à-vis* as demais regiões (países), os custos de produção tendem a ser menores em relação às outras regiões (países), o que se expressa em uma taxa de lucro potencial mais elevada. Neste caso, esta região (país) torna-se mais atraente para a acumulação de capital seja em função do seu diferencial de custos, seja porque sua maior diversidade de serviços é mais adequada (facilitadora) ao processo de reprodução do capital. Sendo tal região (país) o *locus* preferencial de acumulação de capital, como corolário, ela passa a apresentar uma taxa de progresso técnico mais elevada *vis-à-vis* às demais regiões (países). Portanto, o progresso técnico e os ganhos de produtividade se desenvolvem de maneira desigual entre regiões (países) visto que o complexo de serviços não pode ser transportado nem no espaço e nem no tempo, estando espacialmente preso à região onde ele se desenvolveu.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> “Os serviços necessários à reprodução do capital, ou das forças produtivas, seja no âmbito dos serviços de consumo – atividades de ensino, de saúde, de pesquisa, etc. – ou dos serviços necessários ao processo de circulação do capital em geral – transporte e armazenagem de mercadorias, etc. –, entre os quais os serviços de consumo são um caso particular – não se materializam numa coisa, não existem como capital mercadoria; ou seja, o serviço só pode ser produzido junto com sua demanda, o que o coloca na dimensão espaço-tempo, que, por sua vez, requer e se expressa na aglomeração urbana” (Lemos, 1988, *Apud* Resende, 2003:38-39). Deste modo, o desenvolvimento de vantagens aglomerativas, isto é, do complexo de serviços em uma região, torna essa região dotada de vantagens locais para o capital. Mais do que isso, o desenvolvimento do complexo de serviços torna o urbano, cada vez mais, peça imprescindível para o processo de acumulação de capital. A atração da atividade produtiva nesses espaços (opção locacional) torna viável a formação de renda espacial. O diferencial de custos de serviços nos respectivos espaços econômicos seria objeto de apropriação monopólica que se expressa na forma de renda fundiária urbana.

<sup>5</sup> A abordagem Evolucionária (neoschumpeteriana) também chega a esta mesma conclusão, isto é, o progresso técnico possui um caráter local, proporcionando um desenvolvimento desigual entre economias – ver Freeman (2004), Fagerberg (1994), Dosi et alii (1994), entre outros. Tal abordagem e aquela desenvolvida em Lemos (1988) não são excludentes, pelo contrário, elas se complementam.

Deste modo, poder-se-ia imaginar que na região (país) onde o complexo de serviços é mais desenvolvido, os ganhos de produtividade seriam maiores e, em princípio, ocorreriam tanto no setor de bens comerciáveis como no setor de bens não-comerciáveis. Em ambos os setores poderia haver uma queda de preços, sendo que os produtos exportáveis aumentariam sua competitividade no mercado internacional. O decorrente aumento das exportações elevaria o influxo líquido de divisas externas, provocando a apreciação da taxa de câmbio nominal e o retorno (elevação) dos preços dos bens exportáveis no mercado internacional (em divisas estrangeiras) ao nível observado no início do processo. Neste caso, a PPC estaria funcionando (valendo):  $P = E \cdot P^*$ .

Contudo, a PPC não seria válida se na região onde ocorreu o maior desenvolvimento do complexo de serviços, o diferencial de custos daí resultante fosse compensado pela apropriação monopólica de renda fundiária urbana. Neste caso, haveria uma aparente contradição, visto que os custos efetivos de produção não seriam reduzidos na região (país) onde houvesse maior produtividade, devido à incidência de renda fundiária. Segundo Resende (2003:35),

“A contradição se resolve quando se constata que a determinação da renda fundiária apresenta uma natureza específica: ela se verifica no âmbito de vantagens de produtividade que são ‘externas’ à empresa capitalista, e que se expressam como economias externas às firmas, presas ao local onde se apresentam, sejam estas vantagens naturais ou não naturais. Isto torna possível incorporar a renda fundiária aos custos de produção em proporções diferentes segundo o destino da mercadoria – mercado interno ou externo. Ou seja, ao mesmo tempo em que o produtor faz uso dessas externalidades positivas (vantagens de produtividade) para aumentar sua produtividade, reduzindo o seu custo unitário de produção “na porta da fábrica”, estas mesmas externalidades são compensadas com o pagamento de renda fundiária a elas associada e cuja incidência é tanto maior quanto maior for a circulação da mercadoria no local (região) onde se encontram essas vantagens de produtividade.

Sendo assim, o aumento no custo de produção associado à renda fundiária não se verifica na mesma proporção para as mercadorias exportadas e aquelas destinadas à circulação interna. Isto ocorre porque as citadas externalidades não acompanham a mercadoria exportada no seu deslocamento no espaço, isto é, elas não podem ser transportadas (exportadas), estando presas ao local onde se desenvolveram. Deste modo, no que se refere ao contexto específico da renda fundiária, quando a mercadoria deixa a porta da fábrica seu preço ainda será afetado pela renda fundiária da própria região onde é produzida, se ela se destina ao mercado interno, ou pela renda fundiária (da região) do país importador, se ela se destina ao mercado externo.

Neste sentido, quanto maior a renda fundiária (ou o surgimento de diferenciais de produtividade) num país em relação aos demais, maior a mudança de preços relativos entre bens de circulação doméstica e os demais bens, neste país. Ao mesmo tempo, a ausência (parcial) de incorporação da renda fundiária no preço do produto exportado implica a redução relativa deste preço, enquanto sua incorporação nos bens de circulação doméstica implica aumento relativo dos preços desses bens.”

Note que no país onde ocorreu o desenvolvimento do complexo de serviços e o aperfeiçoamento da técnica produtiva, teria lugar uma redução inicial de preços (nos mercados interno e externo) dos bens produzidos a partir dessa técnica e, por consequência, o incremento de suas exportações. O aumento do influxo de divisas externas provocaria sua desvalorização (a redução do seu preço) no citado país, resultando no aumento dos preços em divisas externas dos bens em questão no mercado internacional. Isto é, os preços no mercado internacional retornariam a seus níveis iniciais. Porém, a situação inicial não seria restabelecida, nos moldes da lei do preço único ( $P = E \cdot P^*$ ), se ocorresse, também, uma mudança de preços relativos e, portanto, uma redução do valor absoluto da moeda externa (aumento no nível absoluto de preços), em função do aparecimento de renda decorrente do monopólio fundiário. A incidência de renda urbana implicaria em aumento de preços, principalmente dos bens de circulação interna. O aumento dos preços domésticos em divisas externas seria a expressão do aumento do poder aquisitivo deste país em termos de uma cesta de bens estrangeiros, isto é, da valorização de sua taxa de câmbio real.<sup>6</sup>

Por fim, o desenvolvimento do complexo de serviços (vantagens aglomerativas) numa região (país) não implica aumento da taxa de lucro ou do salário real *vis-à-vis* as demais regiões (países), pois o diferencial de custos de produção decorrente desse processo é compensado pelo pagamento de renda fundiária urbana. Assim, o aumento do centro urbano resulta no aumento do custo de vida do trabalhador e, portanto, em aumento de seu salário nominal, mas não necessariamente em aumento do salário real. É por isso que os salários nominais tendem a ser mais elevados nos centros urbanos maiores.

