

Marconi, Nelson; Rocha, Marcos

Working Paper

Exportação de bens primários e apreciação do câmbio real: Há uma ligação?

Texto para Discussão, No. 1921

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Marconi, Nelson; Rocha, Marcos (2014) : Exportação de bens primários e apreciação do câmbio real: Há uma ligação?, Texto para Discussão, No. 1921, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/121554>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1921

TEXTO PARA DISCUSSÃO

EXPORTAÇÃO DE BENS PRIMÁRIOS E APRECIÇÃO DO CÂMBIO REAL: HÁ UMA LIGAÇÃO?

Nelson Marconi
Marcos Rocha

EXPORTAÇÃO DE BENS PRIMÁRIOS E APRECIÇÃO DO CÂMBIO REAL: HÁ UMA LIGAÇÃO?*

Nelson Marconi**

Marcos Rocha***

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

** Professor da Escola de Economia de São Paulo (EESP)/Fundação Getulio Vargas (FGV), professor da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP), pesquisador bolsista do Ipea e coordenador do Centro de Estudos de Macroeconomia Estruturalista do Desenvolvimento (Cemacro)/FGV. *E-mail:* nelson.marconi@fgv.br

*** Pesquisador bolsista da Dinte/Ipea. *E-mail:* marcosrocha@gvmail.br

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri



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.

Presidente

Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**
Renato Coelho Baumann das Neves

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**
Rogério Boueri Miranda

**Diretora de Estudos e Políticas Setoriais
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
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** 2014

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: F10; F31; F32; F41.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....	7
2 ESTRATÉGIAS DE DESENVOLVIMENTO, DOENÇA HOLANDESA E CÂMBIO.....	8
3 A TCR DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO: TEORIA E METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO	12
4 BASE DE DADOS.....	17
5 MODELO ECONOMÉTRICO	19
6 COMENTÁRIOS CONCLUSIVOS	26
REFERÊNCIAS	27
BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR.....	29
APÊNDICES.....	30

SINOPSE

A taxa real de câmbio real (TCR) pode ser considerada um dos mais relevantes preços relativos da economia, dada a influência que exerce sobre inúmeros outros preços e variáveis, e pode estar sobrevalorizada, dentre outros fatores, como sintoma da existência de um processo de Doença Holandesa. Assim, buscando comprovar esta última afirmação, investigou-se neste trabalho se há uma relação entre concentração da pauta de exportações em *commodities* e apreciação da TCR. Para isso, foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR, com o intuito de relacioná-lo ao tipo de pauta de exportação dos países. Primeiramente foram feitos testes para definir os determinantes da TCR de longo prazo e, posteriormente, para identificar aqueles que concorrem para a sua sobreapreciação. Os resultados demonstram que uma pauta de exportações concentrada em produtos primários contribui para apreciar a TCR, enquanto uma pauta com maior participação de manufaturados não exerce o mesmo efeito, o que é condizente com os efeitos esperados pelos modelos teóricos de Doença Holandesa.

Palavras-chave: taxa real de câmbio; exportações; doença holandesa.

ABSTRACT

The real exchange rate (RER) can be considered one of the most important relative price of economics, given the influence it exerts on many other prices and variables, and may be overvalued, among other factors, as a symptom of the existence of a Dutch disease process. Thus, seeking to prove that assertion, this study investigated whether there is a relationship between the concentration of exports in commodities and appreciation of the real exchange rate. We constructed an index of RER misalignment from a cointegrated panel of 102 countries, in order to relate it to the type of export basket of countries. At first tests were undertaken to define the determinants of long-term real exchange rate and, subsequently, to identify those that contribute to its overvaluation. The results demonstrate that an export basket focused on primary products contributes to appreciate the real exchange rate, while an export basket with a higher share of manufactured products does not have the same effect, which is consistent with the effects expected by the theoretical models of Dutch disease.

Keywords: real exchange rate; exports; Dutch disease.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio real (TCR) pode ser considerada o preço relativo mais importante da macroeconomia, dada a influência que exerce sobre inúmeros outros preços agregados. Por isso mesmo, muitos economistas convivem com a preocupação de que a TCR que prevalece no mercado seja um sinal correto que torne sustentável, no longo prazo, o equilíbrio dos “fundamentos” macroeconômicos que ela afeta e são afetados por ela. Além disso, a história mostrou que sustentar uma taxa de câmbio sobrevalorizada por longos períodos pode levar a crises de moeda que deixam traumas macroeconômicos indelévels: o México, o Leste Asiático e o Brasil experimentaram esse tipo de crise.

A taxa de câmbio pode se encontrar sobrevalorizada, dentre outros fatores, como sintoma de doença holandesa. A Doença Holandesa pode ser definida como uma falha de mercado na qual a abundância de recursos naturais e humanos baratos resulta em uma sobreapreciação crônica da taxa de câmbio que inviabiliza as indústrias de bens comercializáveis que teriam condições de competir no exterior. É um obstáculo que inviabiliza investimentos nos setores industriais nos países em desenvolvimento que possuem tal abundância de recursos. Assim, pode-se dizer que uma das formas pelas quais se manifesta o processo de desindustrialização é a relação entre apreciações sistemáticas da TCR de um país e sua pauta de exportações concentrada em *commodities*. É essa conexão que é investigada neste trabalho: há relação entre concentração de exportações de *commodities* e apreciação da TCR?

Debates nos círculos acadêmicos e políticos acerca dos efeitos da liberalização financeira sobre o desempenho econômico ou sobre a capacidade de condução de políticas monetárias independentes têm tido grande repercussão, em especial no que se refere às políticas praticadas pelos países emergentes. Na medida em que permanece popular a ideia de que controles de capitais podem ensejar certa influência sobre a TCR, o estudo sobre o desalinhamento cambial e *Dutch disease* necessariamente deverá passar por um exame quanto à influência dos controles sobre a trajetória de ajuste do câmbio.

No que se refere a um estudo para um painel de países, não é, em geral, a TCR em nível o que interessa para o *policy-maker*; o seu comportamento de sobrevalorização, por outro lado, é muito importante, porque pode ser fruto de práticas políticas inadequadas, tais como déficits permanentes, ou de desequilíbrios estruturais persistentes como a

Dutch disease. Ambos os efeitos adversos podem pedir uma ação corretiva por parte da sociedade e do governo. Por isso, neste trabalho, construiu-se, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR, com o intuito de relacioná-lo ao tipo de pauta de exportação dos países, num segundo exercício empírico.

Além desta introdução, este trabalho é composto da seguinte forma: na próxima seção, é feita uma revisão da discussão sobre apreciação cambial, exportação de *commodities* e *Dutch disease*. Na seção 3, o conceito de TCR de equilíbrio de longo prazo e sua metodologia de estimação são explicados. Na seção 4, as bases de dados utilizadas são descritas em detalhes. A seção 5 apresenta o modelo econométrico. A seção 6 finaliza o trabalho com alguns comentários conclusivos.

2 ESTRATÉGIAS DE DESENVOLVIMENTO, DOENÇA HOLANDESA E CÂMBIO

A doença holandesa é um fenômeno decorrente da existência de recursos naturais abundantes que geram vantagens comparativas para esse setor e, por decorrência disso, causa diferencial de produtividade em *commodities* ao país que os possui. Deixando os mecanismos de mercado operar livremente, o país pode ser levado a experimentar subsequentes apreciações de sua taxa de câmbio real.

