

# Complexo de serviços e taxa de câmbio real: o caso do Brasil<sup>1</sup>

---

*Marco Flávio da Cunha Resende*<sup>2</sup>

## **Resumo**

As quatro explicações para a trajetória da taxa de câmbio real de longo prazo de uma economia correspondem ao modelo de diferenciais de produtividade de Balassa (1964) e Samuelson (1964), ao modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin), ao modelo de gostos não homotéticos de Bergstrand (1991) e ao modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços” de Lemos (1988). Os três primeiros modelos estão testados na literatura empírica sobre o tema. Estimou-se, neste trabalho, um modelo para a taxa de câmbio real brasileira visando a testar a hipótese do diferencial de desenvolvimento do “complexo de serviços”. Os resultados encontrados corroboram a hipótese de aderência do modelo para o caso brasileiro.

**Palavras-chave:** Taxa de câmbio real; Complexo de serviços; Liquidez internacional.

## **Abstract**

There are four different explanations in the international trade literature for the long-term course of the real exchange rate: the productivity-differential model (Balassa, 1964; and Samuelson, 1964), the relative-factor-endowments model (Heckscher-Ohlin), Bergstrand's (1991) nonhomothetic tastes model, and the differentials of the “service complex” development model (Lemos, 1988). An equation for the Brazilian real exchange rate was estimated in this paper (1955-1999) 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; Service complex; International liquidity.

**JEL** C32, E12, F31, F37.

## **Introdução**

Nos países menos desenvolvidos a taxa de câmbio real deprecia-se no longo prazo, enquanto nos países mais desenvolvidos essa taxa aprecia-se no longo prazo. Esse fenômeno foi constatado inicialmente por Ricardo (1985, cap. VII). Todavia, não há consenso na literatura do comércio internacional no que diz respeito a explicá-lo.

---

(1) O autor agradece os comentários e sugestões de Maurício Borges Lemos e Adriana M. Amado a uma versão anterior deste trabalho, eximindo-os pelos erros e omissões porventura remanescentes.

(2) Do Cedeplar/Departamento de Economia da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG. O autor agradece o apoio financeiro do CNPq. E-mail: <resende@cedeplar.ufmg.br>.

As quatro explicações sobre os determinantes da taxa de câmbio real de longo prazo de uma economia correspondem ao modelo de diferenciais de produtividade de Balassa (1964) e Samuelson (1964), ao modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin), ao modelo de gostos não homotéticos de Bergstrand (1991) e ao modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços” de Lemos (1988).

Os modelos de diferenciais de produtividade, de dotação relativa de fatores e de gostos não homotéticos estão testados na literatura empírica sobre o tema (Bergstrand, 1991). Matos e Resende (2005) desenvolveram um modelo para a taxa de câmbio real brasileira visando a testar a hipótese do diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços. Os resultados encontrados pelos autores corroboram a hipótese de aderência do modelo para o caso brasileiro.

Portanto, visto que o modelo desenvolvido em Lemos (1988), ao contrário dos demais, não está cristalizado na literatura, neste trabalho será estimada uma variação do modelo desenvolvido em Matos e Resende (2005) para a taxa de câmbio real do Brasil. Objetiva-se confirmar (ou não) a hipótese de validade do modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços defendida por esses autores, para o caso brasileiro.

Por fim, Matos e Resende (2005) sugerem que os ciclos do sistema financeiro internacional são relevantes para explicar a taxa de câmbio real das economias em desenvolvimento. Portanto, busca-se, ainda, a partir da ótica pós-keynesiana, investigar o papel da liquidez internacional na determinação da taxa de câmbio real do Brasil.

O trabalho apresenta três seções, além desta introdução. Na Seção 1 estão os argumentos que explicam a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real. Na Seção 2 apresenta-se o modelo para a taxa de câmbio real do Brasil e os resultados da sua estimação. A última seção destina-se às conclusões do trabalho.

## **1 Teorias sobre a trajetória da taxa de câmbio real de longo prazo**

A doutrina da Paridade do Poder de Compra (PPC) 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. Nessa versão, a Lei do Preço Único se aplica a bens individuais e a níveis de preços agregados (Dornbusch, 1987). A PPC absoluta é representada por:  $P = E \cdot P^*$ , 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. Nesse caso, a taxa de câmbio real seria igual à unidade ( $E.P^*/P = 1$ ).<sup>3</sup>

A versão relativa da PPC relaciona a variação da taxa de câmbio com mudanças relativas nos níveis de preços. Dessa 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). Nesse caso, é possível utilizar índices de preços nacionais e estrangeiros relacionados a cestas de bens com diferentes pesos para determinar a variação da taxa de câmbio. Se a PPC relativa é válida, então a taxa real de câmbio 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, p. 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 alteração nos preços relativos, o autor não aponta o mecanismo por meio do qual ocorre essa alteração. Alguns autores buscam explicá-lo.

