

DIFERENCIAIS DE PRODUTIVIDADE E TAXA DE CÂMBIO REAL NAS ECONOMIAS DESENVOLVIDAS E EM DESENVOLVIMENTO*

*Marco Flávio da Cunha Resende***

*Rodrigo Andrade Tolentino****

RESUMO Nos países onde a renda per capita é mais elevada, o nível de preços também é mais alto *vis-à-vis* os países onde a renda per capita é mais baixa. Esse fenômeno está associado à apreciação da taxa de câmbio real nos países mais ricos e à depreciação dessa taxa nos mais pobres, no longo prazo. 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) apresentam diferentes explicações para esse fenômeno, e estão testados na literatura empírica do comércio internacional. O modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços” está elaborado em Lemos (1988) e foi testado recentemente por Matos e Resende (2005), para o caso do Brasil. Com base neste último trabalho, estimou-se neste estudo uma equação da taxa de câmbio real para um grupo de países desenvolvidos e para outro de países em desenvolvimento (1957-2004). Adotou-se o método de estimação de Johansen. Os resultados corroboram a hipótese do modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços.

Palavras-chave: taxa de câmbio real; produtividade; complexo de serviços

Código JEL: C32, F31, O10

* Artigo recebido em 8 de dezembro de 2006 e aprovado em 2 de setembro de 2008. O autor Marco Flávio da Cunha Resende agradece o apoio financeiro do CNPq.

** Doutor em Economia pela UnB, professor do Cedeplar-UFMG e pesquisador do CNPq, e-mail: resende@cedeplar.ufmg.br

*** Mestrando em Economia da FGV-SP, e-mail: rudsat@yahoo.com.br

PRODUCTIVITY DIFFERENTIALS AND THE REAL EXCHANGE RATE OF DEVELOPED AND DEVELOPING ECONOMIES

ABSTRACT In countries where per capita income is high the price level is higher than the level observed in countries where per capita income is low. This phenomenon is associated with real exchange rate appreciation in the rich countries and with the real exchange rate depreciation in the poor countries, in the long-term. The productivity-differential model (Balassa, 1964; and Samuelson, 1964), the relative-factor-endowments model (Heckscher-Ohlin) and Bergstrand's (1991) non-homothetic tastes model, give different explanations for this phenomenon, and have already been tested on the empirical literature on international trade. The differentials development of the service complex model was elaborated by Lemos (1988) and was tested recently by Matos & Resende (2005), in the case of Brazil. Based on Matos & Resende (2005), in this paper an equation for the real exchange rate of a group of developed economies and of a group of underdeveloped economies was estimated (1957-2004). The econometric procedure used was based on the Johansen method. The results do not reject the hypothesis put forward in this paper.

Key words: real exchange rate; productivity; services complex

INTRODUÇÃO

Nos países onde a renda per capita é mais elevada, o nível de preços também é mais alto *vis-à-vis* os países onde a renda per capita é mais baixa. Este fenômeno está associado à apreciação da taxa de câmbio real nos países mais ricos e à depreciação dessa taxa nos mais pobres, no longo prazo (Obstfeld e Rogoff, 1996; Bergstrand, 1991; Balassa, 1964). Duas diferentes explicações encontradas inicialmente para o citado fenômeno correspondem ao modelo de diferenciais de produtividade (de Balassa, 1964, e de Samuelson, 1964) e ao modelo de dotação relativa de fatores (Heckscher-Ohlin). Recentemente, Bergstrand (1991) acrescentou uma terceira explicação, baseada no modelo que podemos cunhar de modelo de preferências não homotéticas. Essas três explicações já estão testadas na literatura (Bergstrand, 1991).

Há uma quarta explicação, baseada no modelo de diferenciais de desenvolvimento do “complexo de serviços”, elaborada em Lemos (1988), e que está testada apenas em Matos e Resende (2005), para o caso da economia brasileira. Os resultados encontrados pelos autores corroboram a hipótese de aderência do modelo para o caso brasileiro. Porém, não há, ainda, uma consolidação no campo empírico dos testes de validade do quarto modelo citado.

Baseando-se no modelo desenvolvido em Matos e Resende (2005), estimou-se neste trabalho uma equação da taxa de câmbio real para um grupo de países desenvolvidos (Alemanha, Reino Unido e Japão) e para um grupo de países em desenvolvimento (Argentina e México — para o Brasil tal equação já foi estimada em Matos e Resende, 2005). Objetiva-se testar a hipótese de validade do modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços tendo como base para as estimações tanto países desenvolvidos, isto é, de renda per capita mais elevada, como países em desenvolvimento, com renda per capita mais baixa.

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, segundo o modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços elaborado em Lemos (1988). Na seção 2 apresenta-se a equação para a taxa de câmbio real e os resultados da sua estimação para o grupo de países desenvolvidos e para o grupo de países em desenvolvimento. A última seção destina-se às conclusões do trabalho.

1. A TRAJETÓRIA DE LONGO PRAZO DOS PREÇOS RELATIVOS

Conforme se constata na literatura do comércio internacional, há uma correlação entre variações da renda per capita dos países e mudanças em seus preços relativos. Nos países mais desenvolvidos, onde a renda per capita é mais elevada, a taxa de câmbio real aprecia-se no longo prazo, enquanto nos países menos desenvolvidos verifica-se o oposto.