O primeiro modelo de doença holandesa foi desenvolvido por Corden e Neary (1982) e aprimorado por Corden (1984). 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 vantagens comparativas) e o de comercializáveis que cresce mais lentamente (indústria e demais setores da agricultura e extração). O setor que produz recursos naturais comercializáveis (que crescem à frente dos 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. Entretanto, há nesse processo desestímulo à exportação do setor de manufaturados comercializáveis, que tem o crescimento de suas exportações mais lento.

Uma 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) e, ainda que a produção de manufaturados se desloque para o mercado interno, pode ocorrer um processo de desindustrialização em virtude da redução das vendas externas deste último e do aquecimento dos demais setores. Ademais, o setor de não comercializáveis não sofre concorrência externa, o que configura uma vantagem adicional, enquanto o de comercializáveis sofre uma pressão maior dos concorrentes em função da sobrevalorização da taxa de câmbio.

Para Bresser-Pereira (2008), a doença holandesa é uma grave falha de mercado porque implica a coexistência de duas taxas de câmbio de equilíbrio: a TCR de equilíbrio corrente, que equilibra intertemporalmente a conta-corrente do país, e a TCR de equilíbrio industrial, que viabilizaria a produção, para os empresários eficientes, de bens comercializáveis distintos dos que dão origem à doença holandesa. A taxa de câmbio de equilíbrio corrente é inferior à industrial devido à doença holandesa – isto é, o equilíbrio em conta-corrente é viabilizado com uma taxa de câmbio inferior à que estimularia as exportações de manufaturados e, por consequência, a produção de uma série de produtos industriais. O resultado é a geração de sucessivos superávits comerciais de *commodities* primárias e de produtos derivados delas, que estimulam a valorização cambial e, ao mesmo tempo, propiciam a manutenção deste *superávit* com uma TCR sobrevalorizada.

Essa dinâmica inviabiliza o superávit comercial em outros setores que não possuem a mesma vantagem comparativa e contribui para uma mudança na estrutura produtiva da economia na direção dos setores primários e de serviços, sendo estes últimos os que se beneficiam da elevação da renda disponível. A vantagem comparativa, porém, não é um conceito estático, mas dinâmico: os países emergentes que efetivamente se desenvolveram, argumenta o autor, investiram na capacitação de suas vantagens comparativas na produção de bens manufaturados, cujas externalidades em termos de emprego da força produtiva e de expansão do conhecimento da produção de bens intensivos em tecnologia têm sido positiva e benéfica. A discussão sobre a tendência à sobrevalorização do câmbio compreende o que os países podem fazer, e alguns fazem, para evitá-la. Nesse sentido, do ponto de vista dos países emergentes, uma estratégia importante é a observação das experiências internacionais como exemplo.

Os asiáticos iniciaram e aceleraram seus processos de desenvolvimento em períodos diferentes, de forma que temos na sequência: Coreia, Taiwan, Singapura, Malásia e Tailândia; posteriormente, Indonésia, China e Índia e mais recentemente Vietnã e Cambodja. A expressão “depois”, de alguma forma ligada à hipótese dos gansos voadores, sugere que o *catch up* ocorreu em ondas sucessivas.¹

Existe alguma coisa em comum no processo de desenvolvimento econômico desses países? Lidar com os processos de sobreapreciação do câmbio real, neutralizando-o, é uma resposta que contribui para o sucesso das estratégias de crescimento destes países e tem tomado relevância na literatura (Eichengreen, 2008; Gala, 2008; Rodrik, 2008). Pode-se dizer que existe uma estratégia nacional de desenvolvimento, ou de competição internacional, por detrás dos episódios de neutralização da tendência à apreciação da TCR, em que se ressalta o cuidado com políticas cambiais.

Eichengreen (2008) chama a atenção para o fato de que a literatura de crescimento orientado às exportações foca as vantagens por diversos veículos teóricos, em geral recomendando manter os preços das exportações altos o suficiente para tornar atrativo o deslocamento dos recursos à sua produção. Isso significa o aumento da produção de manufaturas leves que promoveria um estímulo ao crescimento, desde que haja condições para que a produtividade na manufatura seja maior que na agricultura. Esses países com crescimento orientado às exportações podem continuar sua extensão de produção sem que os preços caiam, uma vez que a demanda externa é inelástica, ao contrário dos *non tradables*, cuja demanda é doméstica e relativamente elástica.

Isso permite que a estrutura de produção seja desconectada da estrutura de consumo. Se maior renda e rápido crescimento permitem maiores níveis de poupança, então será possível financiar maiores níveis de investimento dos recursos *domésticos*. Além disso, se o *learning-by-doing*, ou transferência de tecnologia, é relativamente rápido nos setores cuja produção é destinada às exportações, então haverá maior estímulo para a taxa de crescimento. O autor aponta, como evidência desse argumento, os países que tiveram sucesso com o modelo *export led growth*: Japão, Hong Kong, Singapura, Coreia do Sul, Taiwan e, por último, a China (nessa ordem).

1. O modelo dos “gansos voadores” é muito bem discutido em Amsden (1989).

Eichengreen (2008) argumenta que manter o câmbio em níveis competitivos e evitar excessiva volatilidade permite que o país explore as possibilidades de crescimento – desenvolvendo uma força de trabalho qualificada, taxas altas de poupança, ou tornando-se atrativo para investimentos estrangeiros. Ausentes esses fundamentos, a política cambial não funciona, e traz custos e benefícios, com os custos crescendo à medida que o sistema financeiro se desenvolve. Como os fundamentos são diferentes entre os países, as correlações entre o nível e a volatilidade da TCR produzem resultados estatísticos diversos.

Nesse contexto, cabe questionar se a TCR pode ser mesmo usada como variável de política. A resposta do autor é que a política monetária não pode ser usada eternamente para sustentar uma TCR particular, distinta da ditada pelos fundamentos. Embora a política cambial seja eficiente no curto prazo, por conta dos ajustes, defasado no caso do mercado de bens e rápido no caso do mercado de ativos, a inflação reage no longo prazo e o preço dos bens não comercializáveis se ajusta. Porém, tal política pode imprimir um ciclo virtuoso de crescimento.

Mas outros canais são apontados. A política fiscal pode ter um impacto duradouro, com uma política restritiva reduzindo o preço dos bens domésticos e desvalorizando o câmbio. O quão restritiva deve ser a política fiscal depende da pressão sobre o mercado de bens não comercializáveis oriunda de outras formas de gastos. Se as poupanças das famílias e as corporativas são altas, como as da China, o governo não precisa pressionar muito. Se o investimento é relativamente fraco, como tem sido na Ásia desde 1997-1998, então um dado nível de gasto público poderá associar-se com a prática de uma taxa de câmbio competitiva: os países asiáticos experimentaram substancial depreciação cambial depois da crise, sem que a política fiscal fosse fortemente contracionária (exceto por um período curto).²

Analogamente, a fraca demanda privada explica por que a Argentina experimentou uma sustentável depreciação real depois da crise 2001-2002. Similarmente, a menor experiência de crescimento na maioria dos países da América Latina e Caribe nas mesmas décadas tem chamado a atenção para a possibilidade de sobrevalorização cambial na região.

2. Alguns desses países passaram por uma grande crise de balanço de pagamentos em 1997 (Coreia, Tailândia, Malásia, Singapura), mas em seguida voltaram a crescer.