Balassa (1964) e Samuelson (1964) assumem a hipótese de que os diferenciais de produtividade entre países são maiores no setor de bens comerciáveis *vis-à-vis* o setor de 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. Ou seja, a moeda do país com níveis maiores de produtividade irá se sobrevalorizar ao longo do tempo em termos da Paridade do Poder de Compra.

---

(3) Para que a PPC absoluta seja válida, é necessário que os mercados sejam competitivos, não haja custos de transporte ou barreiras ao comércio e que os índices de preços nacionais e estrangeiros considerados sejam idênticos em termos da composição e ponderações da cesta de bens de cada país (Hsieh, 1982, p. 356). É necessário também que a hipótese de Fisher se verifique, ou seja, as taxas de juros reais devem ser equalizadas entre os países em consideração (Holland; Pereira, 1999, p. 264).

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 produtos são iguais aos custos marginais (assumindo-se o trabalho como único fator de produção):  $A^T = W^T / P^T$ , 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>4</sup> o que viria a elevar os salários no setor de serviços. Dessa forma, o custo de produção nesse 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 nesses países. Samuelson (1964, p. 148) argumenta: “Por esta razão [alto preço dos serviços] toda região próspera apresenta uma apreciação crônica de sua moeda”. Essa 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). Nesse modelo, constata-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 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 de os preços dos serviços serem relativamente altos nos países ricos advém do lado da demanda. Bergstrand (1991) atribui parte da

---

(4) Para detalhes, ver Balassa (1963, p. 238).

relação sistemática entre renda per capita e mudanças de preços relativos à diferença entre elasticidades-renda da demanda por bens comerciáveis e não comerciáveis. O autor assume que os serviços são bens “superiores”. A elasticidade-renda da demanda para esses 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. Nesse caso, quanto maior for o crescimento da renda per capita de um país, maior será o crescimento relativo da demanda por serviços nesse país, pressionando os preços do setor.

Para uma amostra de 21 países, os resultados econométricos de Bergstrand (1991) sugerem que 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. Esse argumento está em Lemos (1988), que, para demonstrá-lo, apresenta o conceito de “renda fundiária urbana”. Esse 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 – o conceito de renda urbana é apenas uma extensão do conceito de Ricardo (1985).

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 esse 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, p. 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, p. 38, grifo do autor),

[...] 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 nesse 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, dessa 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 desses 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, p. 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. Esses 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>5</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

---

(5) Lemos (1988, p. 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.

capital). A magnitude dessa renda urbana corresponde ao diferencial de custos de serviços nos respectivos espaços econômicos.

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, p. 296).

Os países que são mais competitivos devido a vantagens que levam a diferenciais de produtividade – sendo a principal dessas 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>6</sup> A explicação para esse 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. Essa 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. Nesse caso, essa região (país) torna-se mais

---

(6) “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, p. 38-39). Desse modo, o desenvolvimento de vantagens aglomerativas, isto é, do complexo de serviços em uma região, torna essa região dotada de vantagens locacionais 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.

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* as 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>7</sup>

Desse 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. Nesse caso, a PPC estaria funcionando (valendo):  $P = E \cdot P^*$ . Ao final do processo, apenas P e E teriam se reduzido.

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. Nesse 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, p. 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.

---

(7) A abordagem Evolucionária (neo-schumpeteriana) também chega à mesma conclusão, isto é, o progresso técnico possui um caráter local, proporcionando um desenvolvimento desigual entre economias – ver Freeman (2004), Fagerberg (1994), Dosi et al. (1994), entre outros. Tal abordagem e aquela desenvolvida em Lemos (1988) não são excludentes, pelo contrário, elas se complementam.



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.”<sup>8</sup>

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 conseqüência, 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 aumento de preços, principalmente dos bens de circulação interna, entre os quais encontram-se os bens não comerciáveis. O aumento dos preços domésticos em divisas externas seria a expressão do aumento do poder aquisitivo desse país em termos de uma cesta de bens estrangeiros, isto é, da valorização de sua taxa de câmbio real.<sup>9</sup>

---

(8) Note que a totalidade dos bens exportados é, necessariamente, de bens comercializáveis, ao passo que nem todos os bens que circulam internamente pertencem a essa categoria de bens. Logo, um aumento da incidência de renda urbana resulta em mudança de preços relativos entre bens comercializáveis e bens não comercializáveis.

