

1766

TEXTO PARA DISCUSSÃO

SOBREAPRECIÇÕES CAMBIAIS E COMPOSIÇÃO DE COMÉRCIO EXTERIOR NOS PAÍSES EMERGENTES

**Marcos Rocha
Nelson Marconi**

SOBREAPRECIÇÕES CAMBIAIS E COMPOSIÇÃO DE COMÉRCIO EXTERIOR NOS PAÍSES EMERGENTES*

Marcos Rocha**

Nelson Marconi***

* Este artigo é produto do Projeto Regulação do Comércio Global, da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea.

** Pesquisador auxiliar do Centro de Estudos de Macroeconomia Estruturalista do Desenvolvimento, da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (Cemacro/EESP/FGV) e pesquisador do Ipea. Email: <marcosrocha@gmail.br>.

*** Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP/FGV) e pesquisador do Ipea. E-mail: <nelson.marconi@fgv.br>.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro Wellington Moreira Franco



Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidenta Interina
Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Geová Parente Farias

Diretora de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Luciana Acioly da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto
Claudio Roberto Amitrano

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação, Substituto
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2012

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: O11, O14, O24, F43

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 REFERENCIAL TEÓRICO.....	8
3 ESTIMAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO E DO ÍNDICE DE SOBREAPRECIAÇÃO	11
4 ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DA SOBREVALORIZAÇÃO SOBRE A PAUTA EXPORTADORA	20
5 COMENTÁRIOS FINAIS	24
REFERÊNCIAS	25
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	27
ANEXO	30

SINOPSE

Este trabalho visa avaliar a hipótese de que sobreapreciações da taxa de câmbio real (TCR), à medida que induzem a substituição de bens manufaturados domésticos por importados, tendem a reduzir a participação dos setores que os produzem nas exportações dos países emergentes. Assim, é testado o efeito de sobreapreciações sobre a participação dos setores primário e manufatureiro na composição da pauta de exportação dos países emergentes para o período entre 1970 a 2004. Para isso, estimou-se um índice de sobreapreciação cambial por meio de técnicas de painel cointegrado *dynamic ordinary least squares* (DOLS). Os resultados evidenciam que os episódios de sobreapreciação caracterizados pelo índice têm relação negativa com a participação de manufaturados nas exportações.

Palavras-chave: câmbio; comércio exterior; exportação; países emergentes.

ABSTRACTⁱ

This paper aims at assessing the effects of real exchange rate overvaluation over the export composition for developing countries in a time span of 1970-2004. For this intent, it is estimated an exchange rate overvaluation index by using panel cointegration techniques (Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)). The results show that episodes of overvaluation are negative correlated with manufacturing exports share. In the long run, since such process induces the substitution of domestic for imported manufactured goods, the overvaluation of the TCR can reduce that share in emerging countries.

Keywords: exchange rates; foreign trade; export; emerging countries.

i. As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*

1 INTRODUÇÃO

Analistas e a mídia em geral têm recentemente focado atenção à influência da taxa de câmbio real (TCR) sobre a estrutura produtiva. As sobreapreciações, em especial, preocupam analistas econômicos e empresários do comércio exterior interessados na competitividade no mercado internacional. A apreciação tende a tornar as importações mais atrativas que aqueles bens produzidos domesticamente, principalmente quando se trata de bens manufaturados no caso de países que não sejam altamente industrializados. Setores industriais que fabricam bens comercializáveis sofrem uma redução de sua participação no produto da economia, em especial, se o país for um grande exportador de bens primários e este processo for responsável por sustentado desalinhamento cambial. Um dos grandes fatores determinantes de processos de desindustrialização é a permanente ocorrência de sobreapreciações da TCR em países que têm sua pauta de exportações concentrada em *commodities*, como o Brasil.

A história recente tem mostrado que os países emergentes que mais obtiveram crescimento foram aqueles capazes de aperfeiçoar seus produtos e reduzir seus custos, firmando-se no mercado internacional como produtores competitivos de bens que incorporam tecnologia e inovação. Por isto, a composição da pauta de exportação de países em desenvolvimento torna-se um assunto de interesse na discussão da literatura sobre desenvolvimento que ressalta a relevância da estrutura produtiva. O desalinhamento torna-se preocupante se é responsável por reduzir a heterogeneidade estrutural de um país, ensejando especialização somente em produtos primários.

Para analisar o problema, foram estimados índices de desalinhamento cambial por meio de técnicas de estimação de painel cointegrado para uma amostra de 74 países, cobrindo o período entre 1970-2004. A técnica de painel foi escolhida por permitir maior sucesso na estimação e previsão de uma TCR de equilíbrio usada como referência para calcular o desalinhamento (Clark e MacDonald, 1998). Isto acontece porque a estrutura de dados em painel incorpora informações *within e between* dos dados longitudinais, não contemplada em uma única série temporal. Além disso, diversos trabalhos sugerem que existem relações de cointegração entre a TCR e a trajetória de equilíbrio intertemporal dos fundamentos macroeconômicos (Alberola, 2003). Utilizando o índice, este trabalho busca investigar se os

desalinhamentos (sobreapreciações) exercem efeitos sobre a participação dos setores produtivos de bens primários e de bens manufaturados na pauta exportadora do país. Os resultados dos testes econométricos mostram que é significativa a correlação entre sobreapreciações e redução da participação do setor manufatureiro nas exportações. Por outro lado, a sobreapreciação resulta positivamente correlacionada com a exportação de bens primários. Diante de tal resultado, argumenta-se – a partir da corrente teórica kaldoriana – que o formulador de políticas econômicas preocupado com a expansão de setores estratégicos para o desenvolvimento no longo prazo tem a sobreapreciação da TCR como um obstáculo a ser superado.

Além desta introdução, a seção 2 deste texto aborda o referencial teórico utilizado para avaliar o experimento estatístico. A seção 3 trata dos dados utilizados e da estratégia empírica para estimar o índice de desalinhamento da TCR. A seção 4 apresenta a estimação dos efeitos da sobreapreciação sobre a pauta exportadora. A seção 5 conclui o texto com alguns comentários finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A manutenção de um câmbio competitivo tem se mostrado um instrumento fundamental para sustentar um crescimento econômico baseado nas exportações. Neste sentido, a experiência do Leste Asiático é a mais conhecida (Eichengreen, 2008; Rødrrik, 2008). Por isso, muitos trabalhos passaram a analisar empírica e teoricamente a relação entre câmbio, competitividade e crescimento. Sobreapreciações persistentes, ao minar a competitividade de produtos de exportação de maior valor agregado de um país, reduzem sua capacidade de crescimento sustentável (Elbadawi e Soto, 1994; Williamson, 1983; Clark e MacDonald, 1998; Eichengreen, 2008; Gala, 2008). Palma (2005) indica que o processo de desindustrialização, inerente ao estágio de desenvolvimento alcançado pelos países mais ricos, vem ocorrendo de forma precoce em diversas economias emergentes antes que estas atinjam o estágio de maturidade, ou seja, antes que alcancem o nível de renda *per capita* dos países desenvolvidos, conforme definido por Rostow (1956). Palma (2005) indica que isto acontece em virtude de diversos fatores: *i*) mudanças no paradigma tecnológico de produção; *ii*) deslocamento de etapas da cadeia produtiva para países com mão de obra mais barata; *iii*) política econômica restritiva, adotada em especial a partir dos anos 1980; e *iv*) ocorrência de

doença holandesa.¹ O autor destaca a ocorrência deste cenário atualmente na América Latina, e a hipótese de desindustrialização precoce de Palma é partilhada por Bresser-Pereira (2008) e Bresser-Pereira e Marconi (2010) em análise para a economia brasileira. Estes autores apontam ainda o importante papel da TCR para explicar o fenômeno de desindustrialização. A sobreapreciação da TCR em países emergentes, quando não neutralizada pelo formulador de política econômica, acaba por desestimular as exportações de manufaturados, substituídos crescentemente por importações. No limite, esta dinâmica pode desestimular a capacidade de produção orientada para a exportação de bens com maior conteúdo tecnológico, que se constitui em uma das principais fontes dinâmicas para o crescimento de países emergentes (Kaldor, 1966; 1970). Kaldor (1970) defende que o desenvolvimento dos países emergentes depende de: *i*) a taxa de crescimento da economia; *ii*) a composição da demanda; e *iii*) o peso do setor de bens de capital na estrutura produtiva. Ainda de acordo com os trabalhos de Kaldor (1966; 1970), existe uma regularidade de longo prazo no crescimento das economias capitalistas, enunciadas pelas “leis de Kaldor”, listadas a seguir.