A partir da década de 1980, com a crise da dívida externa, os países da América Latina, principalmente Brasil e México, pararam de crescer e resolveram financiar seus déficits no balanço de pagamentos, principalmente por meio da atração de capitais externos. Não houve uma estratégia de promoção das exportações que poderia levar estes países, a exemplo dos asiáticos, a equilibrar suas contas externas de forma sustentável, criando poupança interna e praticando taxas de câmbio competitivas. A maioria dos países latino-americanos, a princípio, optou por controlar a inflação usando o câmbio como uma âncora cambial e, posteriormente, para financiar o desenvolvimento.

A estratégia de sobrevalorização cambial traz vantagens no curto prazo, pois torna o consumo e o investimento baseado em produtos estrangeiros mais baratos, provocando uma elevação efêmera do poder de compra da população, mas em médio prazo gera sérias restrições à produção de bens que necessitam de uma taxa de câmbio mais elevada para se tornarem rentáveis (por não possuírem as mesmas vantagens comparativas dos setores que produzem bens primários) e ao balanço de pagamentos do país.³

3 A TCR DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO: TEORIA E METODOLOGIA DE ESTIMAÇÃO

A TCR é um preço não só relativo, mas macroeconomicamente estratégico, guiando a alocação da produção e gastos de uma economia entre dois tipos de bens, os comercializáveis e os não comercializáveis. Devido a este papel importante da TCR, as economias emergentes, em particular, são muitas vezes encorajadas a conduzir em suas políticas esse preço relativo à sua posição “correta”. Essa posição “correta” é muitas vezes indicada como aquela que não está muito distante de seu valor de equilíbrio, dada a sustentabilidade das contas internas e externas.

A definição tradicional da TCR de equilíbrio é aquela que é consistente com o balanço macroeconômico interno e externo, condicionado a valores sustentáveis de variáveis exógenas e de política (ou seja, ao equilíbrio intertemporal dos fundamentos). O balanço interno refere-se à situação em que os mercados de bens comercializáveis e

3. Sobre essa discussão, ver, por exemplo, Fishlow (2004), Bresser-Pereira e Nakano (2003) e Bresser-Pereira (2008).

não comercializáveis estão em equilíbrio, e corresponde ao equilíbrio macroeconômico com pleno emprego. No entanto, o balanço externo refere-se a uma situação em que o déficit em conta-corrente da economia é igual ao valor intertemporal sustentável de entrada de fluxos de capitais que se espera receber. Ele pode ser caracterizado por estimações empíricas de balanços entre poupança e investimento ou por valores que são consistentes com a sustentabilidade do equilíbrio externo. Assim, quando se aponta uma TCR de equilíbrio, não se refere àquela obtida de qualquer equilíbrio arbitrariamente escolhido, mas sim de um equilíbrio sustentável intertemporalmente. Econometricamente, a TCR de equilíbrio pode ser obtida regredindo-se a TCR com seus fundamentos como regressores.

A regressão, assim, é capaz de tornar visível como os fundamentos agem para estabelecer o equilíbrio da taxa de câmbio; a posição externa líquida, por exemplo, age naturalmente como um fundamento apreciador da TCR. O que a maioria das estimações de taxa de câmbio não contempla é o papel dos recursos naturais no nível de equilíbrio de longo prazo da TCR. A estratégia empírica deste trabalho é justamente fazer essa inclusão, utilizando como *proxy* da riqueza relativa em recursos naturais de um país o índice da participação percentual de *commodities* nas exportações deste. Assim, além dos fundamentos, tem-se uma variável “*commodity*” procurando esclarecer se há uma relação entre o comportamento da TCR e a abundância relativa de recursos naturais de um país.

Uma relação positiva e significativa da TCR com esse índice pode ser interpretada como evidência de que o fenômeno de *Dutch disease* implique sobrevalorização. Para investigar esse problema, nós construímos taxas de equilíbrio de longo prazo que incluem a *commodity* – e, de acordo com esta lógica, embutem apreciação causada por exportação de produtos primários – em um modelo de taxa de equilíbrio convencional, que não captaria esse fenômeno e tende a ser relativamente desvalorizada com relação à TCR de equilíbrio que embute a apreciação decorrente da *Dutch disease*.

3.1 Modelos para taxas de câmbio de equilíbrio

Conforme já afirmado, a definição tradicional da TCR de equilíbrio – Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER) – é aquela que é consistente com o balanço macroeconômico interno e externo, condicionado a valores sustentáveis de variáveis

exógenas e de política (ou seja, ao equilíbrio intertemporal). Assim, quando se aponta uma TCR de equilíbrio, não se refere a uma TCR obtida de qualquer equilíbrio arbitrariamente escolhido, mas sim de um equilíbrio sustentável intertemporalmente, o que exige estimações das elasticidades de comércio. Esse enfoque foi utilizado de forma pioneira por Williamson (1994) e ainda é utilizado pelo FMI.

A abordagem FEER, embora intuitiva, traz alguns problemas aos pesquisadores. Primeiro, os resultados são muito sensíveis às elasticidades de comércio, comumente calculadas pela média de grande quantidade de países (Isard, 2007). Em segundo lugar, os balanços internos, usualmente calculados por hiatos de produtos, são difíceis de computar para países emergentes, e os métodos empregados em geral carecem de fundamentos teóricos (Isard e Faruquee, 1998). De forma geral, pode-se dizer que o cálculo dos hiatos de produtos não são apropriados para economias emergentes ou em transição porque suas transformações econômicas ainda estão em processo (Coudert e Couharde, 2007). E terceiro, estimar o equilíbrio externo sustentável não é tarefa fácil. Por um lado, a hipótese de sustentabilidade do débito externo usualmente termina por ser a manutenção do nível anterior de débito (Isard, 2007), qual seja o tamanho, o que leva a grandes desvios entre os países, desvios estes inexplicáveis. Por outro, rodar uma regressão *cross-country* para estimar a conta-corrente de equilíbrio pode resultar em grandes diferenças em relação aos dados obtidos e nos informar graves desalinhamentos.

Dado esses problemas, a literatura empírica de determinação da TCR tem utilizado técnicas de estimação diretas. Este enfoque é muitas vezes chamado de Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental – Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER), seguindo Clark e MacDonald (1998). Este enfoque econométrico é direcionado à estimação de uma forma reduzida relacionando a TCR e seus fundamentos (Edwards, 1997; Hinkle e Montiel, 1999; Chinn e Prasad, 2000). 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: na prática, o método consiste em estimar uma forma reduzida da TCR com suas variáveis fundamentais:

$$q_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde x_{ij} são as J variáveis fundamentais, ε_t é o termo erro da equação, e α_j são os coeficientes a serem estimados.

Como observam Montiel e Sérven (2008), se a TCR não for estacionária, modelos teóricos para a sua determinação sugerem que um subconjunto de fundamentos não deve ser estacionário também. Essa constatação recomenda o uso de equações de cointegração ligando a TCR a um subconjunto relevante de “fundamentos”, baseando-se nos valores correntes observáveis da TCR e dos fundamentos. A teoria econométrica alude que quando nem a TCR nem um subconjunto de determinantes “fundamentais” é estacionário, os parâmetros que ligam a taxa de longo prazo aos valores permanentes dos fundamentos não estacionários podem ser estimados por meio desses valores observáveis. Esses parâmetros estimados revelariam a relação de longo prazo entre a TCR e seus determinantes fundamentais, permitindo assim a estimação de uma TCR de longo prazo. O apêndice A traz um modelo simples de determinação do câmbio real de longo prazo.