(9) Note que, dessa 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.

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 por que a região onde o complexo de serviços mais se desenvolveu será o *locus* preferencial de acumulação de capital. Segundo Lemos (1988, p. 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>10</sup>

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

---

(10) O conceito de incerteza está definido na literatura pós-keynesiana e difere do conceito de risco. Ver, por exemplo, Dow (1985, p. 184-203), Carvalho (1992, p. 54-69), e Crocco (2002).

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, p. 375).

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. Desse 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.

Nesse 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 nesse 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>11</sup> A partir de então, essa região (esse 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. Isso levará a um maior desenvolvimento do complexo de serviços e do progresso tecnológico nessa 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.

Portanto, baseado nos argumentos acima, é possível inferir que a 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 a geração e propagação do progresso técnico.

---

(11) O sobrelucro é fator de atração do capital enquanto sua conversão em renda fundiária urbana é fator de repulsão. Segundo Lemos (1988, p. 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”.

## 2 Estimação do modelo de câmbio real para o Brasil

### 2.1 O modelo

As quatro explicações apresentadas na seção 1 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. Todavia, o argumento de Lemos (1988) parece não ter sido testado na literatura empírica sobre o tema, à exceção de Matos e Resende (2005). Assim, 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.

Segundo Locatelli e 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:  $CR = (E \cdot PT^*)/PNT$ , 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 domésticos. Essa versão será utilizada no modelo a ser estimado, porém com os preços domésticos dos bens comerciáveis no numerador desta equação.

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, p. 547). Portanto, o câmbio real é dado por:  $CR = PT/PNT$ , onde, PT = preços internos dos bens comerciáveis.

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

$$\frac{PT}{PNT} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot W_r + \mu \quad (1)$$

onde,

$$W_r = \left( \frac{Ad / Pd}{Ai / Pi} \right)^{12}$$

Ad = índice do valor dos aluguéis nos países desenvolvidos;

Pd = índice de preços nos países desenvolvidos;

---

(12) Matos e Resende (2005) estimaram esta equação, porém usando a variável  $W_a$  em vez de  $W_r$ ; sendo  $W_a = (PNT_d/PT_d)/(PNT_i/PT_i)$ ; d = países desenvolvidos; i = Brasil. Os resultados encontrados por estes autores corroboram a hipótese de Lemos (1988). Portanto, o uso de uma outra *proxy*,  $W_r$ , para os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços entre Brasil e os países desenvolvidos é mais um passo na investigação da relevância dos diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços entre países na determinação da taxa de câmbio real de longo prazo.

$A_i$  = índice do valor dos aluguéis no Brasil;

$P_i$  = índice de preços no Brasil;

$\alpha_0$  = constante;  $\alpha_1$  = coeficiente;  $\mu$  = distúrbio aleatório.

Espera-se que  $\alpha_1$  seja positivo. A variável  $Wr$  expressa os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços entre o Brasil e os países desenvolvidos por meio de mudanças no valor da Renda Urbana (seção 1). Este valor estaria representado pela *proxy* “valor dos aluguéis”.

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 bens não comerciáveis. Na equação (1), a variável  $Wr$  é compatível apenas com o argumento de Lemos (1988), visto que:

i) A variável do lado esquerdo de (1) **não é**  $(E.P^*/P)$ ; onde,  $E$ ,  $P$  e  $P^*$  são a taxa de câmbio nominal e os níveis de preços domésticos e estrangeiros, 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>13</sup> Esse problema é eliminado quando substituímos  $(E.P^*/P)$  por  $(IPA^i/IPC^i)$ , onde  $IPA^i = PT$  do país  $i$  e  $IPC^i = PNT$  do 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>14</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 escassez relativa de trabalho nos países desenvolvidos e sua abundância nos não desenvolvidos deve elevar-se, provocando elevações do preço relativo dos bens não comerciáveis naqueles países e sua queda nestes. Contudo, o movimento de preços nesta segunda categoria de países não corresponde a uma contrapartida do movimento de preços

(13) 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”.

(14) 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).

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 essas duas tendências não se influenciam – a correlação entre elas seria apenas “espúria”. Nesse caso, a variável do lado esquerdo da equação (1) e a variável  $W_r$  não são co-integradas.