Essa tendência da taxa de câmbio real está explicada em quatro modelos distintos, a saber: o modelo de diferenciais de produtividade, o modelo de dotação relativa de fatores, o modelo de preferências não homotéticas e o modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços. Os três primeiros são de cunho ortodoxo, visto que são compatíveis com hipóteses tais como a presença de mercados (de bens e de fatores) competitivos e a convergência do produto de equilíbrio para seu nível de pleno emprego. O último modelo contém elementos de cunho ricardiano e de cunho marxista, e se situa no âmbito da economia regional e urbana.

Nos modelos ortodoxos, assume-se a existência de bens comerciáveis e de bens não comerciáveis. A presença destes últimos inviabiliza a Lei do Preço Único, presente na doutrina da Paridade do Poder de Compra, permitindo explicar mudanças da taxa de câmbio real. Ademais, o modelo de diferenciais de produtividade e o modelo de dotação relativa de fatores baseiam-se no lado da oferta, enquanto o modelo de preferências não homotéticas baseia-se no lado da demanda.

Os três modelos de cunho ortodoxo já estão relativamente cristalizados na literatura sobre o tema. Portanto, será apresentada, a seguir, uma síntese do modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços elaborado em Lemos (1988).

1.1 O modelo de diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços

Conforme Lemos (1988), a explicação para a alteração dos preços relativos no longo prazo relaciona-se ao conceito de “renda fundiária urbana”, semelhante ao conceito de renda fundiária de Ricardo (1885). Essa é uma expressão das vantagens comparativas advindas de recursos naturais, enquanto a renda urbana decorre de vantagens comparativas oriundas do desenvolvimento do “complexo de serviços”, reprodutível pelo trabalho humano.

No modo de produção capitalista deve-se diferenciar o processo imediato da produção das condições gerais de produção que incluem todos os elementos e atividades necessárias à reprodução do capital.

(...) 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 (Lemos, 1988, p. 230).

O processo de urbanização está associado à tendência de aumentos contínuos da produtividade dos fatores de produção no sistema capitalista. A urbanização está relacionada à formação de um setor terciário cada vez mais diversificado, causa e efeito do processo de diversificação industrial, e necessário à reprodução do capital de forma cada vez mais eficiente.

A aglomeração urbana reunindo em um mesmo espaço oferta e demanda pelos serviços, em escala cada vez maior, proporciona a redução dos custos desses serviços. Tais serviços são essenciais ao processo de acumulação de capital, visto que são necessários para a reprodução deste, quer na esfera da produção, quer na esfera da circulação do capital. Ademais, 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, refletida 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 na maior diversificação e complexidade de serviços oferecidos. Esses espaços privilegiados detêm vantagens comparativas, gerando um sobrelucro às atividades que ali se instalam.¹

Quanto maior a aglomeração geográfica dos serviços, maior a complexidade e diversificação do centro urbano, resultando em aumento potencial

da taxa de lucro.² Mas, paralelamente ao aumento do sobrelucro (ou diferencial de custos) na região onde o complexo de serviços é mais 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 dessa renda urbana corresponde ao diferencial de custos de serviços nos respectivos espaços econômicos.

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 exportados menores em relação aos preços dos bens de circulação interna, 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 tornam-se mais elevados em relação ao custo dos bens exportados, provocando alterações nos preços relativos. A explicação para esse fato está nas economias externas (fatores aglomerativos), que estimulam a competitividade das exportações (bens comerciáveis), mas, ao mesmo tempo, encarecem o preço dos bens de circulação interna (*grosso modo*, bens não comerciáveis), que circulam mais tempo no espaço onde incide a renda urbana mais elevada.

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 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.³

Poder-se-ia imaginar, então, 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 (bens de circulação interna). Em ambos os setores poderia haver uma queda de preços e os produtos exportáveis aumentariam sua competitividade no mercado internacional — isto é, haveria, inicialmente, redução de preços nos mercados doméstico e externo. 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 valendo: $P = E \cdot P^*$, ou seja, ao final do processo P e E teriam se reduzido na mesma proporção, enquanto P^* não teria se alterado.⁴

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 renda fundiária é incorporada aos custos de produção em proporções diferentes segundo o destino da mercadoria — mercado interno ou externo. O desenvolvimento do complexo de serviços proporciona externalidades positivas às firmas. Ao mesmo tempo em que o produtor faz uso dessas externalidades, para aumentar sua produtividade e reduzir o seu custo unitário de produção “na porta da fábrica”, esse ganho de produtividade é compensado com o pagamento de renda fundiária. A renda fundiária decorre do desenvolvimento do complexo de serviços e sua incidência é tanto maior quanto maior for a circulação da mercadoria no local (região) onde se encontram essas vantagens de produtividade.

Portanto, 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. 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. Nesse 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 nesse país. Ao mesmo tempo, a ausência (parcial) de incorporação da renda fundiária no preço do produto exportado implica a redução relativa desse preço, enquanto sua incorporação nos bens de circulação doméstica implica aumento relativo dos preços desses bens.

No país onde ocorreu o desenvolvimento do complexo de serviços e o aperfeiçoamento da técnica produtiva, teria lugar uma redução inicial de preços no mercado externo e, por conseqüência, o incremento de suas exportações. O decorrente aumento do influxo de divisas externas provocaria a apreciação da taxa de câmbio nominal no citado país, resultando no aumento dos preços dos bens exportados no mercado internacional, que 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 o aumento de preços, principalmente dos bens de circulação interna — visto que P é formado tanto pelos preços de bens comerciáveis como pelos preços dos bens não comerciáveis, teríamos, então, ao final do processo, $P > E \cdot P^*$. 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 apreciação de sua taxa de câmbio real.⁵

Por fim, o desenvolvimento do complexo de serviços em uma 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 desenvolvimento do complexo de serviços 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, então, 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),

(...) 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.⁶ Ademais, quanto maior for 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. Isto é, embora o sobrelucro gerado seja compensado pela incidência de renda urbana, ele reflete a presença de um complexo de serviços mais desenvolvido naquela região *vis-à-vis* as demais regiões. Visto que tais serviços são essenciais ao processo de reprodução e acumulação do capital, elevando a eficiência do mesmo, tal região credencia-se como o *locus* preferencial de acumulação de capital.

