

1769

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**O MISTÉRIO DA TAXA DE CÂMBIO REAL
CHINESA: ALGUMAS RAZÕES QUE PODEM
EXPLICAR A DIVERSIDADE DOS RESULTADOS**

Emerson Fernandes Marçal

O MISTÉRIO DA TAXA DE CÂMBIO REAL CHINESA: ALGUMAS RAZÕES QUE PODEM EXPLICAR A DIVERSIDADE DOS RESULTADOS*

Emerson Fernandes Marçal**

* Este artigo é produto do Projeto Regulação do Comércio Global, da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea. O autor agradece a Priscila Fernandes Ribeiro, bolsista do Ipea, pelo auxílio na pesquisa.

** Bolsista do Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional (PNPD) do Ipea e coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada (CEMAP) da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV) e do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas da Universidade Presbiteriana Mackenzie (CCSA-Mackenzie).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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 Cortes Neri

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

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

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

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: F4, F30, F31

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA 7

3 METODOLOGIA 9

4 ABORDAGEM UTILIZADA PARA CALCULAR A TAXA DE CÂMBIO REAL
DE EQUÍLBRIO 10

5 RESULTADOS EMPÍRICOS 11

6 CONCLUSÃO 38

REFERÊNCIAS 39

SINOPSE

Este trabalho visa avaliar os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio chinesa, que apresentou nas últimas décadas uma forte depreciação frente a uma cesta de moedas e, em paralelo, a acumulação, pelo governo chinês, de crescentes reservas em moeda estrangeira, seja em termos absolutos ou em termos relativos. O modelo aqui estimado sugere que a inclusão do nível de reservas em um modelo econométrico tradicionalmente utilizado para construir medidas de taxa de câmbio de equilíbrio melhora substancialmente os resultados e que as reservas parecem ter tido importante influência no nível atual da taxa de câmbio real chinesa. O resultado do estudo coloca desafios sobre metodologias existentes para cálculo da taxa de câmbio real de equilíbrio (TCRE), pois exige que cenários para a trajetória de equilíbrio do nível de reservas, uma variável sujeita à intervenção governamental, sejam traçados para avaliar se e em que medida há desequilíbrio. O estudo também sugere que, além da posição internacional de investimento, a composição deste pode influenciar na trajetória de equilíbrio.

Palavras-chave: desalinhamento cambial; taxa de câmbio real efetiva; cointegração.

ABSTRACTⁱ

This paper aims to evaluate what are the main long run determinants of Chinese real exchange rate that have depreciated substantially compared to a basket of currencies. The Chinese government started a process of accumulating foreign reserve in growing speed measured in absolute or relative terms particularly after 2000. The results of this paper suggests that the econometric model traditionally used to estimate the equilibrium real exchange rate is substantially improved by the inclusion of the level of reserve in the model in the Chinese case. This variable seems to help explaining the dynamics of Chinese real exchange rate. The result of the paper creates additional challenges to estimate equilibrium real exchange rate and misalignments due to the fact that not just net foreign asset position is important to the long run exchange rate but also its composition might matter.

Keywords: exchange rate misalignment; effective exchange rate; cointegration.

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

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem por objetivo investigar os determinantes de longo prazo da taxa de câmbio real chinesa usando técnicas econométricas de séries de tempo. A ascensão da China como grande participante do comércio global ao longo das últimas décadas ocorreu de forma simultânea com a forte depreciação de sua moeda e um processo de forte acumulação de reservas, o que levou alguns analistas a sugerir que o governo chinês estaria elevando artificialmente a rentabilidade de suas exportações *vis-à-vis* os demais setores.

Utilizando uma análise baseada em fundamentos comuns à literatura de desalinhamento cambial, o trabalho procura investigar se existe uma relação entre a posição internacional de investimento e a taxa de câmbio real. Por fim, especula-se sobre qual o papel da acumulação de reservas feita pelo governo chinês na determinação da taxa de câmbio do país.

O trabalho está dividido em seis seções. Além desta introdução, o texto apresenta as seções de discussão de metodologia econométrica; de apresentação de resultados empíricos; de comparação com demais estudos da literatura e implicações de política dos resultados; e uma seção de conclusão.