## 2.2 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 a Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe).<sup>15</sup>

Para a construção da variável  $W_r$ , considerou-se o valor dos aluguéis nos Estados Unidos como *proxy* para o valor dos aluguéis nos países desenvolvidos. Esta variável teve como fonte o *Yearbook of Labor Statistics/Organização Internacional do Trabalho, Seção Consumer Price Indices/Rent Prices* e está disponível até o ano de 1999; o valor dos aluguéis no Brasil teve essa mesma fonte, porém utilizaram-se os dados para a cidade de São Paulo como *proxy* para os dados brasileiros já que estes últimos não estão disponíveis para todo o período em análise. Além disso, entre o terceiro trimestre de 1988 e o ano de 1993 os dados não estão disponíveis. Assim, reproduziu-se para o quarto trimestre de 1988 a inflação verificada para os aluguéis da cidade de São Paulo no terceiro trimestre desse mesmo ano, e, a partir de 1989 a série do valor dos aluguéis em São Paulo foi estendida até 1993 com base no Índice de Preços ao Consumidor (item Habitação) para o Brasil, cuja fonte foi a revista *Conjuntura Econômica* da Fundação Getúlio Vargas.<sup>16</sup> O valor dos aluguéis nos Estados Unidos e no Brasil foi deflacionado por Índices de Preços no Atacado (IPAs) dos Estados Unidos e do Brasil, respectivamente, sendo o IPEA a fonte de ambos os deflatores.

Após a estimação da equação 1, introduziu-se na mesma uma variável de liquidez internacional (LI). Os motivos para tal procedimento estão explicados na subseção 2.3 a seguir.

A LI corresponde à soma dos valores tomados em módulo das seguintes rubricas do Balanço de Pagamentos dos Estados Unidos, Reino Unido, Japão, Alemanha, Itália, França e Canadá (grupo conhecido como G7): “investimentos de porta-fólio (ativo e passivo)”, “derivativos financeiros (ativo e passivo)” e “outros

---

(15) Frise-se que tal *proxy* não é perfeita visto que o IPC contém bens comercializáveis, além dos bens não comercializáveis, embora a proporção destes seja maior do que a daqueles.

(16) O item “Habitação” é o mesmo que o item *Rent Prices* do *Consumer Price Indices* do *Yearbook of Labor Statistics/Organização Internacional do Trabalho*, e também está disponível desde o início das séries aqui utilizadas até 1988 no livro *Estatísticas Históricas do Brasil/IBGE* de 1988.

investimentos (ativo e passivo)”. Plihon (1995) usa como *proxy* para a liquidez internacional apenas os dados relativos a “investimentos de porta-fólio”. 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 e Amado (2005). O índice de liquidez internacional real (média móvel) está disponível para o período 1971-2002.

Os dados utilizados possuem periodicidade anual e estão disponíveis para o período 1952-1999, à exceção da LI, cuja série se inicia em 1970. Utilizou-se o logaritmo natural dos valores de cada variável como base para as estimações.

### 2.3 Metodologia

Visando a estimar as relações de longo prazo entre as variáveis da equação (1) pelo método de Johansen, e a dinâmica de curto prazo pelo método do mecanismo de correção de erros de Engle-Granger, as séries foram testadas para a ordem de integração a partir do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os valores críticos para esse 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, p. 94-95). Os testes ADF foram realizados de três formas: sem constante, com constante e com constante e tendência. Os resultados do teste ADF estão apresentados na Tabela 1. Para o teste de raiz unitária da série IPA/IPC (câmbio real), adotou-se o período para o qual esta série está disponível: 1948-2005.<sup>17</sup>

---

(17) Foram conduzidos inicialmente testes ADF para as séries IPA/IPC e  $Wr$ , e para a série LI, com os períodos correspondentes a 1952-1999 e 1971-1999, respectivamente – conforme o período utilizado na estimação do modelo. No entanto, para as séries na primeira diferença de IPA/IPC nem todos os testes 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, p. 105). Portanto, para a variável IPA/IPC utilizou-se série mais extensa.