- 1) A significativa correlação positiva entre o crescimento do produto interno bruto (PIB) e o crescimento da produção na indústria. As economias que crescem mais são aquelas são aquelas onde há maior crescimento industrial.
- 2) A existência de economias de escala estáticas e dinâmicas, estabelecendo uma relação de causalidade que vai do crescimento da produção nas indústrias para o crescimento da produtividade da economia.
- 3) Há uma correlação positiva e forte entre o crescimento da indústria, os serviços que atendem a indústria e o crescimento da produtividade fora da indústria. Este processo acontece porque, ao contrário de outros setores – que têm rendimentos marginais decrescentes –, na indústria, predominam rendimentos marginais constantes ou crescentes. A dinâmica de rearranjo da força de trabalho disponível na

1. Pode-se dizer que o primeiro modelo de doença holandesa foi desenvolvido por Corden e Neary (1982). Nele, existem três setores: o de produtos não comercializáveis, o de produtos comercializáveis – que cresce rapidamente (extração de produtos naturais ou produção de grãos, por exemplo, nos quais o país possui grande abundância de dotação) – e o de comercializáveis – que cresce mais lentamente (indústria e demais setores da agricultura e extração). O setor que produz recursos naturais (os comercializáveis crescem mais do que os demais) tende a expandir rapidamente suas receitas de exportação, o que leva à apreciação da taxa de câmbio. Ambos os fatores, seja a expansão da comercialização dos recursos naturais abundantes, seja a apreciação do câmbio, contribuem para elevar a renda, incluindo a dos assalariados, e a demanda interna. Em virtude disto, crescente parcela dos fatores produtivos é deslocada para o setor que produz recursos naturais e para o setor de não comercializáveis (neste caso, devido ao aumento da renda interna), reduzindo a participação do setor de manufaturados. Ainda que a produção de manufaturados se desloque para o mercado interno, pode ocorrer desindustrialização em virtude da redução das vendas externas do setor e do aquecimento dos demais setores. Logo, a doença holandesa gera alteração na estrutura produtiva de um país no sentido de redução da participação relativa da manufatura.

agricultura e no setor de serviços para a indústria aumenta a produtividade no setor agrícola e de serviços, de forma que a produtividade do trabalho na economia aumenta de modo geral.

A validade das “leis de Kaldor” para a economia brasileira foi testada empiricamente por Marinho, Nogueira e Rosa (2002), e por McCombie e Roberts (2002) para os Estados Unidos, entre outros.

Para Eichengreen (2008), manter o câmbio real em níveis competitivos e evitar excessiva volatilidade da TCR permite que o país adote uma estratégia exportadora como os países asiáticos fizeram: o auxiliará a formar uma força de trabalho qualificada, aumentar taxas de poupança e tornar-se mais atrativo para investimentos produtivos estrangeiros. A discussão sobre a tendência à sobreapreciação do câmbio compreende o que os países podem fazer, e alguns fazem, para evitá-la. Neste sentido, do ponto de vista dos países emergentes, é importante observar as experiências internacionais como exemplo, principalmente a dos asiáticos, que administram a taxa de câmbio no sentido de evitar a sua sobreapreciação. Lidar com os processos de sobreapreciação do câmbio real neutralizando-o é uma resposta ao sucesso no crescimento destes países que têm tomado relevância na literatura (Eichengreen, 2008; Rodrik, 2008). Pode-se dizer que tais economias seguem uma estratégia nacional de desenvolvimento, que entende a maior inserção internacional como maior integração, mas também maior competição.

Segundo Kaldor (1966), o crescimento econômico se deve à transferência de fatores de setores que tenham escala decrescente de escala para aqueles com ganhos crescentes. Este deslocamento é responsável por criar economias dinâmicas de escala. O setor produtor de bens manufaturados e industriais é aquele com maior capacidade de atender a estas características e, portanto, sua expansão tem papel fundamental para o crescimento sustentável no longo prazo e conseqüente desenvolvimento *estrutural*.

Na próxima seção serão discutidos os métodos para determinar o desalinhamen-
to (ou sobreapreciação) da TCR e, na sequência, sua relação com a participação setorial da pauta de exportações dos países emergentes é testada.

3 ESTIMAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO E DO ÍNDICE DE SOBREPREENCIAÇÃO

Estimações da TCR de equilíbrio baseadas em cointegração são promissoras, segundo Montiel e Hinkle (1999), em pelo menos dois aspectos, tal como descrito a seguir.

- 1) Os modelos recentes de determinação da TCR de equilíbrio podem implicar, do ponto de vista da especificação econométrica, relações de cointegração entre TCR e o conjunto de fundamentos que estruturam as variáveis dos modelos.² Ou seja, são consistentes com *priors* teóricos desenvolvidos pela literatura e, portanto, mais robustos.
- 2) TCRs de equilíbrio estimadas a partir de taxas de câmbio real efetivas em painel são mais rigorosas em reproduzir episódios históricos de sobreapreciação do que as estimadas por séries temporais que utilizem taxas de câmbio bilaterais (notadamente, aqueles que utilizam o dólar como a moeda estrangeira).³ Entretanto, os autores chamam a atenção para o fato de que esta metodologia está sendo desenvolvida ainda muito recentemente, de forma que há ainda muitas dificuldades técnicas na estimação. Entre os problemas típicos enfrentados por este enfoque metodológico, está o pequeno espaço de tempo dos dados, em especial para os países emergentes, a qualidade pobre de algumas *proxies* utilizadas para alguns fundamentos relevantes, e as técnicas imperfeitas correntemente disponíveis para estimar os valores “permanentes” dos fundamentos.

O desalinhamento é a diferença entre a TCR corrente e uma taxa de câmbio de equilíbrio de referência calculada. Neste trabalho, é estimada uma TCR que equilibra os fundamentos intertemporalmente.⁴ Utilizando-se letras minúsculas para representar o logaritmo natural de letras maiúsculas (por exemplo, $x = \ln X$), foi estimada a seguinte equação (1) da TCR de equilíbrio, seguindo a especificação econométrica de Aguirre e Calderón (2006), baseada no modelo teórico de Alberola (2003), detalhado no anexo A.

2. Ver anexo A, em que é apresentado um modelo que deu origem à especificação estimada neste trabalho.

3. Embora, por sua vez, a especificação de série temporal que controle os efeitos de quebras estruturais possa adequadamente estimar a TCR de equilíbrio, se controlar choques e mudanças de regime. Cada método tem sua vantagem dependendo dos problemas das séries macroeconômicas que o analista pretende controlar.

4. Foi utilizado o enfoque de estimação *behavioral equilibrium exchange rate* (BEER), seguindo a contribuição de Clark e MacDonald (1998). Este enfoque econométrico sugere estimar *uma equação de forma reduzida* relacionando a TCRE e seus fundamentos, mas sem exigir a estimação das elasticidades de equilíbrio geral como o enfoque FEER. Nestes modelos, a taxa de câmbio de equilíbrio é definida como o preço relativo de comercializáveis e não comercializáveis que, tudo o mais constante, resulta na manutenção dos equilíbrios internos e externos sustentáveis dos fundamentos macroeconômicos relevantes. Na prática, o método consiste em estimar uma forma reduzida da TCRE com suas variáveis fundamentais, sem estimar a sustentabilidade temporal dos fundamentos, mas usando um filtro que dê uma aproximação destes valores ideais.

$$\ln TCRE_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{F}{Y} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{y_T}{y_T^*} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{P_T^X}{P_T^M} \right)_{it} + \beta_4 \left(\frac{G}{G^*} \right)_{it} + \xi_{(it)} \quad (1)$$

Nesta equação estimada, as variáveis dos fundamentos e os sinais esperados dos coeficientes são as descritas a seguir.