Entretanto, se o pagamento de renda urbana inviabiliza o surgimento de diferenciais de taxa de lucro efetiva entre regiões, cabe perguntar porque a região onde o complexo de serviços mais se desenvolveu será o *locus* preferencial de acumulação de capital. Segundo Lemos (1988:371-372, grifo do autor),

“[...] os fatos teriam este formato estático se o sobrelucro, base quantitativa da renda, não contivesse (ao contrário desta) um conteúdo eminentemente dinâmico, a despeito da efetiva tendência à igualdade quantitativa das duas variáveis. A diferença é que, enquanto a renda constitui sempre um resultado (e apenas como tal condiciona decisões), o sobrelucro, além de constituir um resultado concreto, representa também um resultado esperado que encontra sua essência no fato de condicionar decisões, não à luz da realidade corrente e presente, mas à luz de uma incerteza sobre o futuro [...] Esta concepção de incerteza resulta de uma leitura nova de Keynes, realizada [...] [por] autores pós-Keynesianos, especialmente Davidson.”

Assim, o investimento urbano, que quase sempre pressupõe a compra do solo, é eminentemente especulativo, por buscar não apenas o sobrelucro normal, mas o sobrelucro ganho pela valorização do solo, expressando o caráter volátil e incerto da atividade econômica capitalista.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> Note que, desta forma, Lemos (1988) demonstra que a questão da Comissão Econômica para a América Latina (CEPAL) sobre a retenção dos frutos do progresso técnico nos países de Centro (desenvolvidos) pode ser demonstrada mesmo quando não há deterioração dos termos de troca entre economias em desenvolvimento e desenvolvidas.

<sup>7</sup> O conceito de incerteza está definido na literatura Pós-Keynesiana e difere do conceito de risco. Ver, por exemplo, Dow (1985: 184-203), Carvalho (1992:54-69), e Crocco (2002).

A opção de investimento por um determinado ponto no espaço não se prende apenas ao nível do sobrelucro, num contexto estático, mas à perspectiva de seu surgimento e/ou crescimento, resultando numa articulação dinâmica entre investimento, crescimento urbano e sobrelucro (renda). Quanto maior o centro urbano, maior a expectativa de crescimento do sobrelucro (nesse espaço localizado) que, por sua vez, está associado aos serviços necessários à acumulação e reprodução do capital, aumentando a atração que esse centro urbano exerce sobre o capital.

“A determinação da renda fundiária adquire características de lei de movimento, que começa por uma visão dinâmica do valor (como ‘valor em movimento’) e termina por uma visão da propriedade fundiária como ‘propriedade financeira’, sujeita às vicissitudes e incertezas das atividades financeiras em geral [...] a renda fundiária urbana constitui a expressão de um monopólio sobre o espaço localizado (um ‘objeto’ inteiramente produzido pelo capital), sendo por isso mesmo um ‘objeto’ em permanente movimento que condiciona (enquanto espaço localizado) e é condicionado pela acumulação. Esta característica dinâmica acaba se tornando uma propriedade do próprio espaço localizado, conferindo uma vantagem comparativa, nova e insuperável, às regiões que o possuem em maior grau.” (Lemos, 1988 *Apud* Resende, 2003, p.45).

Se a renda espacial, ao contrário da renda natural, é totalmente produzida pelo capital, o potencial de acumulação torna-se ilimitado para aqueles pontos no espaço que pautam sua participação na divisão do trabalho através de vantagens comparativas espaciais, que podem ser reproduzidas em escala ampliada. Deste modo, a gênese do desenvolvimento desigual entre regiões ou países tem uma determinação de caráter histórico, podendo estar relacionada, inclusive, com a base de recursos naturais cuja importância para a determinação do movimento do capital no espaço era elevada no início do modo capitalista de produção.

Neste sentido, no início do processo de desenvolvimento das economias nos moldes capitalistas, aquelas regiões que, por algum motivo, foram inicialmente privilegiadas na opção locacional do capital, apresentaram, como decorrência, um aumento de seu incipiente centro urbano. Assim, devido à perspectiva de surgimento e/ou crescimento do sobrelucro neste espaço localizado, como também de sua valorização financeira, num ambiente de incerteza, aumentou seu poder de atração do capital, implicando um processo de “causação circular cumulativo”, embora não linear devido ao crescimento de sua renda urbana (fatores desaglomerativos)<sup>8</sup>. A partir de então, esta região (este centro urbano) passa a ter preferência do investimento em detrimento das demais regiões, no que diz respeito às atividades que requerem um complexo de serviços mais diversificado para sua produção. Isto levará a um maior desenvolvimento do complexo de serviços e do progresso tecnológico nesta região *vis-à-vis* as demais regiões. Levará, também, a uma crescente diferenciação produtiva na região em consideração que acabará alterando a dotação relativa dos fatores de produção.

---

<sup>8</sup> O sobrelucro é fator de atração do capital enquanto sua conversão em renda fundiária urbana é fator de repulsão. Segundo Lemos (1988:349), “Na realidade, a cada momento, o movimento do capital modifica o espaço econômico, seja ampliando (pela concentração geográfica) as vantagens aglomerativas, seja aumentando o custo de acessibilidade e iniciando um processo de desconcentração geográfica, seja recriando vantagens aglomerativas em outros pontos do espaço. O tamanho do centro urbano é, neste sentido, o resultado tanto da maior produtividade quanto do esgotamento dos ganhos de escala ou do aumento do custo de acessibilidade. Em suma, o processo de determinação da renda urbana é a síntese complexa de fatores aglomerativos (que constitui a própria gênese e o fator básico de expansão dos centros urbanos) e de fatores desaglomerativos, que acabam por estabelecer limites para o crescimento de um determinado centro urbano, permitindo assim uma certa descentralização da acumulação de capital”.

Portanto, baseado nos argumentos acima, é possível inferir a que taxa de câmbio real no longo prazo tende a se depreciar nos países cuja estrutura econômica e institucional apresenta menor desenvolvimento relativo, principalmente no que se refere à geração e propagação do progresso técnico.

Os argumentos apresentados nesta seção não consideram o movimento financeiro do balanço de pagamentos para explicar variações na taxa de câmbio. Na próxima seção serão estudados os efeitos dos ciclos da liquidez internacional sobre o câmbio real.

### 3. LIQUIDEZ INTERNACIONAL E TAXA DE CÂMBIO REAL NAS ECONOMIAS EM DESENVOLVIMENTO

Em economias monetárias de produção o investimento antecede a poupança. Esta deriva do crescimento econômico e seu papel é consolidar (mas não financiar) a acumulação de capital, reduzindo a instabilidade financeira que acompanha o crescimento da economia. Nestas economias prevalece o circuito *finance-investimento-poupança-funding* (Keynes, 1988b, 1988c; Davidson, 1992).<sup>9</sup> Segundo Dow (1986-87:249),

“Uma economia com taxas de retorno consistentemente altas em relação às demais irá atrair fluxos de capital em todos os estágios do seu ciclo, enquanto a preferência pela liquidez será consistentemente baixa quando comparada a outras economias. De modo similar, economias que apresentam persistentemente taxas de retorno relativamente baixas, experimentarão contínuas saídas de capitais (forçando ajustes), enquanto a preferência pela liquidez será consistentemente alta”.