2 BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Há uma ampla literatura sobre como mensurar o desalinhamento cambial e o papel da posição internacional de investimento na taxa de câmbio de longo prazo. Trabalhos empíricos nesta área são Faruquee (1995); Alberola *et al.* (1999); Lane e Milesi-Ferretti (2004); Kubota (2009a, 2009b), entre outros. O primeiro artigo discute as razões teóricas pelas quais haveria uma relação de longo prazo entre taxa de câmbio real efetiva medida em termos de preços ao consumidor e a posição internacional de investimento, assim como realiza um exercício empírico. O segundo trabalho faz uma estimação de desalinhamento cambial utilizando a abordagem de Faruquee (1995) para uma ampla gama de países. O trabalho de Lane e Milesi-Ferretti (2004) se baseia na construção de uma ampla base de dados para consolidar as estatísticas oficiais necessárias para o cálculo da posição internacional de investimentos para então construir uma estimativa

da posição internacional de investimentos. Os autores exploram a relação entre posição internacional de investimentos e taxa de câmbio real. Por fim, os trabalhos de Kubota (2009a, 2009b) consistem em dois pontos. Um exercício empírico para uma ampla gama de países para confirmar a existência de relação entre taxa de câmbio real e fundamentos dados pela posição internacional de investimentos, efeito Balassa-Samuelson (BS) e termos de troca. O segundo ponto consiste na construção de um modelo teórico com base em agente representativo que otimiza consumo e acumula capital para fundamentar a relação acima. Como não é objetivo deste artigo revisar a literatura, o leitor é convidado a consultar textos em que encontra uma revisão mais completa, porém não exaustiva. Alguns exemplos são MacDonald e Bundesbank (2000) ou em Marçal (2011) e Marçal e Ribeiro (2011).

No caso chinês também há trabalhos empíricos. Alguns exemplos de trabalho são Funke e Rahn (2005), Goldstein (2004) e Frankel (2006). Os dois últimos consideram que a moeda chinesa está subvalorizada, enquanto o primeiro considera que não existe evidência robusta em favor da hipótese de subvalorização da moeda chinesa no início dos anos 2000. Estimativas recentes do Peter Institute citam que a taxa de câmbio chinesa estaria em 11% excessivamente depreciada (Cline e Williamson, 2011).

O trabalho de Funke e Rahn (2005) consiste de uma análise rigorosa, que tenta estimar o desalinhamento cambial chinês. Os autores utilizam abordagem teórica e empírica semelhante a este trabalho e discutem as dificuldades existentes para a organização das informações necessárias ao cálculo de desalinhamento cambial para a China.

Goldstein (2004) argumenta que a taxa de câmbio real chinesa estaria apreciada por conta do alto nível de superávit em transações correntes e que, no caso de o governo chinês se mover na direção de uma taxa de câmbio mais flexível, a direção de variação seria a de apreciação.

Frankel (2006) procura averiguar qual o papel do efeito BS (Balassa, 1964; Samuelson, 1964) sobre a taxa de câmbio real chinesa. Argumenta que a distância relativa em termos *per capita* do produto do país vem se reduzindo frente aos parceiros comerciais principais. Desta forma seria esperado que a moeda chinesa se apreciasse.

3 METODOLOGIA

O presente trabalho fará uso da metodologia de séries de tempo para avaliar em que medida existe relação entre taxa de câmbio real e alguns fundamentos selecionados para a China. Alguns desafios têm de ser enfrentados para modelar os dados chineses. A amostra é anual e relativamente pequena, cobrindo o período de 1980 a 2010.

O trabalho utiliza técnicas univariadas e multivariadas de séries de tempo. Os seguintes testes são utilizados: *i*) procedimento de Engle-Granger (Engle e Granger, 1987); *ii*) procedimento de Shin (Shin, 1994); *iii*) procedimento de Johansen (Johansen, 1988, 1995); e *iv*) procedimento de Harbo (Harbo *et al.*, 1998).

O clássico procedimento de Engle e Granger tem como hipótese nula a não existência de cointegração.¹ Já o procedimento de Shin tem como hipótese nula a presença de cointegração contra a hipótese alternativa de não cointegração e consiste numa extensão para a literatura de cointegração do procedimento Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski *et al.*, 1992) para avaliar a presença ou não de estacionariedade numa série.

O procedimento de Johansen é o multivariado clássico, todavia pode sofrer distorções sérias se algumas hipóteses feitas na derivação do procedimento não sejam satisfeitas como estabilidade da estrutura estimada no período amostral analisado. Neste sentido investiga-se a possibilidade de testar cointegração a partir de algum modelo condicional. Para isto, utiliza-se o procedimento de Harbo *et al.* (1998).