- **$\ln TCRE_{it}$** : logaritmo da TCR efetiva. Base de dados em painel do *World Bank Development Indicators* 2009 (World Bank, 2009), com construção adicional para a pesquisa a partir da base de *Penn World Tables 6.3* de Heston, Summers e Atina (2006), e pesos do *Bank for International Settlements* (BIS).
- **Ativos estrangeiros líquidos, $\frac{F}{Y}$** : ativos líquidos em investimento estrangeiro direto + investimento líquido em portfólio estrangeiro + reservas estrangeiras líquidas. Há muitos canais pelos quais o estoque de ativos estrangeiros pode influenciar a TCR. Por exemplo, considerações a respeito do papel dos balanços dos portfólios dos detentores das moedas sugerem que um déficit na conta corrente aumenta o débito líquido de um país, que deve ser financiado pelos investidores internacionais. De forma a ajustar seu portfólio ao longo do tempo, os investidores internacionais demandam um aumento na remuneração. Dada a taxa de juros, isto só pode ser feito pelos países devedores mediante uma depreciação da moeda. O canal do balanço de pagamentos mostra que um déficit em conta corrente acumula dívidas líquidas, para as quais uma taxa de juros deve ser paga. Para fazer o serviço destes maiores montantes de pagamentos de juros, o país devedor deve aumentar sua competitividade em preço. Para aumentar a atratividade de suas exportações, o país deve depreciar sua moeda. Assim, é esperado que um aumento nos ativos externos líquidos pressione a TCR no sentido de apreciação (Lane e Milesi-Ferreti, 2006).
- **Produtividade relativa $\frac{y_T}{y_T^*}$** : se a produtividade relativa dos bens comercializáveis com relação aos não comercializáveis estiver crescendo mais rápido no país do que acontece no exterior, a moeda doméstica deve apreciar; este é o chamado “efeito Balassa-Samuelson”. O cálculo feito para designar esta variável é: o PIB do país j no período t dividido pela média do PIB dos países do G7 (World Bank, 2009).
- **Termos de troca $\frac{P_T^X}{P_T^M}$** : o aumento do preço do *quantum* exportado com relação ao importado aprecia a TCR. Foi calculada como o valor do *quantum* das exportações/valor do *quantum* das importações (World Bank, 2009).
- **Gastos do governo $\frac{G}{G^*}$** : Supondo que o governo gasta mais em bens não comercializáveis, essa pressão aumenta o preço destes bens em relação aos comercializáveis: há apreciação da TCR. Esta variável é o quociente dos gastos do governo como parcela do PIB (Heston, Summers e Atina, 2006).

O painel da amostra para estimação da TCR de equilíbrio compreende 58 países.⁵ A estimação é feita usando os componentes filtrados das variáveis dependentes da equação (1) – ativos estrangeiros líquidos/PIB, termos de troca, produtividade relativa, gastos do governo/PIB – obtidos a partir de um filtro *band pass*.⁶ Este procedimento é usado na literatura para se obter uma *proxy* dos valores de equilíbrio ou sustentáveis de longo prazo destes fundamentos. Assim, a taxa de câmbio de equilíbrio é *obtida da multiplicação dos coeficientes estimados* pelos valores de longo prazo da TCR na equação (1).

$$SOB_{it} = \ln TCRE_{it} - \ln(\widehat{TCRE}_{it}) \ln(\widehat{TCRE}_{it})$$

Onde:

SOB_{it} é o índice de sobreapreciação para o painel da amostra;

$\ln TCRE_{it}$ é a TCR efetiva em painel;

$\ln(\widehat{TCRE}_{it})$ é o valor previsto estimado por painel cointegrado, configura a taxa de equilíbrio de longo prazo compatível com o equilíbrio intertemporal dos fundamentos para o país i , no tempo t .

Uma vez estabelecido os procedimentos para o cálculo do índice de sobreapreciação, o primeiro passo para a estimação da equação (1) por cointegração em painel é testar se as séries não são estacionárias em nível ou integradas. São utilizados três testes para raiz unitária em painel: o teste de Levin, Li e Chun (2003),⁷ o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*), de Dickey e Fuller, e o teste Phillips-Perron. Todos eles são baseados em algum tipo de regressão de teste Dickey-Fuller, como se segue.

5. São eles: África do Sul, Albânia, Argentina, Argélia, Angola, Armênia, Bulgária, Belize, Brasil, Botsuana, Chile, China, Camarões, Congo, Colômbia, Cabo Verde, Costa Rica, Cuba, Djibuti, Dominica, República Dominicana, Equador, Honduras, Croácia, Indonésia, Índia, Irã, Iraque, Jamaica, Cazaquistão, Kiribati, São Kitts, Líbano, Líbia, Santa Lúcia, Sri Lanka, Lesoto, Lituânia, Letônia, Marrocos, Ilhas Maldivas, México, Macedônia, Mongólia, Palau, Polônia, Paraguai, Romênia, Rússia, Sudão, El Salvador, Turcomenistão, Tonga, Turquia, Ucrânia, Uruguai, Venezuela, Samoa.

6. O filtro *band-pass* identifica o componente cíclico das séries temporais, dado uma pré-especificação que o pesquisador escolher para a gama de duração dos ciclos (tipicamente, de 1 a 5 anos, dependendo da série). O filtro é linear e permite uma gama limitada de frequências entre os limites inferiores e superiores do comportamento da série. Então, é computada por ponderação a filtragem a partir da média móvel dos filtros (superior e inferior). No caso em questão, o filtro é utilizado como uma aproximação dos valores permanentes dos fundamentos da TCR, filtrando-se os valores cíclicos. A vantagem desse ciclo é poder impor uma gama de frequência dos ciclos na decomposição entre fatores permanentes e efêmeros da série. O desalinhamento é computado utilizando o painel DOLS para toda a amostra de países. Note-se que esta medida tem por hipótese a existência de coeficientes de longo prazo comuns para a equação de TCR para todos os países na amostra. Ou seja, esta medida assume que há razoável homogeneidade na estimação de cointegração.

7. O teste de Levin, Li e Chu (2003) permite a heterogeneidade nos valores do coeficiente autorregressivo sob a hipótese alternativa.

$$\Delta y_t = \alpha_i + \rho_i y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

Onde $i = 1, \dots, N$ é o país, $t = 1, \dots, T$ e ε_t é *iid* $(0, \sigma_i^2)$.

Para os três testes em questão, a hipótese nula é de que todas as séries têm uma raiz unitária, ou seja, $\rho_i = 0 \forall i$. A PPC implica um valor constante para a TCR de equilíbrio. Em termos econométricos, este resultado implica que a TCR é estacionária, ou seja, que a TCR é integrada de ordem zero $I(0)$. Diferentemente, se a TCR contiver uma raiz unitária (for uma variável $I(1)$), não haverá um equilíbrio constante que possa ser definido, e a PPC é rejeitada,⁸ de forma que estimações do tipo FEER ou BEER se tornam mais adequadas para o tratamento econométrico.

A tabela 1 mostra que a TCR efetiva utilizada no trabalho não é estacionária assim como as variáveis dos fundamentos – os testes adicionais mostram que as séries são todas $I(1)$ e não de maior ordem de integração, omitidos da tabela por conveniência de espaço.

TABELA 1
Testes de raiz unitária para o painel da amostra

Variáveis	Método	Estatística	p -valor	Resultado	Resultado geral
ln(TCRE)	Levin, Lin & Chu t^1	-198,128	0,2388	NST	
	ADF - Fisher Qui-quadrado	150,764	0,6876	NST	NST
	PP - Fisher Qui-quadrado	187,139	0,7000	NST	
P_T^x/P_T^M	Levin, Lin & Chu t^1	-0,70712	0,2397	NST	
	ADF - Fisher Qui-quadrado	240,492	0,9015	NST	NST
	PP - Fisher Qui-quadrado	278,804	0,3433	NST	
F/Y	Levin, Lin & Chu t^1	-154,526	0,6111	NST	
	ADF - Fisher Qui-Quadrado	140,531	0,8640	NST	
	PP - Fisher Qui-quadrado	139,266	0,8801	NST	
G/Y	Levin, Lin & Chu t^1	-246,595	0,0068	ST	NST
	ADF - Fisher Qui-quadrado	130,953	0,6062	NST	
	PP - Fisher Qui-quadrado	149,184	0,2075	NST	
$\frac{Y_T}{Y_T^*}$	Levin, Lin & Chu t^1	-246,595	0,788	NST	
	ADF - Fisher Qui-quadrado	130,953	0,8062	NST	
	PP - Fisher Qui-quadrado	149,184	0,7075	NST	NST

Fonte: dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Com a inclusão de tendências individuais lineares e interceptos. As defasagens foram selecionadas de acordo com o critério *Bayesian Index Criteria* (BIC). Entre parênteses, o p -valor das estatísticas. Diferenciações da variável indicaram as variáveis como $I(0)$ e foram omitidas por conveniência.

8. Entretanto, a falha da PPC não necessariamente implica que não haja nenhum equilíbrio de longo prazo. Mais do que isso, ela falha em captar o equilíbrio que pode estar variando no tempo.

Antes de estimar a equação de TCR de equilíbrio, é necessário confirmar a validade da relação de longo prazo dos dados em painel utilizados. De maneira a fazer inferências sob a equação de TCRE equilíbrio, é preciso testar a cointegração da amostra. Para executar os testes de cointegração em painel, são aplicados os sete testes propostos por Pedroni (1999). A relação a ser estimada pelo teste é expressa a seguir.

$$q_{it} = \varphi_{0i} + \mu_{1i} + \varphi_{1i}y_{it} + \varphi_{2i}a_{it} + \eta_{it}$$

Onde φ_{0i} , φ_{1i} e φ_{2i} são os parâmetros a serem estimados, e μ_{1i} são os efeitos temporais individuais.