Esta autora argumenta que esta última situação é o caso dos países em desenvolvimento (Dow, 1993; 1986-87:249, nota 15), posição que também é sustentada por Minsky (1994). Resende (2004), apoiando-se no conceito de Sistema Nacional de Inovações desenvolvido por autores neoschumpeterianos, também argumenta que nas economias em desenvolvimento as taxas de retorno do investimento e a competitividade são menores em relação às economias desenvolvidas. Deste modo, haveria nas economias em desenvolvimento maior tendência à escassez de divisas externas *vis-à-vis* as economias desenvolvidas. Amado (2003), citando estudos da CEPAL, faz a mesma constatação.<sup>10</sup>

A avaliação de risco soberano realizada no mercado financeiro internacional sugere a existência de controle discricionário dos bancos no que diz respeito à distribuição e ao volume de crédito externo. Este comportamento decorre da preferência pela liquidez dos bancos, visto que a avaliação do risco soberano se dá no âmbito da incerteza.<sup>11</sup> Quanto maior a incerteza sobre a

---

<sup>9</sup> Definições e conceitos relacionados à economia monetária de produção estão na literatura Pós Keynesiana. Ver Keynes (1988a), Dow (1985), Davidson (1992), Carvalho (1992), Amado (2000), entre outros.

<sup>10</sup> Este argumento está de acordo, também, com Lemos (1988), segundo o qual os países onde o complexo de serviços é mais desenvolvido seriam o *locus* preferencial de acumulação de capital, em detrimento das economias menos desenvolvidas, isto é, cujo complexo de serviços apresenta um desenvolvimento relativo pequeno.

<sup>11</sup> O conceito Pós-Keynesiano de incerteza já foi citado em nota de rodapé anterior.

capacidade dos devedores em honrar seus compromissos financeiros, maior será a preferência pela liquidez dos bancos. Mesmo supondo que o crédito internacional seja perfeitamente endógeno, as economias cujo risco de *default* é alto, ou incerto, sofrerão racionamento de crédito (Dow, 1993). Portanto, o sistema financeiro internacional “não é neutro”, contribuindo para o desenvolvimento desigual entre economias.

Recentemente, a abordagem Minskyana de instabilidade financeira num contexto onde as unidades devedoras (*hedge*, especulativa e *ponzi*) são países tem sido resgatada para explicar as crises cambiais por que tem passado as economias ditas emergentes (Lopez, 1997; Paula & Alves Jr, 2000; Amado, 2003; Resende, 2003; 2004).

Do ponto de vista da análise de Minsky (1986), há algumas diferenças no que se refere aos países, enquanto unidades de análise, e as unidades com que Minsky trabalha. Enquanto em Minsky o problema é de fluxo monetário do projeto e de capacidade de repagamento do projeto específico, em economias abertas o problema está associado não apenas à capacidade de repagamento dos projetos específicos, mas, também, à capacidade de geração de divisas externas que permitam esse repagamento.

Segundo Resende (2003; 2004), economias classificadas na categoria especulativa/*ponzi* pelos mercados financeiros mundiais seriam aquelas com menor capacidade relativa em gerar o influxo líquido de divisas externas necessário (seja pela balança comercial, de serviços ou de capitais) para honrar seus compromissos financeiros internacionais. Assim, as economias classificadas na categoria especulativa/*ponzi* seriam aquelas que apresentam maior tendência à escassez de divisas externas, ou seja, as economias em desenvolvimento.

O sistema financeiro internacional se comportaria conforme esquema semelhante ao proposto por Minsky (1986). Em função do aumento cíclico da liquidez internacional, em grande parte endogenamente gerada através de inovações financeiras, os mercados financeiros externos aceitam financiar países com características de unidade especulativa e mesmo *ponzi*.<sup>12</sup> Todavia, nos períodos de reversão cíclica do nível da liquidez internacional, o sistema financeiro internacional teria um comportamento assimétrico: o racionamento de crédito seria mais intenso para as economias especulativas/*ponzi vis-à-vis* as economias *hedge*, aguçando, ao invés de contornar, a escassez de divisas externas daquelas economias. A crise cambial que então se instala nessas economias, muitas vezes amplificada pela sua abertura financeira, alimenta as expectativas quanto à desvalorização de suas taxas de câmbio e, assim, o decorrente aumento da preferência pela liquidez é satisfeito através da demanda de moeda externa, provocando fuga de capitais.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup> Segundo Davidson (1994:226-228) os ciclos dos mercados financeiros e de comércio internacionais caminham *pari passu*. Na economia fechada a ampliação do nível de atividade requer aumentos na oferta de moeda devido à intensificação do *finance* que antecede o investimento. Na economia mundial, onde também prevalecem incerteza, defasagens temporais e a ausência de perfeita coordenação de fluxos de caixa associados ao comércio entre nações, o aumento da liquidez internacional é pré-condição para a expansão do comércio, ainda que este ocorra no âmbito do equilíbrio comercial das nações envolvidas. De outro lado, o crescimento do comércio internacional estimula o aumento da renda mundial, acarretando efeitos positivos sobre a ampliação dos mercados financeiros e do nível da liquidez internacional (Davidson, 1992:103). Portanto, os ciclos dos mercados financeiros e de comércio internacionais mantêm uma relação direta com os ciclos da liquidez internacional.

<sup>13</sup> Conforme Dow (1999:154-155), “(...) na economia internacional há uma gama de moedas (...) suponha que, para um dado grau de preferência pela liquidez, ocorra uma perda de confiança na estabilidade do valor da moeda doméstica relativamente às outras moedas, então as moedas estrangeiras irão satisfazer melhor aquela preferência pela liquidez”. Dow (1999:156) apresenta os motivos transação, especulação e precaução da demanda por ativos internacionais líquidos.

Portanto, nas economias em desenvolvimento a taxa de câmbio real é mais sensível aos ciclos da liquidez internacional em relação às economias desenvolvidas. Nos períodos de ascensão cíclica da liquidez mundial, devido ao aumento da oferta de divisas no país, a taxa de câmbio nominal nas economias em desenvolvimento pode subir numa proporção inferior ao aumento de preços domésticos, ou mesmo apreciar-se. Se a doutrina da PPC não é válida em um ambiente onde convivem bens comerciáveis e não comerciáveis, este movimento da taxa de câmbio nominal resulta na redução do preço dos bens comerciáveis em relação ao preço dos bens não-comerciáveis, gerando uma apreciação da taxa de câmbio real. Do mesmo modo, nos períodos de queda da liquidez internacional, a restrição de crédito será mais intensa para os países em desenvolvimento.<sup>14</sup> A crise cambial que então se instala nesses países é, em geral, superada a partir da depreciação de suas taxas de câmbio nominal e real.

Estudando os ciclos do sistema financeiro internacional nas décadas de 1970, 1980 e 1990, Amado (2003) demonstra que tais ciclos condicionaram os ciclos de crescimento da economia brasileira. Esta mesma conclusão está em Resende (2003; 2004). Estes autores demonstram que nos períodos de queda cíclica da liquidez mundial houve racionamento de crédito para o Brasil acompanhado de crise cambial e depreciação da sua taxa de câmbio.<sup>15</sup>

A economia brasileira parece enquadrar-se, então, na classificação de unidade especulativa/Ponzi, realizada pelo sistema financeiro internacional. Deste modo, os ciclos do sistema financeiro internacional afetariam de modo relevante sua taxa de câmbio real. No próximo capítulo esta hipótese será testada a partir da estimação de um modelo para a taxa de câmbio real brasileira.