Uma vez decidido qual o arcabouço teórico para lidar com a TCR, a aplicação dos conceitos relevantes do modelo necessita de uma medida empírica da TCR. A escolha mais comum é a chamada taxa de câmbio real efetiva (TCRE). Para construir um índice de desalinhamento da TCRE, são usadas as estimativas de longo prazo dos fundamentos econômicos obtidos com os Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos – Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) – para computar os valores previstos da que seria a TCRE de equilíbrio.

Como aponta Alberola (2003), encontrar a relação de cointegração de longo prazo entre a TCRE e seus fundamentos forneceria uma estimação da taxa de equilíbrio se fosse possível observar o nível de equilíbrio dos fundamentos: ou seja, aqueles valores para fundamentos da TCR (como produtividade ou passivos externos) que seriam sustentáveis como uma trajetória de equilíbrio intertemporal. Entretanto, só é possível observar os valores conhecidos (correntes e do passado) destas variáveis. Assim, para calcular a TCRE de equilíbrio faz-se necessário isolar os valores permanentes dos fundamentos macroeconômicos da influência de suas flutuações de curto prazo.

Há várias técnicas para filtrar e decompor séries de tempo. Neste trabalho foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP) para obter os valores permanentes ou de equilíbrio das variáveis fundamentais. Assim, as estimativas da TCRE de longo prazo

são obtidas substituindo-se os valores do componente permanente na equação de cointegração. Os índices de desalinhamento da TCRE computados correspondem à diferença entre a TCRE observada e a de equilíbrio, tomadas em logaritmos.

$$\ln(\text{Sobrevalorização Real}) = \ln REERTCRE_{it} - \ln \widehat{TCRE}_{it} \quad (2)$$

A ideia é caracterizar a TCRE de equilíbrio de longo prazo como aquela que corresponde aos valores sustentáveis dos fundamentos macroeconômicos. Assim, é possível identificar grandes episódios de desalinhamento e prover um apontamento quantitativo da extensão na qual a TCRE está em conformidade com seus fundamentos econômicos sustentáveis de longo prazo. Uma vez obtido o índice de desalinhamento, é possível buscar seus determinantes em variáveis de política econômica, bem como a causa de sua persistência, na linha da argumentação explicada a seguir.

3.2 Determinantes de desalinhamento da TCR

Para propósitos de política e análise, é útil distinguir as causas de desalinhamentos que a literatura tem sublinhado, além da discussão já estabelecida entre exportações de bens primários e sobreapreciação cambial.

Há também desalinhamento induzido pela inconsistência entre as políticas macroeconômicas, especialmente a monetária, e o sistema oficial de taxa de câmbio nominal, ou o regime cambial (Edwards, 1988). Por exemplo, quando temos uma política monetária expansionista – seja devido a um déficit fiscal ou por outras razões – que excede a trajetória compatível com a de uma taxa de câmbio nominal no âmbito de um regime fixo, o preço dos bens domésticos tenderão a crescer a uma taxa maior que a inflação mundial. Como resultado, a TCR experimentará uma apreciação real que pode ser persistente e nociva. A inflação tem aí sua contribuição para a existência do desalinhamento.⁴

É comum a ocorrência de desalinhamentos estruturais de curto prazo, que existem quando há mudança nos determinantes reais ou fundamentais da TCR de equilíbrio

4. Na maioria dos casos, as políticas monetárias expansionistas não só geram pressões nos preços dos não comercializáveis, mas também se traduzem em perdas de reservas internacionais e aumento dos empréstimos estrangeiros líquidos acima do seu nível de longo prazo sustentável, aumentando o *gap* do desalinhamento.

que não são traduzidos, no curto prazo, em reais mudanças na TCR (choques de produtividade, como o efeito Balassa-Samuelson, por exemplo). Esse desalinhamento é temporário, fruto de mudanças nas variáveis de equilíbrio dos fundamentos, que tomam certo prazo para se ajustar e não persistem no longo prazo⁵ (Montiel e Sérven, 2008), mas podem servir como variáveis de controle para estudar os determinantes da persistência eventual de desalinhamentos, por exemplo.

Desde os modelos simples como Mundell-Fleming até os mais sofisticados, os economistas enunciam que a abertura de um país aos fluxos de capitais detém forte influência sobre o nível de determinação da TCR. Historicamente, muitos países têm se apoiado em diversas formas de restrição das suas contas de capitais aos fluxos financeiros. Como aponta Edwards (1999), os países têm tentado evitar ou reduzir grandes influxos de capitais: controles da taxa de câmbio, seja para impedir sobrevalorizações, seja como parte de estratégias de crescimento orientadas às exportações, são o que muitas vezes estão subjacentes a estas políticas. Há, entretanto, muitos analistas que apontam que os impedimentos legais na mobilidade dos capitais nem sempre são exitosos em se tornar reais restrições de movimentos nesses fluxos. Portanto, existe uma distinção razoável entre a mobilidade de capital observada e a efetiva, que tem sido sujeita a muito debate entre os economistas. Este trabalho inova ao buscar entender se esses fluxos têm algum impacto no desalinhamento da TCR, utilizando séries históricas de *facto* como índice: a *KAOPEN*, de Chinn e Ito (2005).

4 BASE DE DADOS

4.1 Dados utilizados para painel da TCR e desalinhamento

Os dados para as variáveis Produtividade Relativa e Peso do Governo vieram da *World penn tables* de Heston, Summers e Aten (2006). Os dados para “Ativos Estrangeiros Líquidos/PIB” são de Lane e Milesi-Ferretti (2004). Os demais dados, com exceção dos que descrevem a abertura da conta de capital, são do *World development indicators*, banco de dados do Banco Mundial. Cabe explicar que a variável “*Commodities/Exportações*” é

5. Uma questão importante que surge é se as mudanças nos determinantes reais da TCR são percebidas como temporárias ou permanentes. Mudanças temporárias nestas variáveis podem às vezes resultar em divergências significantes entre a taxa de câmbio corrente real e a de equilíbrio. Naturalmente, o principal problema com esta situação está em reconhecer a natureza temporária dos choques quando se trata de políticas macroeconômicas de correção.

a soma do percentual de vendas externas de petróleo, ouro e metais, materiais primários de agricultura e alimentos nas exportações dos países, seguindo classificação do Banco Mundial. A variável “Manufaturas/Exportações” constitui um dos itens do banco de dados do *World development indicators*. O apêndice B exhibe os países que compuseram as amostras utilizadas nos exercícios econométricos que se seguem.

4.2 Índices de grau de abertura da conta de capital

As tentativas de criar graus de integração efetiva nos mercados de capitais geraram extensa literatura. Mais recentemente, como Alesina, Grilli e Milesi-Ferreti (1993), Rodrik (1998), Klein e Olivei (2005) usaram as informações contidas no *Exchange arrangements and exchange restrictions* do Fundo Monetário Internacional (FMI) para construir um painel de índices de controle de capitais.