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, em um ambiente de incerteza, seu poder de atração do capital aumentou, implicando um processo de

“causação circular cumulativa”, embora não linear devido ao crescimento de sua renda urbana (fatores desaglomerativos).⁷ A partir de então, essa região 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 *retro*, infere-se 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 à geração e propagação do progresso técnico. Na próxima seção será desenvolvido e estimado modelo baseado no argumento de Lemos (1988).

2. MODELO DA TAXA DE CÂMBIO REAL

Matos e Resende (2005), com base no argumento de Lemos (1988), desenvolveram um modelo para taxa de câmbio real assumindo que essa taxa é afetada pelo diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços entre países. Em seguida, esses autores estimaram o modelo para o Brasil, encontrando resultados que corroboram o mesmo. A taxa de câmbio real é dada por:

$$CR = (E \cdot PT^*)/PNT \quad (1)$$

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.

Entretanto, os preços domésticos dos bens comerciáveis podem substituir $E \cdot PT^*$ no numerador da equação 1, visto que esses bens estão sujeitos à arbitragem internacional (Lei do Preço Único).⁸ Dessa forma, os preços dos bens comerciáveis produzidos internamente se igualam aos preços em moeda doméstica dos bens comerciáveis produzidos no exterior. Sendo assim, o câmbio real é:

$$CR = PT/PNT \quad (2)$$

onde PT = preços internos dos bens comerciáveis.

Assim, o modelo de câmbio real para o Brasil desenvolvido por Matos e Resende (2005) é:

$$PT/PNT = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Wa + \mu \quad (3),$$

onde α_0 é a constante; α_1 é um coeficiente; $Wa = (PNT^d/PT^d)/(PNT^i/PT^i)$; d = países desenvolvidos; i = Brasil; μ = distúrbio aleatório.

A variável Wa expressa a alteração dos preços relativos nos países desenvolvidos em relação a uma mudança nos preços relativos em um país em desenvolvimento. Espera-se que α_1 seja positivo. Isso significa que um aumento relativo dos preços dos bens não comerciáveis nos países desenvolvidos acarretará uma elevação dos preços dos bens comerciáveis no país não desenvolvido em relação aos preços dos bens não comerciáveis. Ocorrerá, portanto, uma depreciação da taxa de câmbio real nos países não desenvolvidos. De acordo com Matos e Resende (2005), a variável Wa é compatível apenas com o argumento de Lemos (1988), já que:

- (a) variável do lado esquerdo de (3) não é $(E.P^*/P)$; 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. Esse problema é eliminado quando substituímos $(E.P^*/P)$ por (IPA^i/IPC^i) , onde i = país i e IPA representa o preço dos bens comerciáveis, enquanto IPC representa o preço dos bens não comerciáveis. 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”. Este ponto vale tanto para o modelo de Balassa-Samuelson como para o de Bergstrand (1991);
- (b) 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

elevant-se, provocando elevações do preço relativo dos bens não comerciáveis (comerciáveis). Contudo, se há, pelo motivo citado, elevações do preço relativo 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 essas duas tendências não se influenciam — a correlação entre elas seria apenas “espúria”. Nesse caso, a variável do lado esquerdo da equação 3 e a variável Wa não são co-integradas, sendo a equação para o câmbio real estimada pelo método de co-integração de Johansen.

Matos e Resende (2005) usaram índices de preços ao consumidor e no atacado dos Estados Unidos como *proxy* para os índices dos países desenvolvidos em Wa . Assim, a equação 3 torna-se:

$$IPA^{Brasil}/IPC^{Brasil} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC^{USA}/IPA^{USA}) / (IPC^{Brasil}/IPA^{Brasil}) + \varepsilon \quad (4)$$

A equação 4 pode ser transformada em:

$$IPA^{Brasil}/IPC^{Brasil} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC^{USA}/IPA^{USA}) \cdot (IPA^{Brasil}/IPC^{Brasil}) + \varepsilon \quad (5)$$

A variável dependente $IPA^{Brasil}/IPC^{Brasil}$ entra no lado direito da equação acima multiplicada pela variável IPC^{USA}/IPA^{USA} , podendo então haver o problema de simultaneidade. Para evitar esse problema, Matos e Resende (2005) adotaram o método de variáveis instrumentais para a estimação da equação em análise. Assim, a variável $[(IPC^{USA}/IPA^{USA}) \cdot (IPA^{Brasil}/IPC^{Brasil})]$ foi substituída por uma variável instrumental que corresponde a $Wb = (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{Brasil}/IPC_{t-1}^{Brasil})$, onde $t =$ tempo (ano). A equação a ser estimada neste trabalho, então, será:

$$PT/PNT = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Wb + \mu \quad (6)$$

Essa equação da taxa de câmbio real será estimada para um grupo de países desenvolvidos e outro de países em desenvolvimento. No primeiro estão Alemanha, Japão e Reino Unido. Os países em desenvolvimento são