---

<sup>14</sup> “[...] as alterações na percepção do nível de fragilidade financeira desses países podem levar a mudanças bruscas no que diz respeito à concessão de novos empréstimos e nesse caso há uma quebra de grande parte das unidades ou um *default* dos países com características Ponzi. Nesses momentos de crises cambiais surge a necessidade de instituições coordenadoras e flexibilizadoras da oferta de liquidez em nível internacional e caso estas não existam há o aprofundamento da crise gerada pelo comportamento cíclico do sistema financeiro internacional.” Amado (2003:17).

<sup>15</sup> Nos anos 1970 e na primeira metade dos 1990 havia elevada liquidez internacional, entrada líquida de recursos externos e baixos patamares da taxa de câmbio real na economia brasileira, além de déficits em conta corrente do seu balanço de pagamentos. Visto que esses déficits em conta corrente eram financiados pela entrada líquida de capitais externos na conta de capitais autônomos (conta financeira) do balanço de pagamentos, eles escondiam uma possível tendência crônica da economia brasileira à escassez de divisas externas. Nos anos 1980 e no final dos anos 1990 houve um refluxo da liquidez internacional e, paralelamente, verificou-se na economia brasileira crise cambial seguida da depreciação de sua taxa de câmbio real.

## 4. ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CÂMBIO REAL PARA O BRASIL

### 4.1. Modelo

As quatro explicações apresentadas na seção 2 para a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real convergem para o mesmo resultado. Tal trajetória é de aumento do preço relativo dos bens não-comerciáveis nos países desenvolvidos e sua queda nos demais países.

Não se pretendeu neste estudo estimar um modelo de câmbio real visando testar a aderência dessas quatro explicações para a trajetória do câmbio real da economia brasileira. O modelo apresentado a seguir baseia-se no argumento de Lemos (1988) visto que o mesmo, segundo Resende (2003), é teoricamente superior aos demais, pois não requer hipóteses adicionais, seja sobre diferenças na elasticidade-renda da demanda, sobre diferenciais de produtividade entre setores comerciáveis e não-comerciáveis, ou sobre diferenças na dotação relativa de fatores dos países. Portanto, mesmo que os resultados obtidos corroborem o argumento de Lemos (1988), eles não constituem evidência da não-validade dos demais argumentos para a trajetória da taxa de câmbio real. Ademais, tais argumentos já foram testados em Bergstrand (1991).

Foi estimado um modelo postulando-se que a taxa de câmbio real brasileira deprecia-se ao longo do tempo. Tal taxa seria afetada pelo diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços do Brasil e do resto do mundo e, também, pela liquidez internacional, principalmente no curto e médio prazos, neste último caso.

Segundo Locatelli & Silva (1991), a versão do câmbio real mais apropriada para análises de ajustamento de médio e longo prazo do balanço de pagamentos é a seguinte:

$$CR = (E \cdot PT^*) / PNT \quad (4)$$

Onde, CR = taxa de câmbio real; E = taxa nominal de câmbio (dólar ou cesta de moedas);  $PT^*$  = preços externos dos bens comerciáveis; PNT = preços dos bens não-comerciáveis.

Esta versão será utilizada no modelo a ser estimado, porém com os preços domésticos dos bens comerciáveis no numerador da equação (4). Conforme Locatelli & Silva (1991), o termo no numerador da equação supõe a validade da lei do preço único e, portanto, admite-se a validade da arbitragem no comércio internacional. “Assim, os preços domésticos dos produtos comerciáveis tendem a igualar-se aos preços internacionais convertidos pela taxa de câmbio e, portanto, podem ser usados indistintamente naquela equação” (Locatelli & Silva, 1991:547). Portanto, o câmbio real é dado por:

$$CR = PT / PNT \quad (5)$$

onde, PT = preços internos dos bens comerciáveis.

O modelo para o câmbio real da economia brasileira toma, então, a seguinte forma:

$$\frac{PT}{PNT} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Wa + \alpha_2 \cdot LI + \mu \quad (6)$$

onde,

$\alpha_0$  = constante;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  = coeficientes;

$Wa = (PNT^d/PT^d)/(PNT^i/PT^i)$ ; d = países desenvolvidos; i = Brasil;

LI = liquidez internacional;

$\mu$  = distúrbio aleatório.

Espera-se que  $\alpha_1$  seja positivo e  $\alpha_2$  negativo. A variável  $Wa$  expressa a mudança dos preços relativos no mundo desenvolvido em relação à mudança de preços relativos em um país não desenvolvido. Note que, quando se desconsidera o argumento de Lemos (1988) para as alterações na taxa de câmbio real, não há razão para os preços dos bens comerciáveis subirem no país i (subdesenvolvido) em relação aos preços dos bens não-comerciáveis quando no mundo desenvolvido há um aumento do preço relativo dos não-comerciáveis. Na equação (6), a variável  $Wa$  é compatível apenas com o argumento de Lemos (1988), visto que:

- i) a variável do lado esquerdo de (6) não é  $(E \cdot P^*/P)$ ; onde, E, P e  $P^*$  são a taxa de câmbio nominal e os níveis de preços domésticos e estrangeiro, respectivamente. Conforme Balassa (1964), o câmbio real de um país calculado dessa forma é afetado pela inflação verificada no setor de bens não comerciáveis de seus parceiros comerciais já que  $P^*$  corresponde a um índice de preços que incorpora os setores de bens comerciáveis e não-comerciáveis, mesmo que com ponderações diferentes.<sup>16</sup> Este problema é eliminado quando substituímos  $(E \cdot P^*/P)$  por  $(IPA^i/IPC^i)$ , onde i = país i. Ou seja, neste último caso, o aumento de preços dos bens não-comerciáveis no país estrangeiro não afeta o numerador (IPA) da razão do câmbio real do país i visto que essa categoria de bens não está sujeita à “lei do preço único”.<sup>17</sup> Este ponto vale tanto para o modelo de Balassa-Samuelson como para o de Bergstrand (1991);
- ii) assumindo a hipótese H-O de diferentes dotações relativas de fatores nos países, conclui-se que ao longo do tempo a abundância de capital (trabalho) nos países desenvolvidos (não desenvolvidos) deve elevar-se, provocando elevações do preço relativo dos bens não-comerciáveis (comerciáveis). Contudo, se há, pelo motivo citado, elevações do preço relativo

<sup>16</sup> Explicando o modelo de Balassa-Samuelson, Hsieh (1982:357), argumenta que “uma segunda causa para os desvios (da taxa de câmbio real) em relação à PPC é que os preços dos bens não comerciáveis são usualmente incluídos nos índices P e  $P^*$ . Desde que os preços dos bens não comerciáveis não são arbitrados entre dois países, diferenças nos preços desses bens no país de casa e no país estrangeiro podem gerar desvios em relação à PPC”.

<sup>17</sup> No modelo de Lemos (1988) os ganhos de competitividade nos países desenvolvidos, que decorrem do desenvolvimento relativamente maior do seu complexo de serviços, têm como contrapartida a perda de competitividade das economias não desenvolvidas. A escassez de divisas externas nessas economias que resulta desse processo provoca a depreciação da sua taxa de câmbio nominal e, a partir daí, o aumento do preço relativo dos bens comerciáveis – para maiores detalhes, ver Lemos (1988, cap 2) e Resende (2003, cap 2).

dos bens não-comerciáveis nos países desenvolvidos e reduções dos mesmos nos países não desenvolvidos, o movimento de preços na segunda categoria de países não corresponde a uma contrapartida do movimento de preços nos países da primeira categoria. O que há é tão somente sentidos distintos da tendência de mudança de preços relativos no mundo desenvolvido e nos países não desenvolvidos, mas estas duas tendências não se influenciam – a correlação entre elas seria apenas “espúria”. Neste caso, a variável do lado esquerdo da equação (6) e a variável  $W_a$  não são co-integradas.