Muitos estudos utilizam uma classificação padrão de regimes cambiais, como o *Annual report on exchange rate arrangements and exchange restrictions*, publicado pelo FMI.⁶ Entretanto, uma leitura mais acurada das experiências de regimes cambiais sugere que estas classificações oficiais falham muitas vezes em descrever as práticas dos países, e que o *gap* entre *de facto* e *de jure* pode ser extenso. Muitas das tentativas de estudar o fluxo de capitais, entretanto, resultaram em índices binários de classificação da abertura. Uma grande limitação desses índices, entretanto, é o fato de não distinguirem acuradamente diferentes intensidades de restrições de capitais. Por isso, utilizou-se a série de integração financeira *KAOPEN* de Chinn e Ito (2008). Estes autores também se mostram insatisfeitos com a incapacidade de bases de dados anteriores quantificarem a intensidade dos controles de capitais. Para eles, além de ser meramente uma variável binária, as categorias do *Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions* do FMI são muito agregadas para captar a sutileza envolvida em controles de capitais. Além disso, a distinção *de jure* e *de facto* é bastante prejudicada nessas classificações oficiais. Muitas vezes, as políticas de controle de capitais são executadas sem metas políticas específicas para que haja controle do volume ou do tipo de capitais. De forma diversa, como aponta Edwards (1999), é muito comum que o setor privado circunscreva as restrições na conta de capitais, anulando o efeito esperado desses controles regulatórios. Por isso, uma classificação *de facto* se torna

6. O Fundo, reconhecendo as limitações de sua classificação inicial, revisou e renovou a classificação oficial a partir de 1997, embora não tenha reavaliado sua classificação histórica depois disso. Um problema com a classificação pré-1997, que tem recebido substancial atenção na literatura recente, é a frequência de episódios nos quais o regime é classificado como flutuante (gerenciado ou não) quando, de fato, o país tinha um regime de câmbio *de facto* fixo ou *crawling peg*.

crucial para entender como as medidas efetivamente afetam os fluxos comerciais e, para os propósitos deste trabalho, a TCR.

Dadas essas considerações, Chinn e Ito (2008) constroem uma base de dados com um índice, *KAOPEN*, que mede a extensão da abertura das transações na conta de capital. O índice abrange o período de 1970 a 2005 (o índice de Edwards vai até 2000). A construção de *KAOPEN* é baseada nas variáveis binárias do *Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions*, com algumas modificações. Até 1996, os autores codificaram as variáveis para quatro categorias amplas de restrição nas contas externas, que são:

- variáveis que indicam a presença de múltiplas taxas de câmbio;
- variáveis que indicam a restrição nas transações da conta corrente;
- variáveis que indicam a restrição na conta de capitais; e
- variáveis que indicam requerimento de procedimentos para exportação.

Em 1996, a classificação do FMI mudou e Chinn e Ito desagregaram essas quatro categorias mais ainda, em um esforço para captar melhor a complexidade das políticas de controle de capitais. A partir de 1996, os autores seguiram os procedimentos de Mody e Murshid (2005).

5 MODELO ECONOMÉTRICO

5.1 Testes de raiz unitária e especificação do modelo

Para examinar os determinantes do desalinhamento utilizou-se uma amostra de 102 países no período entre 1970 e 2004. Os detalhes a respeito da amostra utilizada estão no apêndice A. A amostra total cobre cerca de 90% do produto nacional bruto (PNB) mundial, em valores de 2005. Os países selecionados tiveram nesse período experiências suficientes de mudanças de regimes cambiais e alterações no controle da conta de capitais de forma que a amostra que compõe o painel é rica em informações para o experimento.

Os componentes que estão na equação de determinação de longo prazo cointegrada são aqueles que possuem raiz unitária e passaram no teste de cointegração em painel de Pedroni. A ideia é que estes componentes são fundamentos *que determinam no longo prazo o comportamento da taxa de câmbio, não determinando trajetórias transitórias para esta taxa*. Já os componentes elencados na equação de determinação do alinhamento do câmbio à sua trajetória de longo prazo, na seção posterior, são aqueles de *natureza de ajuste transitória*; são estacionários e, por isso, não perfazem com a TCRE uma cointegração estatisticamente significativa. Neste caso, é notável que a variável “Termos de Troca” não faça parte da equação de determinação do câmbio no longo prazo, ou “Inflação Relativa”; todavia, para a amostra em questão, esta última variável se mostrou estacionária estatisticamente. Configura, portanto, um elemento de natureza mais transitória que os outros componentes da determinação do câmbio e longo prazo comumente apontados nos modelos teóricos como Ativos Estrangeiros Líquidos – denominada nos testes *net foreign assets* (NFA) –, por exemplo, variável integrada de ordem I(1).

A tabela 1 detalha os testes de raiz unitária realizados sobre as séries importantes. As variáveis tais como termos de troca e inflação relativa, que fazem parte dos modelos de determinação de câmbio, mas não são integradas, foram utilizadas como variáveis de controle na equação que explica os desalinhamentos cambiais, na seção posterior. As demais séries utilizadas para compor os painéis dos métodos generalizados de momentos – System Generalized Method of Moments (System-GMM) – se revelaram todas estacionárias em nível; os resultados dos testes em nível foram omitidos da exposição por conveniência e espaço, podendo ser obtidas diretamente com os autores.

TABELA 1
Testes de raiz unitária para as séries utilizadas no painel cointegrado

Nula: raiz unitária	lnTCRE I(1)	NFA/GDP I(1)	Abertura comercial I(1)	Produtividade relativa I(1)
Teste Levin, Lin e Chu	-1,14838 (0,1254)	0,14957 (0,5594)	2,75325 (0,9970)	-2,32547 (0,0100)
Breitung t-stat	-1,14163 (0,1268)	5,43283 (1,0000)	8,25170 (1,0000)	8,32312 (1,0000)
Im, Pesaran e Shin W-stat	-0,85091 (0,1974)	1,55362 (0,9399)	0,20736 (0,5821)	1,27991 (0,8997)
ADF – Fisher Qui-Quadrado	278,591 (0,1807)	415,913 (0,0000)	532,060 (0,0000)	389,692 (0,2537)
PP – Fisher Qui-Quadrado	297,870 (0,0445)	257,208 (0,8715)	503,799 (0,0000)	501,084 (0,0000)

Elaboração dos autores.

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

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 a seguinte:

$$q_{it} = \varphi_{0i} + \mu_{1i} + \varphi_{1i}y_{it} + \varphi_{2i}a_{it} + \eta_{it} \quad (3)$$

onde φ_{0i} , φ_{1i} e φ_{2i} são os parâmetros a serem estimados, e μ_{1i} são os efeitos temporais individuais. Dentre 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 exhibe os resultados dos testes de Pedroni para a amostra utilizada no painel cointegrado. A maioria das estatísticas de teste rejeita a hipótese nula de não cointegração a um nível de 5% de confiança, de forma que os valores-p são altos. Assim, é possível proceder à estimação com este conjunto de variáveis utilizando um estimador para cointegração em painel. A tabela 3 apresenta o teste de cointegração de determinação do câmbio, de Kao. Ambos os quadros confirmam a existência de cointegração para as séries integradas que formam a especificação do painel a ser estimado.

TABELA 2

Teste de cointegração das variáveis de determinação do câmbio: Pedroni

Testes de cointegração em painel		
		p-valor
Estatística v	1,775097	0,1265
Estatística rho	18,72751*	0,0000
Estatística PP	-7,686589*	0,0000
Estatística ADF	-8,556698*	0,0000
Testes de cointegração da média em grupo		
Estatística rho	22,74492*	0,0000
Estatística PP	-12,87050*	0,0000
Estatística ADF	-8,895765*	0,0000

Elaboração dos autores.