O trabalho também investiga se existe evidência de relação de cointegração entre câmbio real e posição externa líquida para uma amostra de países selecionados a partir de técnicas de painel. Em particular, utilizam-se os testes de Pedroni (1999), McCoskey e Kao (1998) e Maddala e Wu (1999). Os dois primeiros consistem em generalização do procedimento de Engle e Granger (1987) para dados de *panel*. Já o terceiro consiste numa generalização do teste de Johansen (1988, 1995) também para dados de *panel*. O trabalho chega a resultados semelhantes aos da literatura em que tal relação também está bem documentada.

1. Duas integradas de ordem d são ditas, se houver alguma combinação linear entre elas tal a variável resultante tenha ordem de integração $k < d$. Ver, por exemplo, Maddala e Kim (1998).

4 ABORDAGEM UTILIZADA PARA CALCULAR A TAXA DE CÂMBIO REAL DE EQUILÍBRIO

Tendo em vista estimar o desalinhamento cambial, utilizou-se uma abordagem muito similar àquela feita por Alberola *et al.* (1999). Utilizou-se o mesmo conjunto de variáveis para modelar a taxa de câmbio real: posição internacional de investimento sobre o produto interno bruto (PIB) e um indicador de produtividade relativa para controlar o denominado efeito BS (Balassa, 1964; Samuelson, 1964).

O primeiro passo consiste em avaliar a presença ou não de cointegração entre as variáveis listadas, na medida em que uma análise baseada em fundamentos implica a existência de cointegração² entre a taxa de câmbio real e as variáveis listadas como possíveis fundamentos e determinantes no longo prazo da taxa de câmbio.

$$RER_t = f(PII_t, BS_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\frac{\partial f(PII_t, BS_t)}{\partial PII_t} > 0, \quad \frac{\partial f(PII_t, BS_t)}{\partial BS_t} < 0 \quad (2)$$

A equação (1) consiste na relação a ser estimada que ligue a taxa de câmbio real – real exchange rate (RER) – aos fundamentos (PII e BS). O termo ε_t num desvio com relação ao equilíbrio com média zero que segue algum processo estacionário e reversível à média.

A abordagem utilizada neste trabalho consiste em calcular a taxa de câmbio de equilíbrio a partir de um modelo econométrico que utiliza variáveis que explicam no médio e longo prazo a taxa de câmbio real. Esta abordagem é utilizada, por exemplo, em Alberola *et al.* (1999), Kubota (2009a, 2009b) e MacDonald (1997). Driver e Westaway (2004) fazem uma ampla revisão das diversas abordagens para cálculo da taxa de câmbio real.³

O argumento teórico para incluir a posição internacional de investimento é feita em Faruqee (1995) e em Kubota (2009a, 2009b) entre outros. Já a argumentação para o efeito BS diz respeito aos trabalhos clássicos dos autores Balassa (1964), Samuelson (1964). O argumento dos autores diz respeito ao efeito que diferentes taxas de crescimento

2. O conceito de cointegração é amplamente conhecido na literatura. Uma excelente revisão desta literatura até o final da década de 1990 é feita em *ibid.*

3. Ver tabela elucidativa em Driver e Westaway (2004, p. 26, tabela 1).

de produtividade entre os setores de bens transacionáveis e não transacionáveis têm sobre a taxa de câmbio. À medida que um país vai crescendo, a demanda pelos bens vai aumentando, mas o fato de os bens transacionáveis terem um maior ritmo de crescimento da produtividade e havendo arbitragem internacional, os preços dos bens transacionáveis caem relativamente aos preços dos bens não transacionáveis causando uma apreciação real da taxa de câmbio quando medida por índices de preços que contenham ambos os bens.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção apresentam-se os resultados dos modelos econométricos estimados para analisar os determinantes da taxa de câmbio real chinesa. Em particular procura-se demonstrar que uma relação de longo prazo entre câmbio real e posição internacional de investimento (PII) só pode ser detectada quando é incorporada ao modelo a informação da evolução das reservas internacionais chinesas.