Adotou-se o método de variáveis instrumentais para a equação (6) devido à possibilidade de surgirem problemas de simultaneidade naquela equação. Ademais, na construção da variável  $W_a$  foram usados índices de preços ao consumidor e no atacado dos Estados Unidos (USA) como *proxy* para os índices dos países desenvolvidos. Ou seja,

$$IPA_{\text{Brasil}}/IPC_{\text{Brasil}} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_{\text{Usa}}/IPA_{\text{Usa}})/(IPC_{\text{Brasil}}/IPA_{\text{Brasil}}) + \alpha_3 LI + \varepsilon \quad (11)$$

A equação (11) pode ser transformada em:

$$IPA^{\text{Brasil}}/IPC^{\text{Brasil}} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC^{\text{Usa}}/IPA^{\text{Usa}}) \cdot (IPA^{\text{Brasil}}/IPC^{\text{Brasil}}) + \alpha_3 LI + \varepsilon \quad (12)$$

Observe que a variável dependente  $IPA^{\text{Brasil}}/IPC^{\text{Brasil}}$  entra no lado direito da equação (12) multiplicada por outra variável,  $IPC^{\text{Usa}}/IPA^{\text{Usa}}$ . Deste modo, embora a variável  $[(IPC^{\text{Usa}}/IPA^{\text{Usa}}) \cdot (IPA^{\text{Brasil}}/IPC^{\text{Brasil}})]$  seja diferente da variável dependente, é possível haver um problema de simultaneidade. Para corrigir tal problema, adotou-se o método de variáveis instrumentais para a estimação da equação em análise.<sup>18</sup> Assim, a variável  $[(IPC^{\text{Usa}}/IPA^{\text{Usa}}) \cdot (IPA^{\text{Brasil}}/IPC^{\text{Brasil}})]$  foi substituída por uma variável instrumental, que corresponde a  $W_b = (IPC_t^{\text{Usa}}/IPA_t^{\text{Usa}}) \cdot (IPA_{t-1}^{\text{Brasil}}/IPC_{t-1}^{\text{Brasil}})$ , onde  $t$  = tempo (ano). A equação a ser estimada será:

$$\frac{PT}{PNT} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot W_b + \alpha_2 \cdot LI + \mu \quad (7)$$

#### 4.2. Dados utilizados

Os índices de preços utilizados para a construção da série do câmbio real foram o Índice de Preços no Atacado - IPA-DI, da Fundação Getúlio Vargas para os bens comerciáveis, e o Índice de Preços ao Consumidor - IPC-fipe, representando os bens não-comerciáveis, cuja fonte foi o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável  $W_b$  teve como fonte o IPEA, construída a partir de índices de preços ao consumidor e no atacado, do Brasil e dos Estados Unidos.

A liquidez internacional corresponde à soma dos valores tomados em módulo das seguintes rubricas do Balanço de Pagamentos dos Estados Unidos, Reino Unido, Japão, Alemanha, Itália, França

<sup>18</sup> Sobre o problema de simultaneidade e o método de variáveis instrumentais, ver Gujarati (2000:676-678).

e Canadá (grupo conhecido como G7): “investimentos de portfólio (ativo e passivo)”, “derivativos financeiros (ativo e passivo)” e “outros investimentos (ativo e passivo)”. Plihon (1995) usa como *proxy* para a liquidez internacional apenas os dados relativos a “investimentos de portfólio”. Todavia, as rubricas “derivativos financeiros” e “outros investimentos” também contemplam capitais de curto prazo e instrumentos financeiros associados aos mercados de derivativos e futuros. A fonte desses dados foi o International Financial Statistics Yearbook publicado pelo Fundo Monetário Internacional – FMI, que fornece esses dados em periodicidade anual e cujas séries se iniciam em 1970. Foi utilizada a liquidez internacional real correspondente à liquidez internacional deflacionada pelo índice de preços norte-americano (producer prices/industrial goods). Ademais, optou-se pela média móvel da liquidez internacional, isto é, pela sua média aritmética em dois períodos (soma da liquidez internacional no ano presente e no ano anterior dividida por 2). Tal opção se deve ao fato de que são as oscilações médias da liquidez internacional que afetam as variáveis macroeconômicas em função da presença de custos de ajustamento, conforme se constata em Resende (2001) e em Resende & Amado (2004). O índice de liquidez internacional real (média móvel) está disponível para o período 1971-2002. Os dados utilizados possuem periodicidade anual. Utilizou-se o logaritmo natural dos valores de cada variável como base para as estimações.

#### 4.3. Metodologia

Visando estimar a dinâmica de curto prazo da equação (7) pelo método do mecanismo de correção de erros de Engle-Granger e, ainda, as relações de longo prazo pelo método de Johansen, as séries foram testadas para a ordem de integração a partir do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os valores críticos para este teste baseiam-se em Mackinnon (1991). O critério utilizado para a escolha do número de defasagens no teste ADF corresponde à estratégia proposta por Doornik e Hendry (1994:94-95). Os testes ADF foram realizados de três formas: sem a constante, com constante e com constante e tendência. Os resultados do teste ADF estão apresentados na tabela 1. Para os testes de raiz unitária das séries IPA/IPC (câmbio real) e Wb, adotou-se os períodos para os quais estas séries estão disponíveis: 1948-2003 e 1949-2003, respectivamente.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Foram conduzidos inicialmente testes ADF para as séries com o período correspondente a 1971-2003, conforme o período utilizado na estimação do modelo. No entanto, para as séries na primeira diferença os testes não rejeitaram a hipótese nula de não-estacionariedade. Conforme Perron (1989) a potência do teste de raiz unitária aumenta quando a série da variável testada é mais extensa. A diminuição da potência do teste decorrente da utilização de uma série menos extensa resulta, freqüentemente, na não-rejeição da hipótese nula (Charemza; Deadman, 1997:105). Portanto, para as variáveis IPA/IPC e Wb foram utilizadas séries mais extensas.

**TABELA 1**  
**Resultados dos Testes ADF**

Variável	t-ADF (sem constante)	Número de defasagens	t-ADF (constante e tendência)	Número de defasagens
IPA/IPC	1,3182	6	-1,5189	6
D(IPA/IPC)	- 2,8548**	2	-2,3412	5
Wb	1,5139	6	-1,0849	6
DWb	-1,9875*	2	-2,4899	5
LI	2,1090	4	-3,5351	3
DLI	-2,4329*	2	-4,3606**	1

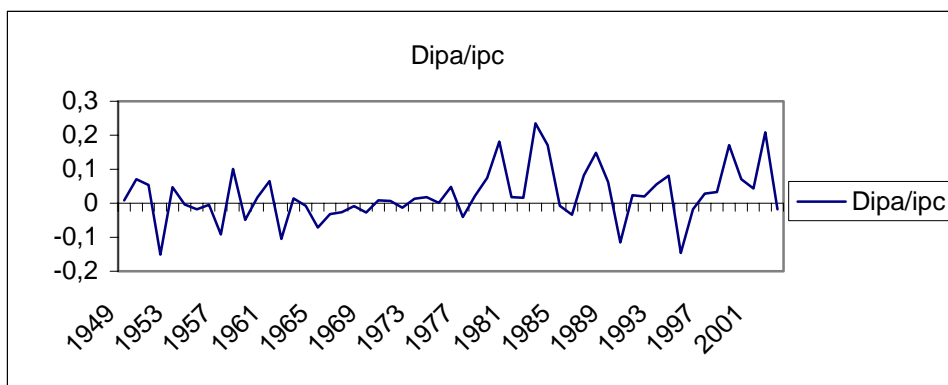
Fonte: Elaboração própria. A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença das mesmas. \*\* e \* são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. O teste de raiz unitária na versão com constante podem ser obtidos diretamente com o autor.