Nota: * Rejeição da hipótese nula de não cointegração a um nível de significância de 1% (conferir valor-p).

Obs: Defasagem automaticamente selecionada por Critério de Informação de Schwartz (SIC). Seleção Newey-West Band-width usando Kernel Bartlett.

TABELA 3

Teste de cointegração das variáveis de determinação do câmbio: Kao

	Estatísticas	Valor-p
Estatística ADF	4,443729*	0,0000
Variância residual	0,011197	
Variância HAC	0,012224	

Elaboração dos autores.

Nota: * Rejeição da hipótese nula de não cointegração a um nível de significância de 1% (conferir valor-p).

Obs: Defasagem automaticamente selecionada pelo SIC. Seleção Newey-West Band-width usando Kernel Bartlett.

Uma vez estabelecido que a relação de cointegração realmente existe, os parâmetros de longo prazo podem ser estimados de forma eficiente usando técnicas similares a de modelos de séries temporais. Neste trabalho, foi utilizado o estimador DOLS. Considere-se, por exemplo, a seguinte regressão em painel com efeitos fixos:

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N'; \quad \tau = 1, \dots, T \quad (4)$$

onde $y_{i,t}$ representa a TCR efetiva, β é um vetor 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 TCRE (Ativos Estrangeiros Líquidos/GDP, Produtividade Relativa e Abertura Comercial). O estimador DOLS pode ser obtido rodando-se a seguinte equação:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_j c_{ij} \Delta x_{i,t+j}^k + v \quad (5)$$

Os detalhes a respeito das propriedades dos estimadores DOLS para séries não estacionárias podem ser observados em Kao e Chiang (1997) e Phillips e Moon (1999).

Desta forma, a tabela 4 apresentará os resultados da estimação da TCRE de longo prazo DOLS (1,1). A seleção de especificação do modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ARDL, auto-regressive distributed lag) do DOLS foi obtida através do critério bayesiano.

TABELA 4
Determinação do câmbio real de longo prazo (1970-2004)

	LSDV	Pooled	DOLS
Ativos externos líquidos	0,0940*** (0,0144)	0,121*** (0,0164)	0,191*** (0,0196)
Produtividade relativa	-0,0407 (0,03)	-0,0681* (0,0365)	-0,159*** (0,0396)
Abertura comercial	-0,0322 (0,0221)	-0,0756*** (0,0272)	-0,0699** (0,0305)
Intercepto	4,734*** (0,0271)	4,648*** (0,0255)	4,745*** (0,0256)
Observações	2.706	2.706	2.489
Número de países	102	102	102

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0.1; ** p < 0.5; e *** p < 0.01. Entre parênteses, os desvios-padrão estimados dos coeficientes.

5.2 Estimação de uma equação de determinação da TCR de longo prazo

A tabela 4 exibe os coeficientes estimados para a equação da TCR de longo prazo. A estimação por Least Squares Dummy Variable (LSDV) – Efeitos Fixos – exibe apenas ativos externos líquidos como significante, dos fundamentos selecionados. Os resultados do painel *Pooled*, por sua vez, exigem significância estatística para todos os fundamentos. Além disso, a estimação por DOLS dá à produtividade um efeito substancialmente maior do que as outras estimações, em magnitude próxima à das estimações comumente feitas na literatura, onde “Ativos Estrangeiros Líquidos” e “Produtividade” têm magnitude de efeito sobre a TCR de longo prazo muito semelhantes, mas com sinais contrários. Ademais, como foi visto na seção de testes de raiz unitária, a ordem de integração de variáveis do painel exige a correção dos erros do tipo DOLS, por isso ela será a especificação utilizada nesse trabalho para compor os exercícios econométricos que explicam a sobrevalorização do câmbio real.

5.3 Painel dos determinantes da sobreapreciação do câmbio real

Nesta subseção, as especificações testam os determinantes da sobrevalorização do câmbio real, calculado na subseção anterior. Os resultados das estimações estão incluídos na tabela 5. Para estimar a equação de câmbio real foi utilizado o estimador GMM para painel dinâmico, de Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998). Esses 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 da taxa de câmbio é dinâmico e contém regressores endógenos, que são controlados pela instrumentação das suas diferenças e seus níveis defasados.

Os instrumentos correspondentes às condições de momentos são valores defasados tanto em nível como em diferença das variáveis explicativas e dependente. Uma vez que, tipicamente, as condições de momento sobreidentificam a regressão do modelo, o método do painel dinâmico permite teste de especificações por meio do teste de Sargan. Trabalhando sobre os estimadores de Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998) desenvolveram um estimador em sistema (*System-GMM*) que usa condições de momentos adicionais. Os estimadores de Arellano e Bond (1991) 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. Os assim chamados *System-GMM* foram

utilizados em especificações tentativas, mas para a amostra em questão não geraram bons instrumentos para a estimação e foram descartados.

A técnica desenvolvida por Arellano e Bond possibilita a correção de endogeneidade ou simultaneidade, correlações com realizações presentes do erro – utilizando variáveis predeterminadas – e instrumentos exógenos. As variáveis predeterminadas são correlacionadas com realizações passadas do erro, mas não contemporâneas. Para a estimação, é necessário distinguir as variáveis como predeterminadas, endógenas e exógenas. Nas estimações das taxas de câmbio real nos painéis dinâmicos, variáveis de Ativos Estrangeiros Líquidos e de *Commodities*/Exportações e Manufaturados/Exportações foram consideradas endógenas, por serem simultaneamente determinadas pelo câmbio real como prevê a teoria, e assim instrumentadas pelas defasagens das diferenças de todos os regressores. As demais variáveis foram consideradas predeterminadas. Para uma descrição detalhada destas metodologias econométricas, ver Baltagi (2005).

Neste trabalho, além de usar como instrumento as defasagens das diferenças e nível das variáveis predeterminadas, incluíram-se variáveis de instrumento adicionais como exógenas utilizando “Peso do Governo” e “Reservas em Ouro”. A ideia subjacente à utilização desses instrumentos é que essas variáveis potencialmente explicam o desalinhamento, sem serem substancialmente explicadas por um desalinhamento, constituindo assim bons instrumentos. Com relação à utilização de “Peso do Governo”, a ideia é fundamentalmente relacionada com o desalinhamento causado por gerenciamento ou interferência inadequada das políticas macroeconômicas, na linha da argumentação teórica de Edwards (1988). Nesse caso, aqueles países com governos que têm grande participação dos gastos potencialmente têm maior probabilidade de ter o câmbio desalinhado por políticas macroeconômicas incompatíveis com o regime cambial em voga do que países com pequena participação do Estado na Economia. Por sua vez, a variável de “Reservas em Ouro” seria uma *proxy* da capacidade do país de interferir no câmbio e causar persistentes inconsistências entre a taxa de câmbio real e a nominal, por exemplo, na busca de âncoras nominais para perseguir metas de inflação ou de outros agregados monetários. A inclusão dos instrumentos melhorou o desempenho das estimações e dos testes Sargan.

Os testes Arellano-Bond de autocorrelação em segunda ordem foram adequadamente rejeitados para todas as especificações. Da mesma forma, os testes Hansen/Sargan rejeitam a hipótese nula de invalidação dos instrumentos utilizados.