Argentina e México, sendo o caso brasileiro estimado em Matos e Resende (2005). As equações a serem estimadas têm a seguinte forma:

$$IPA_t^{Argentina}/IPC_t^{Argentina} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{Argentina}/IPC_{t-1}^{Argentina}) + \varepsilon$$

$$IPA_t^{México}/IPC_t^{México} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{México}/IPC_{t-1}^{México}) + \varepsilon$$

$$IPA_t^{Alemanha}/IPC_t^{Alemanha} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{Alemanha}/IPC_{t-1}^{Alemanha}) + \varepsilon$$

$$IPA_t^{Japão}/IPC_t^{Japão} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{Japão}/IPC_{t-1}^{Japão}) + \varepsilon$$

$$IPA_t^{Reino Unido}/IPC_t^{Reino Unido} = \alpha_1 + \alpha_2 (IPC_t^{USA}/IPA_t^{USA}) \cdot (IPA_{t-1}^{Reino Unido}/IPC_{t-1}^{Reino Unido}) + \varepsilon$$

Espera-se que α_2 seja positivo para os países em desenvolvimento. Dessa forma, uma elevação relativa dos preços dos bens não comerciáveis nos EUA superior ao aumento do preço relativo dessa mesma categoria de bens nos países em desenvolvimento reflete um maior desenvolvimento do complexo de serviços nos EUA *vis-à-vis* o desenvolvimento do complexo de serviços nos citados países.

2.1 Dados utilizados e metodologia

Visando a estimar as equações supracitadas, foram usados o Índice de Preços no Atacado – IPA e o Índice de Preços ao Consumidor – IPC para os países anteriormente citados. Os dados foram obtidos junto ao Fundo Monetário Internacional. Utilizou-se o logaritmo natural dos valores de cada variável como base para as estimações. Os dados utilizados possuem periodicidade anual. O período das estimações corresponde a 1957 a 2004.

Com o objetivo de estimar a equação de câmbio real, equação 6, pelo método de co-integração de Johansen,⁹ as séries foram testadas para a ordem de integração a partir do teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF), levando em conta três versões: sem intercepto, com intercepto e com intercepto e tendência. A estratégia utilizada para escolher o número de termos defasados incluídos foi selecionar o maior *lag* em que o *t-prob* apontasse para sua significância a pelo menos 10%, conforme a estratégia sugerida por Doornik e Hendry (1994, p. 94-95).¹⁰ Os valores críticos para esse teste baseiam-se em Mackinnon (1991).

A hipótese nula de não-estacionariedade não foi rejeitada para as séries Ar (*wb*), Mex (IPA/IPC), Al (*wb*), Jp (IPA/IPC), RU (IPA/IPC) e RU (*wb*), onde Ar é a Argentina, Mex é o México, Al é Alemanha, Jp é o Japão e RU é o Reino Unido. Entretanto, as séries formadas por suas primeiras diferenças tiveram a hipótese de raiz unitária rejeitada, a um nível de significância estatística de, pelo menos, 5%. Ou seja, trata-se de séries não estacionárias e integradas de ordem 1. No caso de Jp (*wb*), tanto a série em nível quanto em sua primeira diferença tiveram a hipótese de não-estacionariedade rejeitada. Os resultados para essas variáveis estão apresentados na tabela 1.

As variáveis Ar (IPA/IPC), Mex (*wb*) e Al (IPA/IPC) não apresentaram nenhum *lag* significativo a um nível de significância de, pelo menos, 10% no teste ADF para suas séries e para as séries formadas por suas primeiras diferenças. Foi realizado, então, o teste de Dickey-Fuller (DF), no qual a hipótese de raiz unitária foi rejeitada para as séries formadas por suas primeiras diferenças a um nível de significância estatística de, pelo menos, 5%. Para maior certificação desse resultado, foi realizado o teste de Perron (1989). A análise gráfica dessas três séries sugere uma mudança de intercepto e outra na inclinação da tendência em 1990 no caso de Ar (IPA/IPC), em 1982 para Mex (*wb*) e em 1991 para Al (IPA/IPC). Perron (1989) apresenta três modelos alternativos para o teste de estacionariedade em que é possível levar em conta mudança no intercepto e na inclinação da função da série:

$$\text{Modelo (A)} \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_1 + \mu_2) DU_t + e_t$$

$$\text{Modelo (B)} \quad y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_1 - \beta_2) DT_t^* + e_t$$

$$\text{Modelo (C)} \quad y_t = \mu_1 + (\mu_1 + \mu_2) DU_t + \beta_1 t + (\beta_1 - \beta_2) DT_t + e_t$$

Onde $DU_t = 1$ se $t > TB$ e 0, caso contrário; $DT_t^* = t - TB$ se $t > TB$ e 0, caso contrário; TB é o período no qual houve mudança(s) na inclinação da tendência; t = tempo; μ e β são coeficientes; e_t é o distúrbio aleatório.

Pela análise gráfica das variáveis em questão, foi adotado inicialmente o modelo (C), com alteração no intercepto e na inclinação da tendência. Novo teste de raiz unitária pôde então ser aplicado seguindo este esquema:

$$y_t = \mu_1 + (\mu_1 + \mu_2) DU_t + \beta_1 t + (\beta_1 - \beta_2) DT_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

Testa-se a hipótese nula de não-estacionariedade ($\rho = 1$). As defasagens incluídas são inseridas seguindo os mesmos moldes do teste ADF. Os valores

críticos da estatística t de ρ estão em Perron (1989). Os resultados dos testes de Perron (1989) estão apresentados na tabela 2.