O teste ADF na sua versão sem constante sugere que todas as variáveis são integradas de ordem 1, I(1). Na sua versão com constante e tendência, tal teste não rejeita a hipótese de não-estacionariedade para as primeiras diferenças das séries temporais do IPA/IPC e Wb. De outro lado, a inspeção gráfica das séries IPA/IPC, Wb e LI (gráficos 1, 2 e 3) na sua primeira diferença sugere a sua estacionariedade.<sup>20</sup>

A análise gráfica das séries Wb e IPA/IPC sugeriu uma mudança dos parâmetros da função *trend*, havendo uma alteração na inclinação da tendência em 1978. Deste modo, novo teste de raiz unitária foi realizado seguindo os procedimentos adotados em Perron (1989), de onde foram extraídos os valores críticos. Os resultados do teste de Perron (tabela 2) para o nível das séries Wb e IPA/IPC sugere que elas possuem uma raiz unitária. O teste de Perron foi também aplicado para estas séries em primeira diferença. Contudo, os resultados obtidos não foram válidos, pois, mesmo tendo sido testado o modelo com números diferentes de defasagens, as *dummies* incluídas no modelo revelaram-se não significativas a 10%. O objetivo dos testes de raiz unitária é verificar se as séries temporais são co-integradas para evitar resultados espúrios. Os resultados dos testes de Johansen para a equação (7) indicam a existência de um vetor de co-integração, conforme será demonstrado a seguir, sugerindo a inexistência de correlação espúria entre as variáveis do modelo.

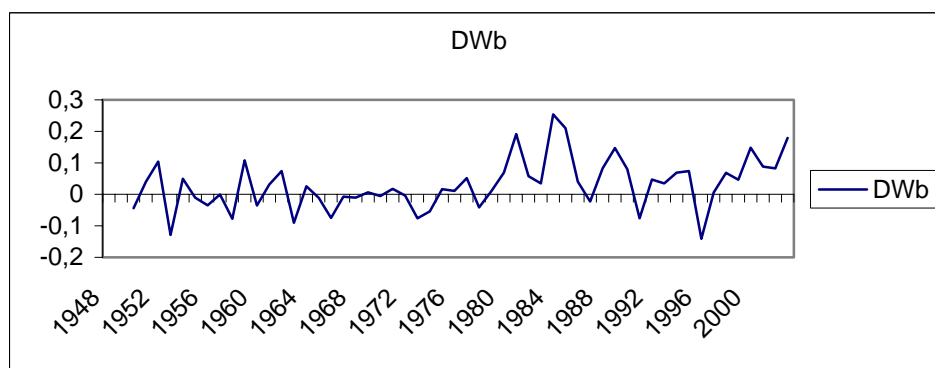
<sup>20</sup> Resende (2001) e Castro & Cavalcanti (1997), realizando o teste ADF para a variável câmbio real para os períodos 1978.1-1998.4 e 1955-1995, respectivamente, rejeitam a hipótese de raiz unitária para a primeira diferença desta série. Esta é mais uma evidência que a primeira diferença da série temporal do câmbio real é estacionária.

**GRÁFICO 1**  
**Primeira diferença da variável IPA/IPC, 1948-2003**



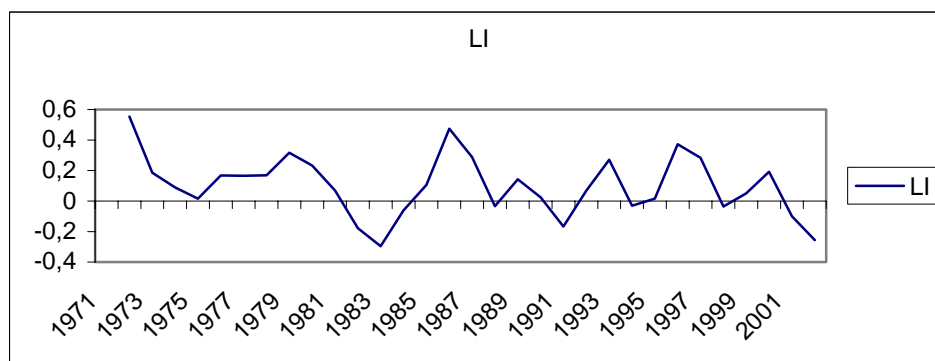
Fonte: Elaboração própria.

**GRÁFICO 2**  
**Primeira diferença da variável Wb de 1949-2003**



Fonte: Elaboração própria.

**GRÁFICO 3**  
**Primeira diferença da variável LI, 1972-200**



Fonte: Elaboração própria.

Uma vez analisada a ordem de integração das variáveis, foi realizado o teste de Johansen para a análise de co-integração.<sup>21</sup> Considerando o critério de teste-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um Vetor de Auto-Regressão (VAR) de 4 defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 3. A constante não participou de modo irrestrito no modelo devido à não constatação de uma tendência determinística para suas séries (Harris, 1995, cap.5). Os resultados (tabela 3) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de 10% no que se refere ao teste do maior auto valor e ao teste do traço sem correção de Reimers (1991).

**TABELA 2**  
**Resultados dos Testes de Perron**

Variável	t-Perron	Modelo de Perron <sup>a</sup>	Período da Quebra	Número de defasagens
IPA/IPC	-3,3912	B	1978	1
Wb	-2,952	B	1978	1

Fonte: Elaboração própria. <sup>a</sup> - O modelo B está em Perron (1989:1.364). Modelo B:  $y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT^* + \varepsilon_t$ , onde  $DT^* = t - T_B$  se  $t > T_B$  e 0 caso contrário.  $T_B$  é o período no qual houve mudança(s) dos parâmetros da função *trend*.

Os sinais dos coeficientes estimados estão em conformidade com o esperado.<sup>22</sup> O coeficiente da variável Wb é positivo e o coeficiente da liquidez internacional é negativo. A elasticidade de longo prazo da taxa de câmbio real em relação a Wb está próxima da unidade: um aumento de 10% em Wb implica depreciação de 10,2% na taxa de câmbio real. Do mesmo modo, quando a liquidez internacional eleva-se em 10% o câmbio real aprecia-se em 1,2%, sugerindo pequena relevância dos fluxos financeiros na determinação da taxa de câmbio real brasileira de longo prazo.

Esperava-se que os efeitos de longo prazo das oscilações da liquidez internacional sobre a taxa de câmbio real brasileira fossem menores do que os efeitos relacionados à variável Wb. Isto porque as variações nos fluxos financeiros internacionais, associados às oscilações da liquidez internacional, dependem de mudanças de expectativas dos agentes no sistema financeiro internacional, principalmente em relação às economias especulativas/Ponzi (seção 3). Sendo assim, os fluxos financeiros internacionais possuem um forte componente especulativo e, portanto, de curto prazo. Neste caso, seus efeitos sobre a taxa de câmbio dos países, em geral, e, principalmente dos países especulativos/Ponzi (subdesenvolvidos), devem ser mais intensos no curto do que no longo prazo.