Entre os sete testes de Pedroni, quatro são baseados na dimensão *within*, e os outros três são testes da dimensão *between*. Todos os testes têm como hipótese nula a não cointegração para os países da amostra. A tabela 2 exibe os resultados dos testes de Pedroni para a amostra utilizada no painel cointegrado. Com exceção do teste PP, todas as demais estatísticas de teste rejeitam a hipótese nula de não cointegração a um nível de 10% de significância, de forma que não se pode negar estatisticamente uma relação de cointegração entre as variáveis.

TABELA 2
Testes de cointegração de Pedroni para a amostra

Hipótese alternativa: coeficientes com AR comuns (<i>within-dimension</i>)				
	Estatística	Probabilidade	Ponderada	Probabilidade
Painel v-Estatística	-2,132108 ¹	0,0411	-2,113166 ¹	0,0428
Painel rho-Statistic	8,933251 ¹	0,0000	8,808688 ¹	0,0000
Painel PP-Statistic	-0,904755	0,2649	-1,010735	0,2394
Painel ADF-Statistic	-2,728488 ¹	0,0096	-1,673525 ¹	0,0983
Hipótese alternativa: coeficientes com AR individuais (<i>between-dimension</i>)				
	Estatística	Probabilidade		
Grupo rho-Estatística	13,40010 ¹	0,0000		
Grupo PP-Estatística	0,381764	0,0709		
Grupo ADF-Estatística	-1,725244 ¹	0,0301		

Fonte: dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹Indica a significância da hipótese de não cointegração. O resultado geral destes testes aponta para a existência dessa relação.

Uma vez que a equação de longo prazo envolve mais que duas variáveis, é possível que mais de uma relação de cointegração exista. Neste trabalho, utilizou-se a versão em painel do teste de traço de Johansen (1995) do tipo *LR* para acessar o posto cointegrante em painéis heterogêneos. A estatística do painel, apropriadamente normalizada, é a media das *N* estatísticas de traço individuais e são assintoticamente distribuídas como $N(0,1)$.

Para que apenas uma equação de cointegração seja suficiente para captar a relação de longo prazo e seja possível estimar uma equação de forma reduzida BEER, é necessário que não exista mais do que um vetor de cointegração. A tabela 3 utiliza o teste de Johansen; a estatística *LR* mostra que há para esta amostra um vetor cointegrante entre a TCR e seus fundamentos e que, portanto, é possível estimar uma equação em painel de forma reduzida por *dynamic ordinary least squares* (DOLS).

TABELA 3
Teste de Johansen para a amostra do painel

Teste de cointegração com posto irrestrito (<i>Trace and Maximum Eigen value</i>)				
Número hipotético de cointegrações	Fisher statistic (do teste de traço)	Probabilidade	Estatística Fisher ¹ (do teste max-eigen)	Probabilidade
Nenhuma	150,0 ¹	0,0000	1189,0 ¹	0,0000
Máximo 1	7,0	0,180	4,9	0,220
Máximo 2	3,9	0,788	2,8	0,421
Máximo 3	2,2	0,885	21,2	0,620

Fonte: dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Indica a significância estatística da hipótese do número de cointegrações na amostra. O resultado mostra a existência de uma relação de cointegração estatisticamente significante

Dados os resultados dos testes para cointegração e para o número de relações, pode-se dizer que a TCR e seus fundamentos cointegram em um vetor. Neste caso, a estimação de uma equação na forma reduzida resulta em resíduos $I(0)$, podendo-se estimar uma equação reduzida.

Foi estimada, portanto, uma equação em painel da TCR de equilíbrio usando técnicas de cointegração usando DOLS de Stock e Watson (1993). Kao (1999) mostrou que o estimador DOLS tem melhor *performance* do que estimadores OLS ou FM-OLS (*fully modified ordinary least squares*) para painéis de pequena amostra, como é o caso da amostra desta pesquisa. O viés OLS para esta estimação é removido ao projetar-se u_i sobre as variáveis adiantadas e defasadas de v_{it} . Portanto, o estimador escolhido foi considerado adequado, porque incorpora a relação de longo prazo entre as variáveis, permite estabelecer uma estimação estatisticamente robusta e mais eficiente que o OLS, além de controlar a endogeneidade dos estimadores ao incorporar a relação de cointegração. Considere-se, por exemplo, a regressão em painel a seguir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t}, \quad i = 1 \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Onde $y_{i,t}$ representa a taxa de câmbio real efetiva, β é um vetor de parâmetros de parâmetros de inclinação, α_i representa os interceptos, $u_{i,t}$ são os termos residuais estacionários, e $x'_{i,t}$ representa o vetor de fundamentos da TCR de equilíbrio. O estimador DOLS pode ser obtido rodando-se a seguinte equação:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_j c_{ij} \Delta x_{i,t+j}^k + v_{it}$$

Se as séries utilizadas não forem estacionárias, essa equação incorpora uma relação de longo prazo que pode ser cointegrada; os testes da seção anterior mostraram que os fundamentos e a TCRE não são estacionários. Para conferir os detalhes a respeito das propriedades dos estimadores DOLS para séries não estacionárias, ver Kao (1999).

TABELA 4
Estimação da TCR de longo prazo estimada por DOLS

Variáveis	Coefficientes
Ativos estrangeiros líquidos/PIB	0,4325 ¹ (0,0232)
Produtividade	0,2423 ¹ (0,00186)
Termos de troca	0,0366 ¹ (0,0175)
Gastos governamentais/PIB	0,170 ¹ (0,00326)
Intercepto	4,004 ¹ (0,0793)
Observações	2.145
Número de países	74

Fonte: dados da pesquisa.

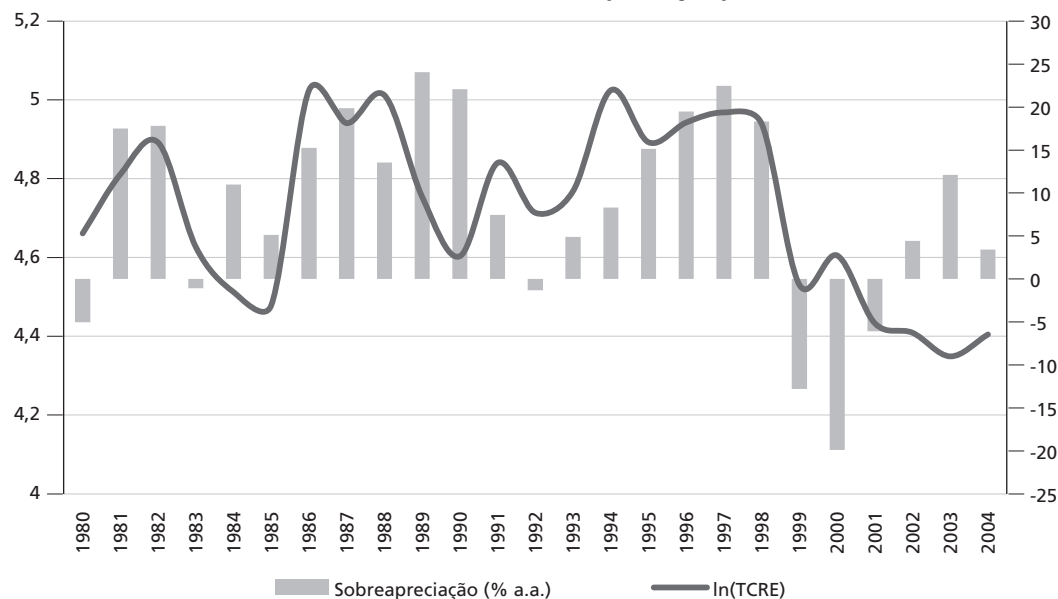
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ $p < 0,01$.

Obs.: entre parênteses, os erros padrões robustos à heteroscedasticidade.