Para as três séries em nível não se rejeitou, a 10%, a hipótese nula de raiz unitária. No caso da série formada pela primeira diferença de Ar (IPA/IPC), a análise gráfica sugere mudança na inclinação da tendência também em 1990. Nesse caso, rejeitou-se a hipótese de raiz unitária a 1%. Testando a série da primeira diferença de Mex (wb), com quebra no mesmo período da série original, o coeficiente de DU não se mostrou significativa a 10%. Utilizou-se, então, o modelo (B). A hipótese de raiz unitária foi também rejeitada a 1%. Já a série da primeira diferença de Al (IPA/IPC) apresenta, diferentemente da série original, um período de quebra em 1992. Nesse caso, o modelo (C) mostrou-se adequado e a variável (t) e a constante (μ_1) não foram significantes a 10%, sendo excluídas. A hipótese de raiz unitária foi re-

Tabela 1: Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	t-ADF (sem constante)	Número de defasagens	t-ADF (com constante)	Número de defasagens	t-ADF com constante e tendência)	Número de defasagens
Ar (IPA/IPC)	-1,2416	1	-1,6603	1	-2,3216	1
DAr (IPA/IPC)	-4,0447** ¹	0	-4,0031** ¹	0	-3,9834* ¹	0
Ar (wb)	-1,4222	1	-2,23	1	-2,7433	1
DAr (wb)	-1,9637*	7	-1,9115	7	-3,0108	10
Mex (IPA/IPC)	-1,7394 ¹	0	-1,2595 ¹	0	-1,6868 ¹	0
DMex (IPA/IPC)	-5,3019** ¹	0	-5,4237** ¹	0	-8,6892**	9
Mex (wb)	-1,9698* ¹	0	-1,6608 ¹	0	-1,8872 ¹	0
DMex (wb)	-5,5098** ¹	0	-5,5863** ¹	0	-5,5875** ¹	0
AL (IPA/IPC)	-1,3133 ¹	0	-0,59659 ¹	0	-1,9921 ¹	0
DAL (IPA/IPC)	-5,3863** ¹	0	-5,4886** ¹	0	-5,4793** ¹	0
AL (wb)	-0,9284	2	-0,76039	2	-3,6802*	1
DAL (wb)	-5,00**	1	-4,9662**	1	-4,9436**	1
Jp (IPA/IPC)	-1,4164	6	-0,89166	2	-3,0950	1
DJp (IPA/IPC)	-1,2210	5	-5,4150**	1	-5,4066**	1
Jp (wb)	-3,9101**	2	-3,6457*	2	-3,6931*	2
DJp (wb)	-3,6314** ¹	0	-3,9031** ¹	0	-4,5637**	1
RU (IPA/IPC)	-2,9219** ¹	0	-1,4204 ¹	0	-3,5543*	1
DRU (IPA/IPC)	-4,0699** ¹	0	-3,1585*	8	-3,8991*	2
RU (wb)	-2,2100**	1	-2,9078	1	-3,7429	1
DRU (wb)	-1,9784*	8	-1,9157	8	-2,9316 ¹	0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. ** e * são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. ¹ casos em que nenhum lag foi significativo, realizando-se assim o teste DF.

Tabela 2: Resultados dos testes de raiz unitária, Perron

Variável	t-Perron	Modelo de Perron	Período da quebra	Número de defesagens
Ar (IPA/IPC)	-2,92	C	1990	0
Dar (IPA/IPC)	-4,97**	C	1990	1
Mex (<i>wb</i>)	-1,71	C	1982	0
DMex (<i>wb</i>)	-3,94*	B	1982	3
AL (IPA/IPC)	-3,21	C	1991	6
DAL (IPA/IPC)	-5,21**	C	1992	1

Fonte: Elaboração própria.

OBS: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. ** e * são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1% e 5%, respectivamente.

jeitada a um nível de significância de 1%. Os gráficos referentes às séries formadas pela primeira diferença de Ar (IPA/IPC), Mex (*wb*) e Al (IPA/IPC), respectivamente, estão no Apêndice deste estudo. Constatou-se, portanto, que todas as variáveis utilizadas neste estudo são I(1).

2.2 Resultados das estimações

Após a obtenção da ordem de integração das variáveis, foi realizado o teste de Johansen para a análise de co-integração. Os resultados do teste¹¹ (tabelas 3 a 7) indicam a existência de um vetor de co-integração para cada equação analisada.

Considerando o critério de teste-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um Vetor de Auto-Regressão (VAR) de cinco defasagens para as equações de todos os países analisados. No caso da Argentina, o modelo final foi um VAR de ordem 1. Os resultados (tabela 3) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de significância de 1% no que se refere aos testes do maior autovalor e do traço com e sem correção de Reimers. O sinal do coeficiente estimado foi positivo, estando em conformidade com o esperado. Uma elevação de 1% em *Wb* resulta em uma depreciação de 1,5% na taxa de câmbio real da Argentina.

Após considerar o critério do teste F para exclusão de variáveis, o modelo final para a taxa de câmbio real mexicana foi um VAR de ordem 1. Os resultados (tabela 4) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de significância de 1% no que se refere aos testes do maior autovalor e do traço com e sem correção de Reimers. A elasticidade estimada da taxa de câmbio real em relação a *Wb* do México também apresentou o sinal espera-

do. Um aumento de 1% em Wb implica a depreciação de 1,35% na taxa de câmbio real mexicana.

Matos e Resende (2005) estimaram a equação 6 para uma terceira economia em desenvolvimento: a economia brasileira. O sinal do coeficiente da variável Wb estimado também foi positivo, não sendo a hipótese de existência de um vetor de co-integração rejeitada para a equação da taxa de câmbio real brasileira. Portanto, para o grupo de economias em desenvolvimento, representadas neste estudo por Argentina, México e Brasil, as variáveis da equação 6 co-integram e o sinal do coeficiente estimado de Wb foi positivo.