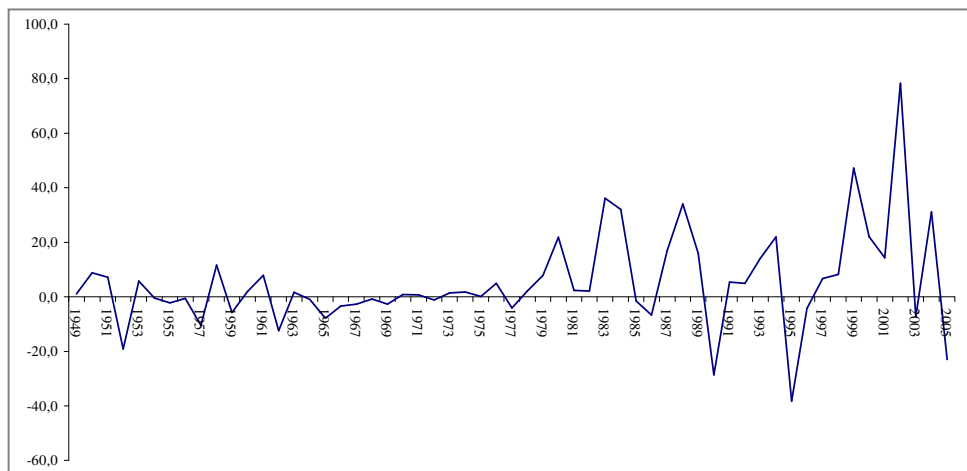
Tabela 1  
Resultados dos Testes ADF

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 <sup>(2)</sup>	2	-2,3412	5
Wr	1,2602	12	-2,7698	5
DWr	-3,7036 *	1	-3,6483 *	1
LI	1,4483	4	-3,4924	1
DLI	-3,2965 <sup>(2)</sup>	1	-3,6729 *	3

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 pode ser obtido 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 a primeira diferença da série do IPA/IPC. De outro lado, a inspeção gráfica da série IPA/IPC (Gráfico 1) na sua primeira diferença sugere a sua estacionariedade.<sup>18</sup>

Gráfico 1  
Primeira diferença de IPA/IPC, 1949-2005



Fonte: Elaboração própria.

(18) Resende (2001) e Castro e Cavalcanti (1998), 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. Essa é mais uma evidência de que a primeira diferença da série temporal do câmbio real é estacionária.



A análise gráfica da série IPA/IPC sugeriu uma mudança dos parâmetros da função *trend*, havendo uma alteração na inclinação da tendência em 1978. Desse modo, novo teste de raiz unitária foi realizado seguindo os procedimentos adotados em Perron (1989), de onde foram extraídos os valores críticos. O resultado do teste de Perron (Tabela 2) para o nível da série IPA/IPC sugere que ela possui uma raiz unitária. O teste de Perron foi também aplicado para esta série em primeira diferença. Contudo, o resultado obtido não foi válido, 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 (1) 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.

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

Fonte: Elaboração própria. <sup>a</sup> - O modelo B está em Perron (1989, p. 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*.

Uma vez analisada a ordem de integração das variáveis, foi realizado o teste de Johansen para a análise de co-integração das variáveis da equação (1).<sup>19</sup> Considerando o critério de teste-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um Vetor de Auto-Regressão (VAR) de 5 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). Todavia, a análise gráfica dos resíduos da equação sugeriu a inclusão de uma variável *dummy* de impulso para o ano de 1980.

Os resultados (Tabela 3) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de 5% no que se refere ao teste do maior autovalor e ao teste do traço sem correção de Reimers (1991). O sinal do coeficiente estimado de  $Wr$  está em conformidade com o esperado. Tal coeficiente é positivo. A elasticidade de longo prazo da taxa de câmbio real em relação a  $Wr$  está muito próxima da

(19) O pacote estatístico utilizado foi o PCFILM versão 8.1.

unidade: um aumento de 10% em  $Wr$  implica depreciação de 10,01% na taxa de câmbio real.

Tabela 3  
Teste de Johansen – Período de estimação: 1955 a 1999

$H_0$ : posto = $\rho$	Teste do maior autovalor			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%
$\rho = 0$	13,06 *	11,32	11,4	14,38 *	12,46	12,5
$\rho \leq 1$	1,313	1,138	3,8	1,313	1,138	3,8
Vetor de co-integração						
	IPA/IPC	$Wr$				
	1,00	1,009				
Posto	Log máxima verossimilhança					
0	217,447					
1	223,979					
2	224,636					

Fonte: Elaboração própria. \*\* e \* indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Visando a conhecer a dinâmica de curto prazo, a equação (1) foi estimada em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo. O ADL apresentou o mesmo número de defasagens do VAR estimado pelo método de Johansen (VAR de ordem 3). Em seguida, estimou-se o mecanismo de correção de erros de Engle-Granger, isto é, nova equação foi estimada, derivada da equação (1) 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, pelo menos, 10% foram eliminadas 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 -0,04. Tal coeficiente é negativo, conforme esperado, e estatisticamente diferente de zero a 7%, o que é mais uma evidência em favor da co-integração das variáveis em análise. Esse coeficiente indica que os agentes compensam em média 4% do desequilíbrio do período anterior, ou seja, o ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é bastante lento.