Uma vez obtidos esses resultados, optou-se pela estimação do modelo original, substituindo a variável instrumental da equação (7) pela variável Wa. Portanto, a equação (6) foi também estimada pelo método de Johansen. Os resultados são semelhantes àqueles encontrados a partir da estimação do modelo anterior, equação (7), sugerindo a existência de um vetor de co-integração. A hipótese nula de não-existência de um vetor de co-integração foi rejeitada tanto pelo teste do maior autovalor sem correção de Reimers (1991) quanto para o teste do traço sem correção de Reimers (1991) a um nível de significância de 10%, indicando uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo.

<sup>21</sup> O pacote estatístico utilizado foi o PCFILM versão 8.1.

<sup>22</sup> Os coeficientes são apresentados com os sinais invertidos pelo pacote estatístico.

**TABELA 3**  
**Teste de Johansen (com variável instrumental)**

$H_0: \text{posto} = \rho$	Teste do maior auto valor			Teste do traço		
	$-T \log(1-\gamma)$	$-(T - nm)\log(1-\gamma)$	95%	$-T \sum \log(1-\gamma)$	$-(T - nm)\sum \log(1-\gamma)$	95%
$\rho = 0$	18,86*	13,01	17,9	27,82*	19,19	24,3
$\rho \leq 1$	8,886	6,128	11,4	8,967	6,184	12,5
$\rho \leq 2$	0,0809	0,0558	3,8	0,0809	0,0558	3,8
Vetor de co-integração						
	IPA/IPC	Wb	LI			
	1,00	-1,024	0,1150			
Posto	Log máxima verossimilhança					
0	246,236					
1	255,665					
2	260,108					
3	260,149					

Fonte: Elaboração própria. \*\* e \* indicam significância estatística a 1% e a 10%, respectivamente.

A estimação da equação (6) produziu os seguintes resultados: os sinais dos coeficientes encontrados são aqueles esperados. A elasticidade de longo prazo da taxa de câmbio real em relação a  $W_a$  mostrou-se mais elevada na equação (6): 1,72. Assim, um aumento de 10% em  $W_a$  implica depreciação de 17,2% na taxa de câmbio real. O coeficiente estimado da liquidez internacional foi maior em relação àquele estimado para a equação (7): a estimação da equação (6) produziu um coeficiente de -0,64. Isto é, quando a liquidez internacional eleva-se em 10% o câmbio real aprecia-se em 6,4%.<sup>23</sup>

Visando conhecer a dinâmica de curto prazo, a equação (7) foi estimada em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo. Em seguida, estimou-se o mecanismo de correção de erros de Engle-Granger, isto é, nova equação foi estimada, derivada da equação (7) a partir da primeira diferença das suas variáveis e, também, tomando-se o resíduo estimado na equação de longo prazo (estimação do ADL citado) com seu valor defasado em um período (tabela 4). As variáveis que não foram significativas a, pelos menos, 10% foram eliminadas do modelo.

<sup>23</sup> Foram conduzidos testes ADF e de Perron para a variável  $W_a$ , para o período 1948-2003. Os resultados obtidos são os mesmos encontrados para a variável  $W_b$ . Os resultados destes testes de raiz unitária e, também, da estimação da equação (6) pelo método de Johansen não estão reportados neste estudo por uma questão de economia de espaço, mas podem ser obtidos diretamente com os autores.

**TABELA 4**  
**Mecanismo de Correção de Erros para o Câmbio Real Brasileiro (IPA/IPC)**  
**Período de estimação: 1974-2002**

Variável	Coefficiente
Constante	0.018268
DIPA/IPC 1	0.49513*
DIPA/IPC 2	-1.3163**
DLIM2	-0.13841*
DWb 1	1.1403*
ECM 1	-0.44136*
R <sup>2</sup> = 0.359309; F(5, 23) = 205.06 [0.0000]; DP = 0.0776581; DW = 2.03	
AR 1- 2F( 2, 21) = 1.1598 [0.3328]	
ARCH 1 F( 1, 21) = 0.84274 [0.3690]	
Normality $\chi^2(2)$ = 2.7118 [0.2577]	
$\chi^2$ F(10, 12) = 0.28943 [0.9708]	
RESET F( 1, 22) = 1.0328 [0.3205]	

Fonte: Elaboração própria. A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. \*\* e \* indicam significância estatística a 5% e 10%, respectivamente. A sigla AR apresenta os valores relativos ao teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação; a sigla ARCH mostra os valores para o teste de Engle para os resíduos ARCH e a sigla RSS corresponde à soma dos quadrados dos resíduos. O termo DP corresponde ao desvio padrão dos resíduos, enquanto que o valor da estatística de Durbin-Watson é representado pela sigla DW. A normalidade dos resíduos é avaliada pelo teste de Jarque-Bera, indicado pelo termo Normality. O símbolo  $\chi^2$  indica os valores para o teste de validade funcional e/ou heterocedasticidade. O termo RESET refere-se ao valor do teste de Ramsey para má especificação do modelo.

Os resultados referentes à equação de correção de erros são bons. O modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros (ECM-1) é -0,44. Tal coeficiente é negativo, conforme esperado e estatisticamente diferente de zero a 10%. Este coeficiente indica que os agentes compensam em média 44% do desequilíbrio do período anterior. Ademais, sua significância estatística é mais uma evidência em favor da co-integração das variáveis em análise.

O coeficiente da primeira diferença da liquidez internacional é significativo a 10%, e sugere que a elasticidade de curto prazo do câmbio real brasileiro em relação à liquidez internacional é da ordem de -0,14. O coeficiente estimado da primeira diferença defasada em um período da variável Wb foi de cerca de 1,14 e significativo a 10%.

Por fim, os resultados encontrados sugerem que a taxa de câmbio real brasileira tende a depreciar-se ao longo do tempo e corroboram o argumento de Lemos (1988), baseado no diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços entre economias desenvolvidas e não desenvolvidas.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Há na literatura do comércio internacional três explicações para a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real: o modelo de diferenciais de produtividade, atribuído a Balassa (1964) e Samuelson (1964), o modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin), o modelo de gostos não-homotéticos (Bergstrand, 1991). Lemos (1988) acrescenta uma quarta explicação a partir de um

modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços”. Estas quatro explicações convergem para o mesmo resultado: verifica-se a depreciação da taxa de câmbio real no longo prazo nos países não desenvolvidos e uma apreciação desta taxa nos países desenvolvidos.

Argumentou-se com base na literatura Pós-Keynesiana que os fluxos de capitais são relevantes na determinação da taxa de câmbio das economias, classificadas no sistema financeiro internacional como unidades hedge, especulativas e ponzi, segundo sua capacidade de gerar as divisas externas suficientes para honrar seus compromissos financeiros externos. Na abordagem Pós-Keynesiana o sistema financeiro internacional “não é neutro”, e os fluxos de divisas internacionais são inibidos no seu deslocamento para os países menos desenvolvidos *vis-à-vis* as economias mais desenvolvidas. A conseqüente escassez relativa de divisas externas nos países mais pobres implica uma depreciação da sua taxa de câmbio nominal e real. Este processo seria revertido nos períodos de excesso de liquidez internacional, quando o sistema financeiro internacional expande o crédito aos países menos desenvolvidos (especulativos/ponzi), o que pode, inclusive, gerar uma apreciação da taxa de câmbio real de curto/médio prazo nestes países.