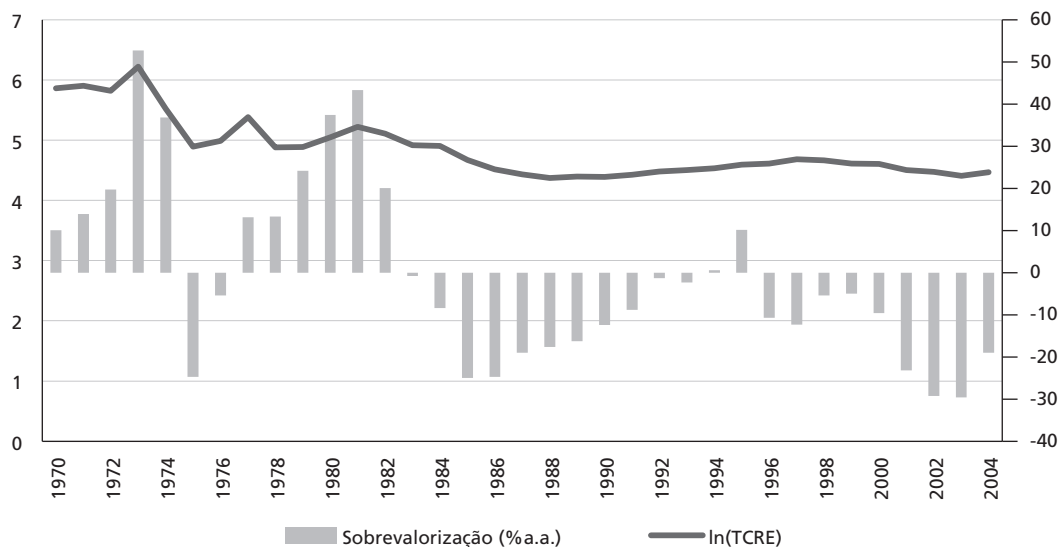
A tabela 4 exhibe o resultado das estimações do painel DOLS para a TCR. Os resultados mostram aderência às hipóteses da literatura apresentados, a uma significância estatística de até 10%. Os coeficientes indicam que a TCR tende a apreciar em equilíbrio, respondendo a aumentos nos ativos estrangeiros líquidos, a aumentos permanentes na produtividade com relação ao resto do mundo e aos aumentos nos termos de troca, assim como aumentam gastos do governo como parcela do PIB. O eixo vertical esquerdo indica os valores da TCR em *log*, e o eixo vertical direito, os valores do índice de depreciação (quando negativo, o índice indica subvalorizações). O eixo horizontal apresenta o intervalo de anos da amostra.

GRÁFICO 1
Taxa de câmbio real e efetiva e índice de sobreapreciação para o Brasil



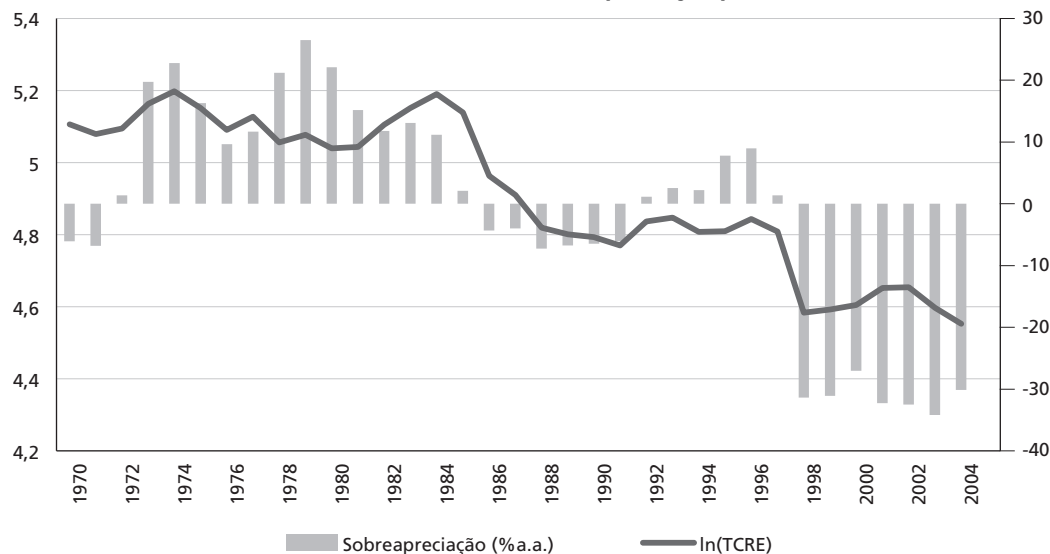
Fonte: dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Taxa de câmbio real e efetiva e índice de sobreapreciação para o Chile



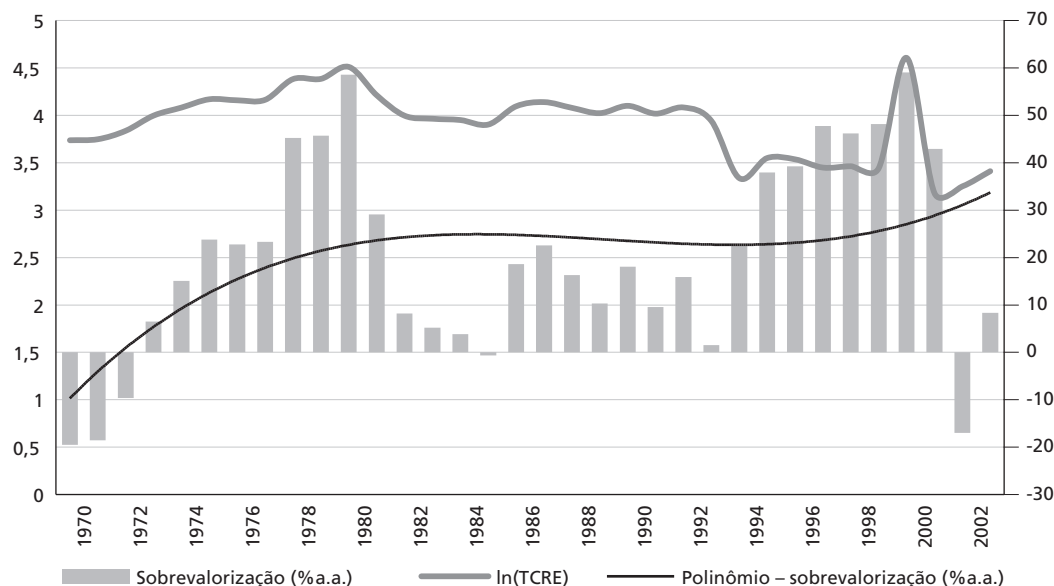
Fonte: dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Taxa de câmbio real e efetiva e índice de sobreapreciação para a Malásia



Fonte: dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Taxa de câmbio real e efetiva e índice de sobreapreciação para Camarões



Fonte: dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

4 ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DA SOBREVALORIZAÇÃO SOBRE A PAUTA EXPORTADORA

Uma vez estabelecida teórica e empiricamente a estratégia para criar um índice de sobrevalorização, é possível mensurar os efeitos desta sobre a pauta de exportações dos países emergentes. As especificações do modelo estimado são apresentadas nas duas equações a seguir.

$$\ln\left(\frac{PRIM}{EXP}\right)_{it} = c + \beta_1(SOB)_{it} + \beta_2(FLUTUANTE)_{it} + \beta_3(KAOPEN)_{it} + \beta_4(CRES)_{it} + \beta_5(CRES^*)_{it} + \beta_6 \ln(INVESTIMENTO)_{it} + \gamma_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\ln\left(\frac{MAN}{EXP}\right)_{it} = c + \beta_1(SOB)_{it} + \beta_2(FLUTUANTE)_{it} + \beta_3(KAOPEN)_{it} + \beta_4(CRES)_{it} + \beta_5(CRES^*)_{it} + \beta_6 \ln(INVESTIMENTO)_{it} + \gamma_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde:

$\ln\left(\frac{PRIM}{EXP}\right)_{it}$ é o *log* da participação do setor primário nas exportações.⁹ As séries utilizadas são do *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial.

$\ln\left(\frac{MAN}{EXP}\right)_{it}$ é o *log* da participação do setor de bens manufaturados nas exportações. As séries utilizadas são do *World Development Indicators* (WDI) do Banco Mundial.

SOB é o índice de desalinhamento para os países emergentes calculado a partir da estimação da TCR de equilíbrio por painel cointegrado.

FLUTUANTE é uma *dummy*, criada por Reinhart e Rogoff (2004), que detém o número 1 se o regime for *de facto* flutuante e 0 caso contrário.

KAOPEN é um índice de abertura financeira construída por Chinn e Ito (2008).

Quanto maior o valor deste índice, mais aberta está a conta de capital de um país.

CRES é a taxa de crescimento do PIB *per capita* (% ao ano) (World Bank, 2009).

CRES* é a taxa de crescimento da renda mundial (% ao ano), elaborada a partir dos dados do WDI.

INVESTIMENTO é a participação no PIB dos gastos em investimento (Heston, Summers e Atina, 2009).