O coeficiente de curto prazo estimado para a primeira diferença da variável  $Wr$  atinge 0,18 em quatro períodos. Em todos eles, o coeficiente estimado de  $DWr$  é estatisticamente diferente de zero a 1%. Os coeficientes de curto prazo estimados para a primeira diferença do câmbio real (IPA/IPC) são estatisticamente significativos a 1% tanto para a primeira defasagem de DIPA/IPC como também para sua terceira defasagem. Tal coeficiente atinge -0,03 em quatro períodos. A *dummy* de impulso para 1980 também se mostrou significativa.

Na equação (1) não se considera o movimento financeiro do balanço de pagamentos para explicar variações na taxa de câmbio. Todavia, Matos e Resende (2005) argumentam que os ciclos da liquidez internacional são relevantes para explicar as oscilações do câmbio real da economia brasileira.

Segundo a Escola Pós-Keynesiana, o sistema financeiro internacional não é neutro. Assim, há um controle discricionário dos mercados financeiros no que diz respeito à distribuição e ao volume de crédito externo. Esse comportamento decorre da preferência pela liquidez dos mesmos, visto que a avaliação do risco soberano se dá no âmbito da incerteza.<sup>20</sup> Quanto maior a incerteza sobre a capacidade dos devedores em honrar seus compromissos financeiros, maior será a preferência pela liquidez dos bancos (Dow, 1993; Amado, 2003).

Tabela 4  
Mecanismo de correção de erros para o câmbio Real Brasileiro (IPA/IPC)

Período de estimação: 1956-1999	
Variável	Coefficiente
Constante	0.0027403
DIPA/IPC_1	-0.53272**
DIPA/IPC_3	0.50242**
DWr	0.34115**
DWr-1	0.20669**
DWr-2	-0.20059**
DWr-3	-0,16525**
Dummy 1980	0,16963**
ECM-1	-0,040449*

R<sup>2</sup> = 0.675268; F(8, 35) = 134.65 [0.0000]; DP = 0.0495315; DW = 1,79  
 AR 1- 1F( 1, 34) = 0.55609 [0.4610]  
 ARCH 1 F( 1, 33) = 0.051015 [0.8227]     $\chi^2$  F(15, 19) = 0.61621 [0.8274]  
 Normality  $\chi^2(2)$  = 0.89594 [0.6389]    RESET F( 1, 34) = 0.12391 [0.7270]

Fonte: Elaboração própria. A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. \*\* e \* indicam significância estatística a 1% e 7%, 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 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.

Recentemente, a abordagem minskyana de instabilidade financeira num contexto onde as unidades devedoras (hedge, especulativa e ponzi) são países tem

(20) O conceito pós-keynesiano de incerteza já foi citado em nota de rodapé anterior.

sido resgatada para explicar as crises cambiais por que têm passado as economias ditas emergentes (Lopez, 1997; Paula; Alves Jr., 2000; Amado, 2003; Resende, 2005).

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 (Resende, 2005).

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 por inovações financeiras, os mercados financeiros externos aceitam financiar países com características de unidade especulativa e mesmo ponzi. 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, em vez 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 (Dow, 1999, p. 154-156).

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. Visto que a doutrina da PPC não é válida em um ambiente onde convivem bens comerciáveis e não comerciáveis, esse 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. 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.

Visando a investigar se a economia brasileira enquadra-se na classificação de unidade especulativa/Ponzi, realizada pelo sistema financeiro internacional, uma *proxy* para a liquidez internacional foi introduzida na equação (1). Portanto, será testada a seguir a hipótese de que os ciclos do sistema financeiro internacional afetam de modo relevante a taxa de câmbio real brasileira. Desse modo, estimou-

se a equação (2), também pelo método de Johansen, onde uma variável *proxy* para a liquidez internacional é contemplada no VAR:

$$\frac{PT}{PNT} = \alpha_0 + \alpha_1.Wr + \alpha_2.LI + \mu \quad (2)$$

onde LI = média móvel da liquidez internacional;

Considerando o critério de teste-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um Vetor de Auto-Regressão (VAR) de 5 defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 4. A constante não participou de modo irrestrito no modelo devido à não-constatação de uma tendência determinística para suas séries (Harris, 1995, cap. 5). Todavia, a análise gráfica dos resíduos da equação sugeriu a inclusão de uma variável *dummy* de impulso para o ano de 1980.

Os resultados (Tabela 5) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de 5% e de 1% no que se refere ao teste do maior autovalor e ao teste do traço sem correção de Reimers (1991), respectivamente. Os sinais dos coeficientes estimados estão em conformidade com o esperado. O coeficiente da variável *Wr* é positivo. A elasticidade de longo prazo da taxa de câmbio real em relação a *Wr* é de 2,39. No que diz respeito à liquidez internacional, quando esta se eleva em 10%, o câmbio real aprecia-se em 1,75%, sugerindo a relevância dos fluxos financeiros na determinação da taxa de câmbio real brasileira de longo prazo.