Estimando a equação de câmbio real da Alemanha, o modelo final foi um Var de ordem 2 e para o Reino Unido um Var de ordem 4. No caso da Ale-

Tabela 3: Resultados dos testes de co-integração (Argentina)

Testes do maior autovalor				Testes do traço		
H_0 : posto = ρ	$-T \log(1-y)$	$-(T-nm) \log(1-y)$	95%	$-T \Sigma \log(1-y)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-y)$	95%
$\rho = 0$	52,8**	50,55**	14,1	55,96**	53,58**	15,4
$\rho \leq 1$	3,163	3,028	3,8	3,163	3,028	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
IPA/IPC			Wb			
1,00			1,497			
Posto			Log máxima verossimilhança			
0			212,781			
1			239,178			
2			240,760			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ** e * indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Tabela 4: Resultados dos testes de co-integração (México)

Testes do maior autovalor				Testes do traço		
H_0 : posto = ρ	$-T \log(1-y)$	$-(T-nm) \log(1-y)$	95%	$-T \Sigma \log(1-y)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-y)$	95%
$\rho = 0$	47,64**	45,61**	14,1	48,45**	46,39**	15,4
$\rho \leq 1$	0,8136	0,779	3,8	0,8136	0,779	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
IPA/IPC			Wb			
1,00			1,352			
Posto			Log máxima verossimilhança			
0			213,195			
1			237,014			
2			237,421			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ** e * indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

manha, foi necessário excluir a constante para se rejeitar a hipótese de não-co-integração. Os resultados (tabela 5) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de significância de 1%, no que se refere aos testes de maior autovalor e do traço com e sem correção de Reimers. No caso do Reino Unido, foi necessário incluir uma Dummy de escada para o ano 1973 para se rejeitar a hipótese de não-co-integração. Os resultados (tabela 6) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de 1% para os testes de maior autovalor e do traço sem correção de Reimers e de 5% no que se refere ao teste do maior autovalor e do traço com correção de Reimers.

Diferentemente do observado na estimação da equação de câmbio real para os países em desenvolvimento, os coeficientes de Wb da Alemanha e Reino Unido não apresentaram sinal positivo. Um aumento de 1% em Wb provoca uma apreciação de 0,76% na taxa de câmbio real alemã e de 1,23% na taxa do Reino Unido.

No caso do Japão, a variável Wb teve a hipótese de raiz unitária rejeitada tanto para sua série em nível como para a série formada por sua primeira diferença. Na equação do VAR, o câmbio real foi usado em primeira diferença, visto que se optou por usar Wb em primeira diferença. Após considerar o critério do teste F para exclusão de variáveis, o modelo final foi um Var de ordem 5. Para se rejeitar a hipótese de não-co-integração, foi incluída uma Dummy de impulso para o ano 1980. Os resultados (tabela 7) sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de 1% para os testes de maior autovalor e do traço sem correção de Reimers e de 5% no que se refere ao teste do maior autovalor e do traço com correção de Reimers. Em conformidade com os resultados obtidos com os outros países desenvolvidos, o coeficiente de Wb do Japão apresentou sinal negativo. Um aumento de 1% em Wb provoca uma apreciação de 0,63% na taxa de câmbio real japonesa.

A partir dos resultados obtidos com a estimação da equação 6, constatou-se um efeito diferenciado da variável Wb sobre a taxa de câmbio real quando se contrasta o grupo de países desenvolvidos com o grupo dos países em desenvolvimento. Neste último caso, elevações em Wb provocam depreciações da taxa de câmbio real no longo prazo, enquanto, para os países desenvolvidos, aumentos em Wb estão relacionados à apreciação da taxa de câmbio real de longo prazo desses países (tabela 8).

O sinal negativo dos coeficientes estimados da variável Wb nas equações referentes aos países desenvolvidos está de acordo com o modelo de diferen-

Tabela 5: Resultados dos testes de co-integração (Alemanha)

Testes do maior autovalor				Testes do traço		
H_0 : posto = ρ	$-T \log(1-y)$	$-(T-nm) \log(1-y)$	95%	$-T \Sigma \log(1-y)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-y)$	95%
$\rho = 0$	18,11**	16,53**	11,4	20,21**	18,45**	12,5
$\rho \leq 1$	2,102	1,919	3,8	2,102	1,919	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
IPA/IPC				Wb		
1,00				-0,7620		
Posto				Log máxima verossimilhança		
0				363,443		
1				372,497		
2				373,548		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ** e * indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Tabela 6: Resultados dos testes de co-integração (Reino Unido)

Testes do maior autovalor				Testes do traço		
H_0 : posto = ρ	$-T \log(1-y)$	$-(T-nm) \log(1-y)$	95%	$-T \Sigma \log(1-y)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-y)$	95%
$\rho = 0$	21,67**	17,73**	14,1	22,07**	18,06**	15,4
$\rho \leq 1$	0,4057	0,3319	3,8	0,4057	0,3319	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
IPA/IPC				Wb		
1,00				-1,232		
Posto				Log máxima verossimilhança		
0				355,822		
1				366,656		
2				366,859		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ** e * indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Tabela 7: Resultados dos testes de co-integração (Japão)

Testes do maior autovalor				Testes do traço		
H_0 : posto = ρ	$-T \log(1-y)$	$-(T-nm) \log(1-y)$	95%	$-T \Sigma \log(1-y)$	$-(T-nm) \Sigma \log(1-y)$	95%
$\rho = 0$	19,85**	15,24**	14,1	22,91**	17,58**	15,4
$\rho \leq 1$	3,061	2,349	3,8	3,061	2,349	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
IPA/IPC				Wb		
1,00				-0,6263		
Posto				Log máxima verossimilhança		
0				342,070		
1				351,996		
2				353,526		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ** e * indicam significância estatística a 1% e a 5%, respectivamente.