γ_t é um vetor de *dummies* de ano.

ε_t é um erro estocástico normalmente distribuído.

9. Seguindo a classificação do Banco Mundial: o setor primário inclui materiais não processados agrícolas, comida processada (piscicultura e pecuária, entre outros), petróleo, ouro e metais; o setor de manufaturados inclui bens manufaturados processados de insumos, ou seja, indústria de transformação. Uma lista extensiva com a classificação destes insumos encontra-se disponível em: <<http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=17&Lg=1>>.

É importante controlar a relação potencial de endogeneidade entre os determinantes da pauta de exportação e a variável dependente. Por isso, para estimar as equações mostradas, é utilizado o estimador de métodos generalizados de momentos (*generalized method of moments* – GMM) para painel dinâmico com uma amostra de 35 países.¹⁰ Estes estimadores lidam com efeitos temporais não observáveis por meio da inclusão de interceptos específicos ao período. Tratar destes efeitos não é simples. Por isso, o modelo é dinâmico e pode conter regressores endógenos, controlados pelo uso de instrumento sem nível e em diferenças das variáveis endógenas e predeterminadas. Nos procedimentos utilizados nesta seção, a matriz de instrumentos foi colapsada; testes de dois estágios com correção de Windmeijer (2004) para amostra pequena foram realizados, assim como a técnica *jackknife*¹¹ de reamostragem para se obter erros padrões robustos em virtude do uso de uma variável construída (o índice de sobreapreciação *SOB*). Uma vez que as condições de momento sobreidentificam a regressão do modelo, o método do painel dinâmico permite teste de especificações através do teste de Hansen. Ao trabalhar sobre os estimadores de Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (2000) desenvolveram um estimador em sistema (*system-GMM*) que usa condições de momentos adicionais. Os estimadores de Arellano-Bond (1991) e Blundell-Bond (2000) foram considerados adequados para a análise deste trabalho por permitirem uma especificação dinâmica (permitindo a variável dependente defasada) e por instrumentalizarem adequadamente variáveis potencialmente endógenas. Com exceção da variável *dummy FLUTUANTE*, todas as demais variáveis independentes foram tratadas como endógenas. Para uma descrição detalhada destas metodologias econométricas, ver Baltagi (2005).

Nas tabelas 5 e 6, os testes Hansen mostram que não se pode recusar a validade dos instrumentos no controle da endogeneidade para todas as especificações (i)-(vi). Os testes AR(1) e AR(2) mostram a validade da especificação dinâmica e controle de autocorrelação. As diversas especificações em cada tabela (i)-(vi) são exibidas para testar robustez à multicolinearidade e constância dos coeficientes.

10. São eles: África do Sul, Albânia, Argentina, Argélia, Angola, Armênia, Bulgária, Belize, Brasil, Chile, China, Camarões, Congo, Colômbia, Costa Rica, Cuba, Equador, Filipinas, Honduras, Croácia, Indonésia, Índia, Irã, Iraque, Jamaica, Líbano, Líbia, Malásia, México, Polônia, Paraguai, Rússia, Ucrânia, Uruguai, Venezuela.

11. Para detalhes sobre a técnica de reamostragem, conferir Cameron e Trivedi (2005).

As tabelas 5 e 6 apresentam a estimação da participação do setor de bens manufaturados e primários nas exportações, respectivamente. Os resultados da tabela 5 para todas as especificações (i)-(vi) evidenciam, de forma estatisticamente significativa, que os episódios de sobreapreciação reduzem a participação de manufaturados na pauta de exportações. Este resultado pode indicar que o câmbio sobreapreciado não só torna os bens manufaturados domésticos menos competitivos, mas favorece a importação doméstica dos mesmos, reduzindo a motivação de sua produção para o comércio internacional. O contrário acontece para o setor de bens primários, como é constatado nas estimações da variável *SOB* apresentados na tabela 6. Este processo pode ser explicado levando-se em consideração que muitos dos países emergentes da amostra produzem bens primários para atender à demanda de países industrializados cujos preços tiveram grande aumento recente, de forma que mesmo episódios de sobreapreciação não impedem a expansão das exportações deste setor.

A variável de abertura da conta de capital *Kaopen* não tem seu coeficiente estimado estatisticamente significativo nas regressões da tabela 5, e apenas resultados mistos e insignificantes estão na tabela 6, de forma que não se pode atribuir importância à abertura da conta de capitais à composição da pauta exportadora a partir destes resultados.

A variável *CRES* indica o crescimento da economia doméstica do país emergente. Os resultados mostram uma correlação positiva e significativa desta variável para o setor de manufaturados e para o de bens primários, nas tabelas 5 e 6, como esperado. A variável *CRES**, entretanto, tem o coeficiente estimado insignificante na maioria das especificações para os dois setores. A variável *investimento* tem resultado positivo na tabela 5 para os manufaturados, mas não tem resultado significativo, embora positivo, para o setor de bens primários.

Por fim, a variável que caracteriza o regime cambial flutuante tem resultado significativo e negativo para a participação dos bens manufaturados nas exportações, e positivo para o setor de bens primários. Este resultado pode advir do fato de que os países que promovem mais estratégias para exportação de manufaturas, os asiáticos, são conhecidos por gerenciar o câmbio, enquanto países que adotam o regime cambial mais flexível não têm esta política setorial como prioridade.

TABELA 5
Participação do setor manufatureiro nas exportações e sobreapreciação cambial

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
$\ln(\text{MAN}/\text{EXP})_{t-1}$	0,8308 ¹ (0,0253)	0,8467 ¹ (0,0245)	0,8689 ¹ (0,0164)	0,9093 ¹ (0,0455)	0,7709 ¹ (0,0399)	0,8357 ¹ (0,0275)
<i>SOB</i>	-0,3870 ¹ (0,0661)	-0,5441 ¹ (0,0515)	-0,3826 ¹ (0,0540)	-0,4568 ¹ (0,0954)	-0,4580 ¹ (0,0535)	-0,2843 ¹ (0,0435)
<i>KAOPEN</i>	-0,0918 ² (0,0446)	-0,0177 (0,0441)	0,0789 ² (0,0244)	0,0377 (0,0450)	0,1452 ² (0,0326)	
<i>CRES</i>	0,0394 ¹ (0,0059)	0,0413 ¹ (0,0046)	0,0208 ¹ (0,0017)	0,0480 ¹ (0,0122)		
<i>CRES*</i>	0,8180 ¹ (0,1992)	0,1940 (0,2878)	0,1182 (0,1152)			
<i>INVESTIMENTO</i>	0,2575 ¹ (0,0786)	0,6717 ¹ (0,1819)				
<i>FLUTUANTE</i>	-0,3608 ² (0,1432)					
<i>Dummies de tempo</i>	Sim -6,8428 ¹ (1,6796)	Sim -0,9009 (2,3807)	Sim -0,4337 (1,0066)	Sim 0,4595 ¹ (0,1495)	Sim 0,8587 ¹ (0,1403)	Sim 0,5873 ¹ (0,0954)
Observações	577	577	584	584	586	586
Número de países	33	33	34	34	34	34
Teste AR(1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,002
Teste AR(2)	0,075	0,112	0,073	0,042	0,188	0,093
Teste Hansen	0,645	0,435	0,669	0,54	0,54	0,35

Fonte: dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Significância a 1%.

² Significância a 5%.

Obs.: foi utilizada a estimação em dois estágios com matriz de covariância corrigida pelo método de Windmeijer (2007) para amostras pequenas. Erros-padrão *jackknife*.

TABELA 6
Participação do setor de bens primários nas exportações e sobreapreciação cambial

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
$\ln(\text{PRIM}/\text{EXP})_{t-1}$	0,9846 ¹ (0,0239)	0,9990 ¹ (0,0328)	0,9098 ¹ (0,0306)	0,9094 ¹ (0,0225)	0,9802 ¹ (0,0141)	0,9756 ¹ (0,0119)
<i>SOB</i>	0,1173 ¹ (0,0154)	0,0871 ¹ (0,0273)	0,0861 ¹ (0,0283)	0,0833 ¹ (0,0230)	0,0586 ¹ (0,0137)	0,0622 ¹ (0,0132)
<i>KAOPEN</i>	-0,0240 ² (0,0096)	-0,0045 (0,0158)	0,0057 (0,0152)	0,0104 (0,0154)	0,0064 (0,0110)	

(Continua)

(Continuação)

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
<i>CRES</i>	0,0018 ² (0,0007)	0,0058 ¹ (0,0018)	0,0083 ¹ (0,0020)	0,0082 ¹ (0,0020)		
<i>CRES*</i>	0,1354 ³ (0,0752)	0,1116 (0,1058)	0,0363 (0,1129)			
<i>INVESTIMENTO</i>	0,0432 ³ (0,0250)	0,0195 (0,0447)				
<i>FLUTUANTE</i>	0,0735 ¹ (0,0204)					
<i>Dummies</i> de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	566	566	573	573	575	575
Número de países	33	33	34	34	34	34
Teste AR(1)	0,005	0,005	0,004	0,004	0	0,006
Teste AR(2)	0,464	0,538	0,583	0,579	0,432	0,43
Teste Hansen	0,581	0,423	0,591	0,648	0,207	0,253

Fonte: dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Significância a 1%.² Significância a 5%.³ Significância a 10%.Obs.: foi utilizada a estimação em dois estágios com matriz de covariância corrigida pelo método de Windmeijer (2007) para amostras pequenas. Erros-padrão *jackknife*.