A equação (2) também foi estimada em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguindo o mesmo procedimento adotado para a equação (1) visando conhecer a dinâmica de curto prazo daquela equação (tabela 6). O ADL foi estimado com o mesmo número de defasagens da equação (2) estimada pelo método de Johansen.

Tabela 5  
Teste de Johansen – Período de estimação: 1975 a 1999

H <sub>0</sub> : posto = ρ	Teste do maior autovalor			Teste do traço		
	-T log(1-γ)	-(T - nm)log(1-γ)	95%	-T ∑ log(1-γ)	-(T - nm)∑log(1-γ)	95%
ρ = 0	21,7*	11,28	17,9	32,79**	17,05	24,3
ρ ≤ 1	8,814	4,583	11,4	11,09	5,765	12,5
ρ ≤ 2	2,273	1,182	3,8	2,273	1,182	3,8
Vetor de co-integração						
	IPA/IPC	Wr	LI			
	1,00	2,389	1,749			
Posto	Log máxima verossimilhança					
0	173,732					
1	184,582					
2	188,988					
3	190,125					

Fonte: Elaboração própria. \*\* e \* indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Tabela 6  
Mecanismo de correção de erros para o câmbio real brasileiro (IPA/IPC)

Período de estimação: 1972 a 1999	
Variável	Coefficiente
Constante	0.027082 <sup>+</sup>
DIPA/IPC_1	-0.73461**
DIPA/IPC_2	-0.43331**
DWr	0.33272**
DWr-1	0,29130**
<i>Dummy</i> 1980	0,12019*
ECM-1	-0,040157*

$R^2 = 0.757301$ ;  $F(6, 21) = 40.38$  [0.0000];  $DP = 0.072814$ ;  $DW = 2,04$

AR 1-1F(2, 19) = 0.91739 [0.4165]

ARCH 1 F(1, 19) = 0.22153 [0.6432]       $\chi^2$  F(11, 9) = 0.29678 [0.9691]

Normality  $\chi^2(2) = 1.7492$  [0.4170]      RESET F(1, 20) = 0.0061387 [0.9383]

Fonte: Elaboração própria. A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. \*\*, \* e + indicam significância estatística a 1%, 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 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.

A equação de correção de erros apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros (ECM-1) é, novamente, -0,04. Tal coeficiente é negativo, conforme esperado, e estatisticamente diferente de zero a 5%, o que é mais uma evidência em favor da co-integração das variáveis em análise. Este coeficiente indica que os agentes compensam em média 4% do desequilíbrio do período anterior, ou seja, o ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é bastante lento.

O coeficiente de curto prazo estimado para a variável DWr atinge 0,62 em dois períodos. Em ambos, o coeficiente estimado de DWr é estatisticamente diferente de zero a 1%. Os coeficientes de curto prazo estimados para DIPA/IPC são estatisticamente significativos a 1% tanto para a primeira defasagem dessa variável como também para sua segunda defasagem. A *dummy* de impulso para 1980 também se mostrou significativa. Todavia, ao contrário do que era esperado, o coeficiente estimado da primeira diferença da liquidez internacional não foi estatisticamente diferente de zero a um nível de significância de 10%, seja para esta variável em nível, seja para as suas defasagens de até quarta ordem.

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.

### 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”. Essas 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 dessa taxa nos países desenvolvidos.

Visando a estimar um modelo para a taxa de câmbio real do Brasil para o período 1955-1999, adotou-se como variável explicativa do câmbio real brasileiro uma variável *proxy* para os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços do Brasil e dos países desenvolvidos (variável  $W_r$ ). 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 a hipótese de relevância dos diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços do Brasil e dos países desenvolvidos (Estados Unidos) 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. Esse resultado também foi encontrado por Matos e Resende (2005) que estimaram o mesmo modelo (equação 2 deste trabalho), porém com uma *proxy* diferente de  $W_r$  para os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços.<sup>21</sup>

Uma segunda equação (equação 2), que contempla uma variável *proxy* para a liquidez internacional, também foi estimada pelos citados métodos. 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”. A conseqüente escassez relativa de divisas

---

(21) Os resultados encontrados, todavia, devem ser interpretados com cautela visto que a variável utilizada para mensurar os diferenciais de desenvolvimento de complexos de serviços corresponde a uma *proxy* – sendo o conceito de serviços, inclusive, bastante abrangente. Este mesmo ponto deve ser observado com relação à variável LI.

externas nos países mais pobres implica uma depreciação da sua taxa de câmbio nominal e real. Esse 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 nesses países. Os resultados das estimações sugerem a importância da liquidez internacional na determinação da taxa de câmbio real brasileira.