As variáveis deste painel em segundo estágio podem ser divididas em dois grupos: *i)* as variáveis de controle, que servem para isolar a contribuição marginal de alguns fundamentos e de outras forças que expliquem desalinhamento cambial; *ii)* e as variáveis de interesse, que são aquelas que buscam testar se há correlação entre a pauta exportadora de um país e o grau de apreciação cambial do mesmo.

As especificações vão de (I) a (VI) como forma de testar a robustez do sinal e significância dos regressores às diversas especificações. Os resultados para abertura da conta de capital quanto à sobreapreciação são mistos, não robustos à diversidade de especificações. Isto pode acontecer porque a dinâmica de abertura da conta de capital está vastamente associada ao comportamento de outras variáveis (*Commodities/Exportação*, por exemplo: países exportadores de bens primários podem ser aqueles que recebem maiores fluxos financeiros que os outros países, de forma a mudar os efeitos da variável com a inclusão desta última). A poupança doméstica aparece com correlação negativa para sobreapreciação, mas não é significativa em nenhuma das especificações – talvez segregações da amostra para sub-regiões de países mudem esse aspecto, o que se constitui em objeto de pesquisa futura. A inflação relativa, como era esperado, aparece com sinal positivo e significativa em todas as especificações (com exceção da (VI)), assim como a melhoria dos termos de troca aparece como redutor da sobreapreciação na maioria das especificações.

As variáveis que interessam, depois de comentadas as variáveis de controle, são aquelas usadas para testar a hipótese deste trabalho, isto é, que testam a correlação entre pauta exportadora e comportamento de desalinhamento cambial. A especificação (V) mostra grande magnitude e significância estatística para a variável “*Commodities/Exportações*”, indicando correlação inequívoca entre países que concentram suas exportações em produtos primários com episódios de sobrevalorização cambial. Por outro lado, usando a mesma metodologia de construção de variável, mas para o setor de manufaturados, encontrou-se uma relação positiva significativa, mas de magnitude muito próxima de zero, comportamento bastante diverso do encontrado para a variável “*Commodities/Exportações*”.

TABELA 5
Determinantes da sobrepreciação do câmbio real (1970-2004)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Defasagem da variável dependente	0,940*** (0,0432)	0,939*** (0,0271)	0,890*** (0,0534)	0,890*** (0,0557)	0,892*** (0,0468)	0,779*** (0,0588)
Variáveis de controle						
Abertura de capitais	0,0336* (0,0178)	0,0616*** (0,0185)	0,0164 (0,0269)	-0,0260 (0,0424)	0,0754** (0,0363)	-0,0431 (0,0374)
Poupança doméstica	...	-0,00193* (0,00116)	-0,00297 (0,00244)	-0,00280 (0,00501)	-0,00334 (0,00315)	-0,00202 (0,00579)
Gastos do governo/produto interno bruto (PIB)	0,0228** (0,00893)	-0,0210 (0,0157)	-0,0610** (0,0262)	0,0230** (0,0116)
Inflação relativa	0,700*** (0,261)	0,0219** (0,00935)	0,0178*** (0,00672)	-0,152 (0,121)
Termos de troca	-0,737*** (0,274)	-0,367** (0,157)	-0,0957 (0,122)
<i>Commodities/Exportações</i>	0,910** (0,428)	...
Manufaturados/Exportações	0,006** (0,00273)
Intercepto	-0,00562 (0,00645)	0,0278 (0,0214)	0,591*** (0,225)	1,057** (0,420)	0,869*** (0,292)	-0,543* (0,309)
Observações	1.543	1.497	1.139	1.139	952	859
Número de países	89	88	70	70	68	64
AR(1) Teste	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) Teste	0,533	0,186	0,151	0,151	0,151	0,167
Teste Sargan	0,277	0,755	0,851	0,151	0,851	0,752

Elaboração dos autores.

Notas: *** para $p < 0.01$; ** para $p < 0.05$; e * para $p < 0.1$. Erros-padrão em parênteses.

6 COMENTÁRIOS CONCLUSIVOS

Este trabalho buscou estabelecer a discussão do seguinte problema: há relação entre concentração de exportações de *commodities* e apreciação da TCR? Para isso foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR, com o intuito de relacioná-lo ao tipo de pauta de exportação dos países, num segundo exercício empírico. Os resultados mostraram que há grande magnitude e significância estatística para a variável “*Commodities/Exportações*”, indicando correlação inequívoca entre países que concentram suas exportações em produtos primários e episódios de sobrevalorização cambial. Por outro lado, usando a mesma metodologia de construção de variável, mas para o setor de manufaturados, encontrou-se uma relação positiva significativa, mas de magnitude muito próxima de zero – comportamento consideravelmente diverso do encontrado para a variável “*Commodities/Exportações*”. Esses resultados possibilitam

concluir-se que, se a pauta exportadora de um país tem importância para explicar o desalinhamento sobreapreciador do câmbio, são os países produtores de bens primários aqueles que devem se preocupar com a dinâmica de apreciação do câmbio real.

REFERÊNCIAS

- ALBEROLA, E. Misalignment, liabilities dollarization and exchange rate adjustment in Latin America. **Banco de España**, 2003. (Working Papers n. 0309).
- ALESINA, A; GRILLI, V.; MILESI-FERRETT, G. M. **The political economy of capital controls**. NBER 1993, (Working Paper, n. 4.353).
- AMSDEN, ALICE, H. **Asia's next giant**. Oxford University Press, 1989.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of economic studies**, v. 58, n. 2, 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, 1995.
- BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 2005.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, **Journal of econometrics**, v. 87, 1998.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. The Dutch Disease and its neutralization: a Ricardian approach. **Revista de economia política**, São Paulo, v. 28, n. 1, jan./mar. 2008.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Crescimento econômico com poupança externa? **Revista de economia política**, São Paulo, v. 23, n. 2, abr./jun. 2003.
- CHINN, M. D.; ITO, H. **What matters for financial development?** Capital controls, institutions, and interactions. NBER, 2005. (Working Paper, n. 11.370).
- _____. A new measure of financial openness. **Journal of comparative policy analysis**, v. 10, n. 3, 2008.
- CHINN, M. D.; PRASAD, E. S. **Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration**. National Bureau of Economic Research, 2000. (NBER Working Papers, n. 7.581).
- CLARK, P.; MacDONALD, R. **Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of BEERs and FEERs**. International Monetary Fund, 1998. (Working Paper, n. 98/67).

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

CORDEN, W. M. Booming sector and Dutch Disease economics: survey and consolidation. **Oxford economic papers**, v. 36, n. 3, 1984.

COUDERT, V. C. C.; COUHARDE, C. Real equilibrium exchange rate in China is the renminbi undervalued? **Journal of Asian economics**, v. 18, n. 4, 2007.

EDWARDS, S. **Macroeconomic policies, real exchange rate misalignment, and devaluation**. UCLA, 1988. (Working Paper, n. 509) .

_____. **The Mexican peso crisis: how much did we know? When did we know it?** NBER, 1997. (Working Paper, n. 6.334).

_____. **Capital flows, real exchange rates and capital controls: some Latin American experiences**. NBER, 1998. (Working Paper, n. 6.800).