Visando estimar um modelo para a taxa de câmbio real do Brasil para o período 1971-2002, adotaram-se como variáveis explicativas do câmbio real brasileiro uma variável *proxy* para a liquidez internacional e outra variável *proxy* que reflete o diferencial entre a mudança de preços relativos nos Estados Unidos (resto do mundo) e no Brasil – variável W. Tal variável é compatível apenas com o argumento de Lemos (1988) para a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real.

Os resultados das estimativas realizadas segundo o método de Johansen e o mecanismo de correção de erros de Engle-Granger não rejeitam hipótese de relevância de ambas as variáveis para explicar a taxa de câmbio real no Brasil. Ou seja, constatou-se a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. Além disso, no modelo de correção de erros os coeficientes estimados de ambas as variáveis explicativas são significativamente diferentes de zero a um nível de 10%. A elasticidade estimada do câmbio real brasileiro em relação à liquidez internacional foi menor *vis-à-vis* a elasticidade do câmbio real em relação à variável W, seja no curto ou no longo prazo.

Por fim, este trabalho fornece evidências de que a inserção internacional da economia brasileira é periférica, isto é, tal economia parece ser classificada no sistema financeiro internacional como unidade especulativa/ponzi, o que seria consistente com a tendência de sua taxa de câmbio real de depreciar-se no longo prazo.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMADO, A. M. Minsky e o Ciclo Econômico: uma análise para economias periféricas. *Anais do VIII Encontro Nacional de Economia Política*, Florianópolis, 2003.
- BALASSA, B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v.72, n.6, p. 584-596, dez.1964.
- BALASSA, B. An empirical demonstration of classical comparative cost theory. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v.45, n.3, p.231-238, aug.1963.
- BERGSTRAND, J.H. Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence. *The American Economic Review*, Nashville, v.81, n.1, mar.1991.
- BIELSCHOWSKY, R.(Org). *Cinquenta anos de pensamento na CEPAL*. São Paulo: Record, 2000. 2v.
- CARVALHO, F.J.C. *Mr Keynes and the post Keynesians: principles of macroeconomics for a monetary production economy*. Edward Elgar, 1992.
- CARVALHO, F. J. C. Sobre a endogenia da oferta de moeda: réplica ao professor Nogueira da Costa. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v.13, n. 3(51), p.119-120, jul./set. 1993.
- CASTRO, A.S. & CAVALCANTI, M.A.F.H., Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 1, abril de 1998.
- CHAREMZA, W. & DEADMAN, D. *New Directions in Econometric Practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. 2.ed. Cheltenham: Edward Elgar, 1997. 334p.
- CHICK, V. A evolução do sistema bancário e a teoria da poupança, do investimento e dos juros. *Ensaio Fee*, Porto Alegre, v.15, n.1, p.9-23,1994.
- CROCCO, M.A. The concept of degrees of uncertainty in Keynes, Shackle, and Davidson. Belo Horizonte, *Nova Economia*, 12(2), julho-dezembro de 2002.
- DOORNIK, J.A. & HENDRY, D.F. *PcGive 8.0 – an interactive econometric modelling system*. Oxford, Oxford University, 1994.
- DORNBUSH, R. Purchasing Power Parity. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. *The New Palgrave*. Nova York: Macmillan, 1987. p.237-244.
- DOSI,G; FABIANI; FREEMAN,C. The process of economic development: introducing some stylized facts and theories on technologies, firms and institutions. *Industrial and Corporate Change*, v.3, n.1, 1994.
- DOW, S.C. *Macroeconomic Thought: a methodological approach*. Blackwell, Oxford, 1985.
- DOW, S.C. *Money and the economic process*. Aldershot: Edward Elgar, 1993.
- DOW, S.C. Post Keynesian monetary theory for an open economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, v.9, n.2, 1986/87.

- FAGERBERG, J. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*, v. 32, September, 1994.
- FREEMAN, C. The National System of Innovation in historical perspective. *Revista Brasileira de Inovação*, V3, N. 1, Janeiro/junho, 2004.
- GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.
- HARRIS, R. I. D. *Using co-integration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, University of Portsmouth, 1995.
- HOLLAND, M & PEREIRA, P.L.V. Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 53 (3), jul/set, 1999.
- HSIEH, D. The determination of the real exchange rate. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 12, n. 3/4, p.355-362, may 1982.
- KEYNES, J.M. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo, Nova Cultural, 1988a.
- KEYNES, J. M. Teorias Alternativas da taxa de Juros. Lit. Econ., 9(2): 147-158, 1987. IN: IPEA-INPES, Instituto de Planejamento Econômico e Social- Instituto de Pesquisas. *Clássicos da Literatura Econômica*. Rio de Janeiro, p. 317-327, 1988b.
- KEYNES, J. M. A Teoria *ex ante* da Taxa de Juros. Lit. Econ., 9(2): 165-172, 1987. IN: IPEA-INPES, Instituto de Planejamento Econômico e Social- Instituto de Pesquisas. *Clássicos da Literatura Econômica*. Rio de Janeiro, p. 335-341, 1988c.
- LEMOES, M. B. Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica Centro x Periferia. Campinas. 1988. *Tese (Doutorado em Economia)* - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1988.
- LOCATELLI, R. & SILVA, J. Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, v.45, n.4, p. 543-564, out./dez. 1991.
- LOPEZ, J.(1997) "Mexico's Crisis: Financial Modernization and Financial Fragility", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol 50 (201).
- MACKINNON, J. G. Critical Values for co-integration tests. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C. W. J. *Long run economic relationships*. Oxford University Press, p.267-276, 1991.
- MINSKY, H.P. Integração financeira e política monetária. *Economia e Sociedade*, Campinas, n.3, dez.1994.
- MINSKY, H.P. *Stabilizing an unstable economy*. New Haven: Yale University Press, 1986. 353p.
- PAULA, L. F. R.; ALVES JÚNIOR, A. J. External financial fragility and the 1998-1999 brazilian currency crisis. *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 22, n.4, p.589-617, 2000.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, Chicago, v. 57, n.6, p. 1361-1401, nov. 1989.
- PLIHON, D. A ascensão das finanças especulativas. *Economia e Sociedade*, Campinas, n.5, p.61-78, dez. 1995.

- REIMERS, H. E. Comparisons of tests for multivariate co-integration. Christian-Albrechts University, Kiel, 1991 (*Discussion Paper 58*).
- RESENDE, M.F.C & AMADO, A. Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. Belo Horizonte, Cedeplar, *Texto para Discussão*, n.245, 2004.
- RESENDE, M.F.C. Inserção internacional, arranjos financeiros e crescimento na Economia Brasileira. *Tese (Doutorado em Economia)*-Universidade de Brasília, Brasília, 2003.
- RESENDE, M.F.C. Inserção internacional, arranjos financeiros e crescimento da economia brasileira: 1947-2003. João Pessoa, *Anais do XXXII Encontro da ANPEC*, 2004.
- RESENDE, M.F.C. Crescimento econômico, disponibilidade de divisas e importações no Brasil: um modelo de correção de erros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.31, n.2, p.289-330, ago. 2001.
- RICARDO, D. *Princípios de economia política e tributação*. 2.ed. São Paulo: Nova Cultural, 1985. 286p.
- SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems, *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v.46, n.2, p.145-154, may 1964.
- STUDART, R. *Investment finance in economic development*. London: Routledge, 1995.