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. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 8, Florianópolis, 2003. *Anais...*
- BALASSA, B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 72, n. 6, Dec. 1964.
- BALASSA, B. An empirical demonstration of classical comparative cost theory. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 45, n. 3, 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.
- CARVALHO, F. J. C. *Mr. Keynes and the Post Keynesians: principles of macroeconomics for a monetary production economy*. Edward Elgar, 1992.
- \_\_\_\_\_. Sobre a endogenia da oferta de moeda: réplica ao professor Nogueira da Costa. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 13, n. 3 (51), 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, abr. 1998.
- CHAREMZA, W.; DEADMAN, D. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar, 1997.
- CROCCO, M. A. The concept of degrees of uncertainty in Keynes, Shackle, and Davidson. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, jul./dez. 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*. New York: Macmillan, 1987.



- DOSI, G.; FABIANI, S.; 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*. Oxford: Blackwell, 1985.
- \_\_\_\_\_. *Money and the economic process*. Aldershot: Edward Elgar, 1993.
- \_\_\_\_\_. Post Keynesian monetary theory for an open economy. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 9, n. 2, 1986/87.
- \_\_\_\_\_. International liquidity preference and endogenous credit. In: HARVEY, J. T.; DEPPEZ, J. (Org). *Foundations of international economics: post-Keynesian perspectives*. Routledge, 1999.
- FAGERBERG, J. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*, v. 32, Sept. 1994.
- FREEMAN, C. The National System of Innovation in historical perspective. *Revista Brasileira de Inovação*, v. 3, n. 1, jan./jun. 2004.
- 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*, v. 53, n. 3, jul./set. 1999.
- HSIEH, D. The determination of the real exchange rate. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 12, n. 3/4, May 1982.
- KEYNES, J. M. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1988a.
- \_\_\_\_\_. Teorias alternativas da taxa de juros. *Literatura Econômica*, v. 9, n. 2, p. 147-158, 1987. In: IPEA-INPES, Instituto de Planejamento Econômico e Social – Instituto de Pesquisas. *Clássicos da literatura econômica*. Rio de Janeiro, 1988b.
- \_\_\_\_\_. A teoria *ex ante* da taxa de juros. *Literatura Econômica*, v. 9, n. 2, p. 165-172, 1987. In: IPEA-INPES, Instituto de Planejamento Econômico e Social – Instituto de Pesquisas. *Clássicos da literatura econômica*. Rio de Janeiro, 1988c.
- LEMONS, M. B. *Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica Centro x Periferia*. Campinas. Tese (Doutorado em Economia)–Instituto de 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, out./dez. 1991.
- LOPEZ, J. Mexico's crisis: financial modernization and financial fragility. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, v. 50, n. 201, 1997.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. *Long run economic relationships*. Oxford University Press, 1991.

MATOS, G. B. B. P.; RESENDE, M. F. C. Determinantes da taxa de câmbio real no Brasil: 1971-2002. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, Natal, 2005. *Anais...*

MINSKY, H. P. Integração financeira e política monetária. *Economia e Sociedade*, Campinas, n. 3, dez. 1994.

\_\_\_\_\_. *Stabilizing an unstable economy*. New Haven: Yale University Press, 1986.

PAULA, L. F. R.; ALVES JÚNIOR, A. J. External financial fragility and the 1998-1999 Brazilian currency crisis. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 22, n. 4, 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, Chicago, v. 57, n. 6, Nov.1989.

PLIHON, D. A ascensão das finanças especulativas. *Economia e Sociedade*, Campinas, n. 5, dez. 1995.

REIMERS, H. E. *Comparisons of tests for multivariate co-integration*. Christian-Albrechts University, Kiel, 1991. (Discussion Paper, n. 58).

RESENDE, M. F. C.; AMADO, A. Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, Natal, 2005. *Anais...*

\_\_\_\_\_. *Inserção internacional, arranjos financeiros e crescimento na economia brasileira*. Tese (Doutorado em Economia)—Universidade de Brasília, Brasília, 2003.

\_\_\_\_\_. O padrão dos ciclos de crescimento da economia brasileira: 1947-2003. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 14, n. 1 (24), p. 1-192, jan./jun. 2005.

\_\_\_\_\_. 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, ago. 2001.

RICARDO, D. *Princípios de economia política e tributação*. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1985.

SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems, *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 46, n. 2, May 1964.

STUDART, R. *Investment finance in economic development*. London: Routledge, 1995.