_____. How effective are capital controls? **Journal of economic perspectives**, v. 13, n. 4, 1999.

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

FISHLOW, A. **Desenvolvimento no Brasil e na América Latina**. São Paulo: Paz e Terra. 2004.

GALA, P. Real exchange rates levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence. **Cambridge journal of economics**, v. 32, n. 2, 2008.

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

HINKLE, L. E.; MONTIEL, P. **Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries**. World Bank research publication, Oxford University Press, Oxford, 1999.

ISARD, P. **Equilibrium exchange rates: assessment methodologies**. International Monetary Fund, 2007. (IMF Working Papers, n. 07/296).

ISARD, P.; FARUQEE, H. **Exchange rate assessment: extension of the macroeconomic balance approach**. International Monetary Fund, 1998. (IMF Occasional Papers, n. 167).

LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. **The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates**. IMF, 2004. (Working Paper, n. 00123).

KAO, C.; CHIANG, M. **On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data**. Draft paper, 1997.

KLEIN, M.; OLIVEI, G. **Capital account liberalization, financial depth, and economic growth**. NBER, 2005. (Working Paper, n. 7.384).

MODY, A.; MURSHID, A. P. **Growing up with capital flows**. Journal of international economics, v. 65, n. 1, 2005.

MONTIEL, P.; SÉRVEN, L. **Real exchange rate, savings and growth: is there a link?** Washington: The World Bank, 2008. (Policy Research Working Paper).

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

PHILIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data. **Econometrica**, v. 67, n. 5, 1999.

RODRIK, D. **Who needs capital-account convertibility?** Draft paper. 1998.

_____. **Real exchange rate and economic growth: theory and evidence**. Harvard University, John F. Kennedy School of Government, July 2008. Draft.

WILLIAMSON, J. **Estimating equilibrium exchange rates**. Washington: Peterson Institute for International Economics, 1994.

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

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BHADURI, A.; MARGLIN, S. A. Unemployment and the real wages: the economic basis for contesting political ideologies. **Cambridge journal of economics**, v. 14, n. 4, Dec. 1990.

BLUNDELL, R.; BOND, A.; WINDMEIJER, F. **Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimators**. The institute for fiscal studies, 2000. (IFS Working Paper, n. 00/12).

FRENKEL, R.; TAYLOR, L. **Real exchange rate, monetary policy and employment**. United Nations: New York, 2006. (Desa Working Paper, n. 19).

LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. **Fear of floating in reverse: exchange rate policies in the 2000s**. Harvard University, Kennedy School of Government, 2007. Mimeografado.

REINHART, C.; TALVI, E. Capital flows and savings in Latin America and Asia: a reinterpretation. **Journal of development economics**, v. 57, 1998.

WILLIAMSON, J. **Exchange rate economics**. Washington: Peterson Institute for International Economics, 2008. (Working Paper Series).

APÊNDICE

APÊNDICE A

DETERMINAÇÃO TEÓRICA DO CÂMBIO REAL DE LONGO PRAZO

Utilizou-se como exemplo 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).

$$q = s + p^* - p \quad (A1)$$

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 TCR pode ser escrita como se segue:

$$q = (s + p^{T*} - p^T) = (1 - \alpha) \left[(p^{NT*} - p^{T*}) - (p^{NT} - p^T) \right] \quad (A2)$$

O primeiro termo, denotado q^T daqui por diante, se refere ao preço relativo dos bens comercializáveis entre os países. É determinado 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. Nos países emergentes, espera-se que os bens não comercializáveis sejam mais baratos que nos países industriais porque os salários são menores mesmo quando a produtividade é similar. Assim, o valor real da moeda é menor (q é maior) devido ao setor de bens não comercializáveis. Esse é o chamado efeito Balassa-Samuelson que é definido pela produtividade relativa no setor de bens comercializáveis comparada à do setor de bens não comercializáveis.

A taxa de câmbio de equilíbrio, denotada como \bar{q} , é então definida como aquela que propicia os equilíbrios interno e externo simultaneamente:

$$\bar{q} = \bar{q}^T + \bar{q}^{NT} \quad (A3)$$

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

$$\gamma \bar{q}^T + i^* f = \eta(F - f), \quad \gamma, \eta > 0 \quad (\text{A4})$$

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:

$$\bar{q}^{NT} = (1 - \alpha) \left[(y^{T^*} - y^{NT^*}) - (y^T - y^{NT}) \right] \quad (\text{A5})$$

onde y^i está relacionado à produtividade do setor i , ($i = NT, T$). De (A3), (A4) e (A5), nós temos a taxa de câmbio real de equilíbrio:

$$\bar{q} = \frac{1}{\gamma} [\eta F - (i^* + \eta) f] + (1 - \alpha) \left[(y^{T^*} - y^{NT^*}) - (y^T - y^{NT}) \right] \quad (\text{A6})$$

Espera-se que a TCR \bar{q} seja 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 (A6) pode ser estimada econometricamente.

APÊNDICE B

DESCRIÇÃO DOS PAÍSES QUE COMPÕEM A AMOSTRA

1) Países que compõem a equação de determinação do câmbio de longo prazo

África do Sul, Alemanha, Angola, Arábia Saudita, Argentina, Argélia, Armênia, Austrália, Áustria, Bangladesh, Belarus, Bélgica, Benim, Bolívia, Brasil, Bulgária, Camarões, Canadá, Chile, China, Ciprus, Colômbia, Costa do Marfim, Costa Rica, Dinamarca, Egito, Emirados Árabes Unidos, Equador, Espanha, Estados Unidos, Estônia, Etiópia, Fiji, Filipinas, Finlândia, França, Gana, Geórgia, Grã-Bretanha, Grécia, Guatemala, Guiné, Guiné Equatorial, Haiti, Holanda, Honduras, Honk Kong, Hungria, Índia, Indonésia, Irã, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Japão, Kazaquistão, Kirguistão, Kuwait, Líbano, Líbia, Madagascar, Malásia, Malawi, Mali, Malta, Marrocos, México, Moldova, Namíbia, Nigéria, Noruega, Nova Zelândia, Papua Nova Guiné, Paraguai, Peru, Polônia, Portugal, República da Coreia, República do Congo, República Dominicana, República Eslováquia, Rússia, Senegal, Singapura, Síria, Sri Lanka, Sudão, Suécia, Suíça, Tailândia, Taiwan, Tunísia, Turcomenistão, Turquia, Ucrânia, Uganda, Uruguai, Usbequistão, Venezuela, Vietnã.

2) Países que compõem a equação de determinação da sobrevalorização cambial

Alemanha, Argentina, Arábia Saudita, Austrália, Áustria, Bangladesh, Belarus, Bolívia, Brasil, Chile, China, Colômbia, Congo, Costa Rica, Cyprus, Emirados Árabes Unidos, Espanha, Estados Unidos, Etiópia, Fiji, Filipinas, Finlândia, França, Ghana, Guatemala, Haiti, Honduras, Hong Kong, Hungria, Irlanda, Israel, Kazaquistão, Kuwait, Malásia, Malawi, Mali, México, Moldova, Namíbia, Noruega, Nova Zelândia, Papua Nova Guiné, Portugal, Reino Unido, Rússia, Senegal, Síria, Sri Lanka, Sudão, Suíça, Tailândia, Turcomenistão, Turquia, Ucrânia, Uganda, Uruguai, Venezuela.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica

Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

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)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea

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