5 COMENTÁRIOS FINAIS

A literatura sobre desalinhamento cambial tem se desenvolvido com relativa rapidez nos últimos anos: a natureza das sobrevalorizações e subvalorizações tem preocupado muitos analistas, uma vez que tal distorção nos preços relativos, quanto mais duradoura, mais prejudica a competitividade da pauta de comércio exterior do país. Para países que ainda não atingiram plena industrialização, o setor manufatureiro é o mais prejudicado. Alguns artigos buscam relacionar a desvalorização persistente ou gerenciada à trajetória de crescimento (Rodrik, 2008; Aguirre e Calderón, 2006; Gala, 2008); outros buscam ligações entre o desalinhamento cambial e a ocorrência de crises financeiras e crises no balanço de pagamentos (Eichengreen, 2008; Edwards, 1989). Se, por um lado, não há consenso entre os economistas que uma taxa de câmbio desvalorizada seja um instrumento de política que promova crescimento, por outro, há certa concordância entre os economistas que estudam macroeconomia e finanças internacionais de que sobreapreciações sistemáticas da taxa de câmbio são prejudiciais no longo prazo.

Embora seja claro a importância de se evitarem sobreapreciações cambiais persistentes, pouco se discute como este processo pode ser prejudicial ao afetar de forma diversa a estrutura setorial produtiva e, desta forma, ser importante fator de desenho da pauta exportadora da economia. Neste trabalho, foi construído um índice a partir de técnicas de cointegração em painel para mensurar episódios de sobreapreciação (e desvalorização); desta amostra, foram utilizados os índices para os países emergentes, e testada a influência da sobreapreciação da taxa real de câmbio sobre a evolução da participação dos setores manufaturados e primários nas exportações.

Os resultados mostram que a participação do setor manufaturado nas exportações é prejudicada diante de uma situação de desequilíbrio sistemático do câmbio na direção da apreciação. Uma razão provável para isso é que sobreapreciações não só tornam os bens domésticos menos competitivos, mas também favorecem sua importação doméstica. Como corolário deste resultado, pode-se dizer que a neutralização da sobreapreciação possibilitaria a ampliação de sua competitividade e a participação dos manufaturados nas exportações para países interessados na industrialização como forma de desenvolvimento. Fica claro para o *policy-maker* preocupado com a promoção das exportações de bens manufaturados como estratégia de desenvolvimento de longo prazo que a sobreapreciação da TCR é um problema a ser superado.

REFERÊNCIAS

- AGUIRRE, A.; CALDERÓN, C. **Real exchange rate misalignment and economic performance**. Santiago: Central Bank of Chile, 2006. (Working Paper, n. 315).
- ALBEROLA, E. **Real convergence, external disequilibria and equilibrium exchange rates in EU acceding countries**. Madrid: Banco de España, 2003. Mimeo.
- ARELLANO, M.; BOND, B. Some test specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- BLUNDEL, R.; BOND, S.; WINDMEIJER, F. **An estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimators**. London: The Institute for Fiscal Studies, 2000. (IFS Working Papers with number W00/12).
- BRESSER-PEREIRA, L. C. Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de economia política**, vol. 28, n. 1, 2008.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Existe doença holandesa no Brasil? In: BRESSER-PEREIRA, L. C. (Org.). **Doença holandesa e indústria**. Rio de Janeiro: FGV, 2010.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CHINN, M.; ITO, H. A New Measure of Financial Openness. **Journal of Comparative Policy Analysis**, v.10, n. 3, 2008.

CLARK, P.; MACDONALD, R. **Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs**. Washington: International Monetary Fund, 1998. (Working Paper n. 98/67). Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp9867.pdf>>.

CORDEN, W. M.; NEARY, P. Booming sector and de-industrialization in a small open economy. **Economic journal**, v. 92, n. 368, 1982.

EDWARDS, S. **Real exchange rates, devaluation, and adjustment**. Cambridge: MIT Press, 1989.

ELBADAWI, I.; SOTO, R. Capital Flows and Long Term Equilibrium Real Exchange Evidence From Sub-Saharan Africa”. **Canadian Journal of Development Studies**, v. 20, n. 2, 1994.

EICHENGREEN, B. **The real exchange rate and economic growth**. Berkeley: University of California, 2008. Mimeo.

GALA, P. Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence. **Cambridge Journal of Economics**, v. 32, p. 273-288, 2008.

HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATINA, B. **Penn world table version 6.2**. Pennsylvania: Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2006.

_____. **Penn world table version 6.3**. Pennsylvania: Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, Aug. 2009.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995.

KALDOR, N. **Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom: an inaugural lecture**. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

_____. The case for regional policies. **Scottish journal of political economy**, nov. 1970.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel. **Journal of econometrics**, v. 90, 1999.

LANE, P.; MILESI-FERETTI, G. (2006) **The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004**. Washington: IMF, 2006. (IMF Working Paper, n. 06/69). Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0669.pdf>>.

MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G.; ROSA, A. L. T. Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997). **Revista brasileira de economia**, Rio de Janeiro, v. 56. n. 3, jul./set. 2002.

MCCOMBIE, J. S. L.; ROBERTS, M. The role of the balance of payments in economic growth. In: SETTERFIELD, M. (Org.). **The economics of demand led-growth**. Aldershot: Edward Elgar, 2002.

MONTIEL, P.; HINKLE, L. **Exchange rate misalignment, concepts and measurement for developing countries**. Oxford: Oxford University press, 1999. (World Bank Research publication)

PALMA, G. Four sources of 'de-industrialisation' and a new concept of the dutch disease. In: OCAMPO, J. A. (Org.). **Beyond reforms: structural dynamics and macroeconomic vulnerability**. Palo Alto: Stanford University Press and World Bank, 2005.

REINHART, C.; ROGOFF, K. The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. **Quarterly journal of economics**, v. 119, n. 1, 2004.

RODRICK, D. **Real exchange rate and economic growth: theory and evidence**, John F. Kennedy School of Government, Harvard University, 2008. Disponível em: <<http://online.wsj.com/public/resources/documents/rodrick.pdf>>.

ROSTOW, W. The take-off into self-sustained growth. **The Economic Journal**, v. 66, n. 261, 1956.

STOCK, J. H.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, n. 61, p. 783-820, 1993.

WILLIAMSON, J. **The exchange rate system**. Washington: Institute for International Economics, 1983.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimator. **Journal of Econometrics**, v.126, n. 1, 2004.

WORLD BANK. **World Bank Development Indicators 2009**. Washington: World Bank, 2009. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/indicator>>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALESINA, A.; WAGNER, A. Choosing (and renegeing on) exchange rate regimes. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER Working Paper 9090)

ALESINA, A.; BARRO, R. Currency Unions. **The quarterly journal of economics**, v. 17, 2002.

ALONSO-GAMO, P. *et al.* **Lithuania: history and future of the currency board arrangement**. Washington: International Monetary Fund, 2002. (IMF Working Paper, n. 127).

ARELLANO, M. BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, n. 68, 1995.

AVALLONE, N. ; LAHRÈCHE-RÉVIL, A. **Le taux de change rééld'équilibredansles pays en transition: le cas de la Hongrie**. Paris : TEAM, University of Paris I – Sorbonne, 1999. (Cahiers blancs 91).

- BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. Nova Jersey: John Wiley & Sons, 2005.
- BEGUNA, A. **Competitiveness and the equilibrium exchange rate in Latvia**. Riga: University of Latvia and EuroFaculty, Aug. 2002. (EuroFaculty Working Paper in Economics 16)
- BERAN, R. Pivoting to reduce level error of confidence sets. **Biometrika**, n. 74, 1987.
- _____. **Analysis of the real exchange rate in Latvia: 1994-2001**. Riga, Latvijas Banka, 2002. Disponível em: <http://www.eestipank.info/pub/en/dokumendid/publikatsioonid/seeriad/muud_uuringud/_5a_2002/2.pdf?ok=1>.
- BURGESS, R.; FABRIZIO, S.; XIAO, Y. **Competitiveness in the Baltics in the run-up to EU accession**. Washington: IMF, 2003. (IMF Country Report, n. 114). Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2003/cr03114.pdf>>.
- CALVO, G. **Fixed versus flexible exchange rates: preliminaries of a turn-of-millennium rematch**. College Park: University of Maryland, 1999. Disponível em: <<http://drum.lib.umd.edu/bitstream/1903/4295/1/ciecrp10.pdf>>.
- CALVO, G.; REINHART, C. Fear of Floating. **Quarterly journal of economics**, v. 107, n. 2, p. 379-408, May 2002.
- CHANG, R.; VELASCO, A. Exchange-rate policy for developing countries. **American economic review**, v. 90, n.2, 2000.
- DORNBUSCH, R.; FRANKEL, J. **The Flexible exchange rate system: experience and alternatives**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1987. (NBER Working Paper n. 2.464).
- EDISON, H. Purchasing power parity in the long run. **Journal of money, credit and banking**, v. 17, 1987.
- ÉGERT, B.; LOMMATZSCH K. (2003) Equilibrium exchange rates in acceding countries: how large is our confidence (interval)? **Focus on Transition**, Vienna, 2/2003. Disponível em: <http://www.oenb.at/de/img/egert_lommatzsch_ftr_203_tcm14-10370.pdf>.
- EICHENGREEN, B. **Globalizing capital: a history of the international monetary system**. Princeton: Princeton University Press, 1998.
- FRENKEL, J. The collapse of purchasing power parities during the 1970s. **European economic review**, Amsterdam, v. 16, p. 145-65, May 1981.
- FRENKEL, J.; GOLDSTEIN, M. **Exchange rate volatility and misalignment: evaluating some proposals for reform**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1989. (NBER Working Paper n. 2.894).
- GIAVAZZI, F.; GIOVANINNI, A. **Limiting exchange rate flexibility**. Cambridge: MIT Press, 1989.
- HAUSMANN, R. Should there be five currencies or one hundred and five? **Foreign Policy**, 1999. Disponível em: <<http://www8.iadb.org/res/publications/pubfiles/pubS-121.pdf>>.

HAUSMANN, R.; PANIZZA, U; STEIN, E. Why do countries float the way they float? **Inter-american development bank working paper**, n. 418, 2000.

IM, K.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. **Testing for unit roots in heterogeneous panels**. Cambridge: University of Cambridge, Jun. 1997. (Discussion Paper)

KAZAKS, M. **Real exchange rate appreciation and loss of competitiveness**. The case of Latvia. London: University College London, 2000.

KENEN, P. The theory of optimum currency areas: an eclectic view. *In*: MUNDELL, R.; SWOBODA, A. (Eds.). **Monetary problems of the international economy**. Chicago: University of Chicago Press, 1969.

KRUGMAN, P. **Is the strong dollar sustainable?** The U.S. Dollar-Recent Developments, Outlook, and Policy Options. Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 1985.

KRUGMAN, P. R. **Exchange-rate instability**. Cambridge: MIT Press, 1989.

LEVIN, L.; LIN, C.; CHU, M. Unit root tests in panel data, asymptotic and finite sample properties. **U.C. San Diego working paper**, v. 12, 2001.

MCKINNON, R. A theory of optimum currency areas. **American Economic Review**, v. 53, 1961.

MUNDELL, R. Optimum currency areas. **American economic review**, v. 60, 1961.

PAPPELL, D.; CLUVER, S. Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models. **Journal of applied econometrics**, v. 12, p. 435-444, 1997.

PEDRONI, P. Critical Values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford bulletin of economics and statistics**, 1999.

RAHN, J. **Bilateral equilibrium exchange rates of the EU accession countries against the euro**. Helsinki: Bank of Finland Institute for Economics in Transition, 2003. (BOFIT Discussion Paper n. 11). Disponível em: <http://www.suomenpankki.fi/bofit_en/tutkimus/tutkimusjulkaisut/dp/Documents/dp1103.pdf>.

REINHART, C. The mirage of floating exchange rates. **American economic review**, v. 90, 2000.

RUBASZEK, M. **A model of balance of payments equilibrium exchange rate**: application to the Zloty. Warsaw: Narodowy Bank Polski, Apr. 2003.

VETLOV, I. **Analysis of the real exchange rate and competitiveness in Lithuania**. Estonia: Eesti Pank, 2002. (Eesti Pank Research Paper). Disponível em: <http://www.eestipank.info/pub/en/dokumendid/publikatsioonid/seeriad/muud_uuringud/_5a_2002/3.pdf>.

ANEXO A

O modelo de determinação das taxas de câmbio

Foi utilizado o modelo de estoques e fluxos de Alberola (2003). A taxa de câmbio real q é definida como a razão entre o preço estrangeiro (p^*) e o preço doméstico (p), sendo s a taxa nominal de câmbio (com todas as variáveis denotadas em logaritmos).

$$q = s + p^* - p \quad (1)$$

Denotando α o percentual de bens comercializáveis no índice de preços, p^T o nível de preços dos bens comercializáveis, e p^{NT} o nível de preços de bens não comercializáveis; referindo aos preços estrangeiros com um asterisco, a taxa de câmbio real pode ser escrita como na equação (2).

$$q = (s + p^T(T^*)) - p^T = (1 - \alpha)[(p^T(NT)^*) - p^T(T^*)] - (p^{NT} - p^T) \quad (2)$$

O primeiro termo, denotado q^T daqui por diante, refere-se ao preço relativo dos bens comercializáveis entre os países. É determinada pelas condições de equilíbrio do balanço de pagamentos. O segundo termo (q^{NT} daqui por diante) é o quociente dos preços estrangeiros pelos domésticos dos bens não comercializáveis. Espera-se que, nos países emergentes, os bens não comercializáveis sejam mais baratos do que nos países industriais, porque os salários são menores onde a produtividade neste setor é similar. Assim, o valor real da meda é menor (q é maior) devido ao setor de bens não comercializáveis. Este é o chamado efeito Balassa Samuelson, que é definido pela produtividade relativa no comercializável em relação ao setor não comercializável.

A taxa de câmbio de equilíbrio, denotada como \bar{q} , é então definida como aquela que faz alcançar os equilíbrios internos e externos simultaneamente.

$$\bar{q} = \bar{q}^T + \bar{q}^{NT} \quad (3)$$

A contribuição externa para a taxa de câmbio de equilíbrio \bar{q}^T é derivada do equilíbrio do balanço de pagamentos.

$$\gamma \bar{q}^T + i^* f = \eta(F - f), \gamma, \eta > 0 \quad (4)$$

Onde i^* é a taxa de juros internacional, f é o estoque de ativos estrangeiros líquidos e F é o nível desejado de posição estrangeira líquida que os investidores, supostamente, ajustam lentamente. A contribuição interna à taxa de câmbio real de equilíbrio \bar{q}^{NT} advém do efeito Balassa-Samuelson e pode ser expresso como na equação (5).

$$\bar{q}^{NT} = (1 - \alpha)[(y^{T^*} - y^{NT^*}) - (y^T - y^{NT})] \quad (5)$$

Onde y^i está relacionado à produtividade do setor i , ($i = NT, T$). De (3), (4) e (5), obtém-se a taxa de câmbio real de equilíbrio:

$$\bar{q} = \frac{1}{\gamma} [\eta F - [(i)^* + \eta]f] + (1 - \alpha)[(y^T(T^*) - y^T(NT^*)) - (y^T - y^{NT})] \quad (6)$$

A taxa de câmbio real \bar{q} é esperada ser uma função negativa das posições de ativos estrangeiros líquidos (ou, como definida q nos exercícios empíricos deste trabalho, uma função positiva) e uma função negativa da produtividade relativa. A equação (6), por seu turno, pode ser estimada econometricamente.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Marco Aurélio Dias Pires

Revisão

Andressa Vieira Bueno

Clícia Silveira Rodrigues

Hebert Rocha de Jesus

Idalina Barbara de Castro

Laeticia Jensen Eble

Leonardo Moreira de Souza

Luciana Dias

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Celma Tavares de Oliveira (estagiária)

Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração eletrônica

Aline Rodrigues Lima

Andrey Tomimatsu

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Daniella Silva Nogueira (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em Offset 90g/m²
Cartão Supremo 250g/m² (capa)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