Tabela 8: Elasticidades estimadas da taxa de câmbio real em relação à Wb para diversos países

País	Elasticidade
Brasil*	1,024
Argentina	1,497
México	1,352
Japão	-0,626
Alemanha	-0,762
Reino Unido	-1,232

Fonte: Elaboração própria.

* Estimação realizada em Matos e Resende (2005).

ciais de desenvolvimento do complexo de serviços, visto que o desenvolvimento econômico de Alemanha, Japão e Reino Unido acompanhou o desenvolvimento da economia norte-americana no período usado para as estimações. Ou seja, os períodos caracterizados por saltos no desenvolvimento econômico dos Estados Unidos são períodos de maior desenvolvimento do complexo de serviços e de crescimento em ritmo mais acelerado da renda urbana desse país. Como Alemanha, Japão e Reino Unido também são espaços privilegiados para a acumulação de capital — também apresentam elevado desenvolvimento de seus complexos de serviços e altas taxas de progresso tecnológico —, os saltos de desenvolvimento da maior potência econômica mundial devem ser, em princípio, seguidos, ainda que de modo parcial, pelas demais economias desenvolvidas.¹² Nesse processo, o crescimento do complexo de serviços dessas economias e de suas respectivas rendas urbanas em relação ao crescimento desses mesmos itens no conjunto dos demais países do globo implica a tendência de apreciação de suas taxas de câmbio reais.

A variável Wb sintetiza o diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços entre economias. O progresso tecnológico e os ganhos de produtividade de uma economia se influenciam mutuamente e são facetas do processo de desenvolvimento econômico. Este, por sua vez, está positivamente correlacionado ao desenvolvimento do complexo de serviços e da renda urbana, conforme enfatizado na seção 1.

Portanto, os resultados obtidos para os grupos de países desenvolvidos e em desenvolvimento não rejeitam a hipótese de que o desenvolvimento do complexo de serviços está associado a ganhos de competitividade da economia, com efeitos sobre sua taxa de câmbio real no longo prazo.

3. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Há três explicações consolidadas na literatura para a tendência de apreciação da taxa de câmbio real nos países desenvolvidos e de depreciação nos países em desenvolvimento: 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 preferências não homotéticas de Bergstrand (1991). Lemos (1988) apresenta uma quarta explicação para esse fato, tendo como argumento os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços entre países.

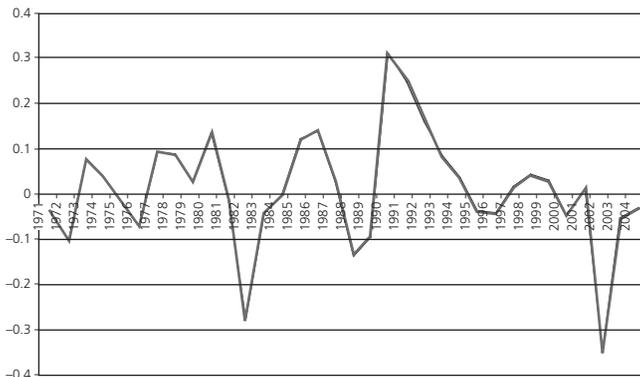
Com o intuito de testar o argumento de Lemos (1988) para a trajetória de longo prazo da taxa de câmbio real, foram estimadas equações da taxa de câmbio real para três países desenvolvidos (Alemanha, Reino Unido e Japão) e para dois países em desenvolvimento (Argentina e México). Matos e Resende (2005) já haviam estimado a equação da taxa de câmbio real para o Brasil. A variável Wb , contemplada nessas equações, é uma *proxy* para o diferencial de desenvolvimento do complexo de serviços verificado entre Estados Unidos (economia considerada como a mais desenvolvida) e o país em análise. Conforme argumentado na seção 2, essa variável é compatível apenas com o argumento de Lemos (1988).

As equações foram estimadas pelo método de co-integração de Johansen e os resultados indicaram a existência de um vetor de co-integração para cada equação estimada. Ou seja, foi observada a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis do modelo em cada uma das equações. Constatou-se um efeito diferenciado da variável Wb sobre a taxa de câmbio real quando se contrasta o grupo de países desenvolvidos com o grupo dos países em desenvolvimento. Nos países desenvolvidos, uma elevação em Wb implica uma apreciação da taxa de câmbio real, enquanto, nos países em desenvolvimento, um aumento em Wb provoca depreciação da taxa de câmbio real.

Portanto, os resultados obtidos sugerem que os diferenciais de desenvolvimento do complexo de serviços entre economias estão presentes e afetam seus ganhos relativos de produtividade e de competitividade, determinando as trajetórias da taxa de câmbio real das economias no longo prazo. Para as economias em desenvolvimento, a taxa de câmbio real tende a se depreciar, enquanto, para as economias desenvolvidas, tende a se apreciar.

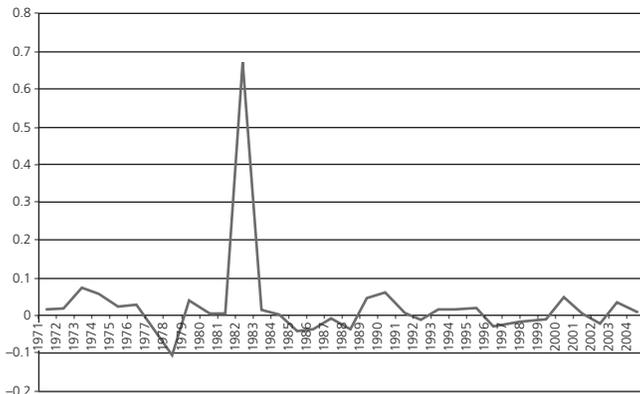
APÊNDICE

Gráfico 1: Primeira diferença da variável Ar (IPA/IPC)

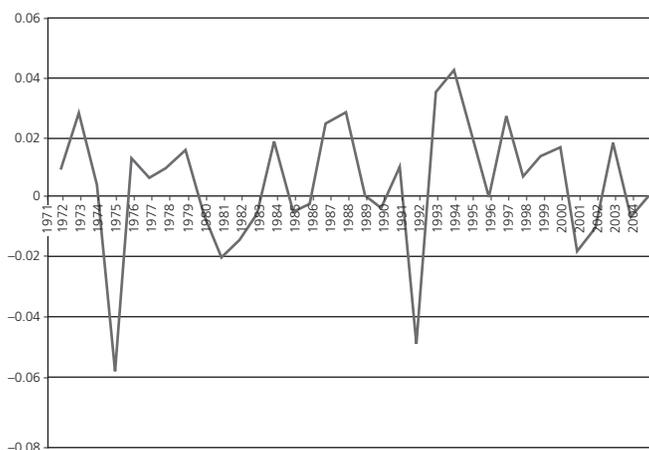


Fonte: International Financial Statistics – International Monetary Fund (FMI).

Gráfico 2: Primeira diferença da variável Mex (Wb)



Fonte: International Financial Statistics – International Monetary Fund (FMI).

Gráfico 3: Primeira diferença da variável A1 (IPA/IPC)

Fonte: International Financial Statistics – International Monetary Fund (FMI).

NOTAS

1. “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, de transporte de pessoas etc. — ou dos serviços necessários ao processo de circulação do capital em geral — transporte de mercadorias, armazenagem de mercadorias etc. (...) — 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 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 ao 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, conforme será detalhado a seguir.
2. 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.

3. A abordagem evolucionária (neo-schumpeteriana) também chega a essa 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). Tal abordagem e aquela desenvolvida em Lemos (1988) não são excludentes, pelo contrário, elas se complementam.
4. Esse argumento está baseado no regime de taxas de câmbio flexíveis. Do mesmo modo, a validade da PPC também pode ser demonstrada no contexto de taxas de câmbio fixas.
5. 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.
6. 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).
7. 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.”
8. Sobre a Lei do Preço Único e a Doutrina da Paridade do Poder de Compra, ver, por exemplo, Matos e Resende (2005) e Holland e Pereira (1999).
9. Sobre o método de co-integração de Johansen, ver, por exemplo, Harris (1995).
10. A única exceção foi a variável RU (IPA/IPC), que representa a taxa de câmbio real para o Reino Unido, em que foi aceito t -prob de 10,23% para a série formada por sua primeira diferença.
11. O pacote estatístico utilizado foi o PCFilm 8.1.
12. Ao longo do período analisado, os saltos de desenvolvimento do complexo de serviços e do progresso tecnológico — ambos estão umbilicalmente ligados — em Alemanha, Japão e Reino Unido não foram suficientes para permitir que o complexo de serviços de cada um desses países se tornasse o mais desenvolvido do mundo, visto que a hegemonia econômica norte-americana não foi perdida no citado período. Portanto, conclui-se que o grau de desenvolvimento do complexo de serviços nos Estados Unidos sempre esteve à frente daquele observado para as demais economias desenvolvidas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BALASSA, B. An empirical demonstration of classical comparative cost theory. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 45, n. 3, p. 231-238, ago. 1964.
- . The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 72, n. 6, p. 584-596, dez. 1964.
- BERGSTRAND, J. H. Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence. *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*. Cheltenham: Edward Elgar, 1992.
- 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. *Belo Horizonte. Nova Economia*, 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.
- DOSI, G.; FREEMAN, C.; FABIANI, S. *The Process of Economic Development: introducing some stylized facts and theories on technologies, firms and institutions*. Oxford, Industrial and Corporate Change, 1994.
- DORNBUSH, R. Purchasing Power Parity. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. *The New Palgrave*. Nova York: Macmillan, 1987.
- DOW, S. C. *Macroeconomic thought: a methodological approach*. Oxford: Blackwell, 1985.
- FAGERBERG, J. E. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*, 32, 1994, p. 1.147-1.175.
- FREEMAN, C. The national system of innovation in historical perspective. *Revista Brasileira de Inovação*, 2004, v. 3, n. 1, p. 5-24.
- GUJARATI, D. *Econometria básica*. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.
- 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, p. 355-362, maio 1982.
- LEMONS, M. B. *Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica Centro x Periferia*. (Tese de Doutorado em Economia) — Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1988.
- MACKINNON, J. G. Critical Values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. *Long run economic relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.
- 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. *Anais*. Natal, 2005.

- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. MIT Press, 1996.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, Chicago, v. 57, n. 6, p. 1.361-1.401, nov. 1989.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFEL, D. L. *Econometria: modelos e previsões*. São Paulo: Elsevier/Campus, 2004.
- REIMERS, H. E. Comparisons of tests for multivariate co-integration. *Discussion Paper*, Christian-Albrechts University, Kiel, n. 58, 1991.
- RESENDE, M. F. C. *Inserção internacional, arranjos financeiros e crescimento da Economia Brasileira*. (Tese de Doutorado em Economia), Universidade de Brasília, 2003.
- 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, p. 145-154, maio 1964.