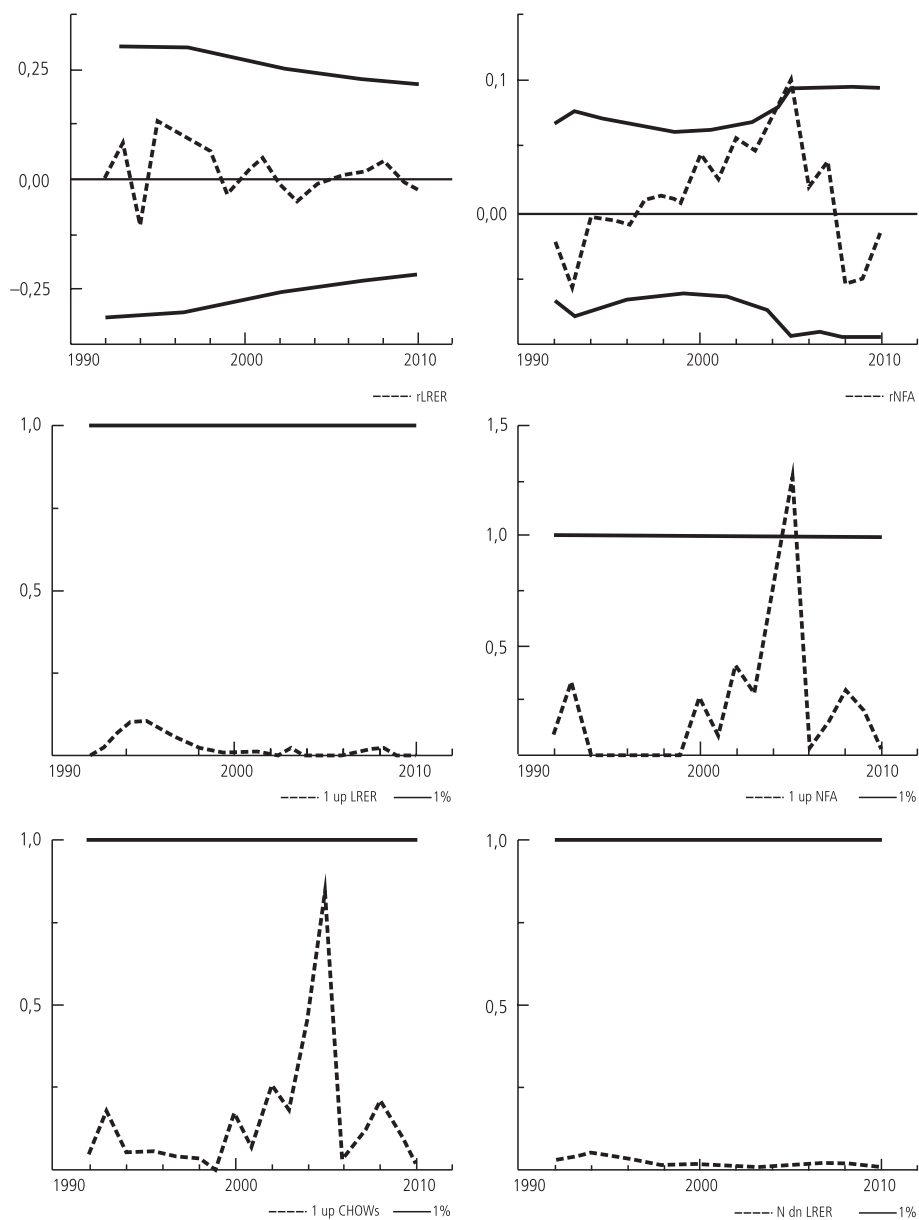
5.1 BASE DE DADOS

A construção de séries mais longas para China, com mesma metodologia e frequências iguais, mostra-se uma tarefa difícil de ser cumprida. Como afirmado em Funke e Rahn (2005) trata-se de um problema “não tão trivial”. Estes autores optam por trabalhar numa frequência trimestral, embora grande parte dos dados chineses não esteja disponível nesta frequência. A opção do presente artigo é não realizar isto e trabalhar apenas com dados oficiais ou estimativas consagradas na literatura que não passem por nenhum tipo de filtro ou imputação, pois ao proceder desta maneira evitam-se possíveis distorções causadas nos resultados por conta de diferentes métodos de interpolação aplicados aos dados. Maddala e Kim (1998) revisam argumentos pró e contra em trabalhar com dados filtrados ou dados brutos e recomendam sempre que possível trabalhar com dados brutos. Além do mais, estes procedimentos ampliam apenas a frequência das séries, o tamanho amostral não está sendo aumentado e pouco ganho deve existir na visualização de uma relação de longo prazo que se deseja estimar.

Os dados para realização deste trabalho foram coletados na base do *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI). A taxa de câmbio real para cada país é calculada a partir de uma cesta de moedas coletadas pelo FMI e tendo como índice de preços o índice ao consumidor do país. Os dados de posição externa líquida e de

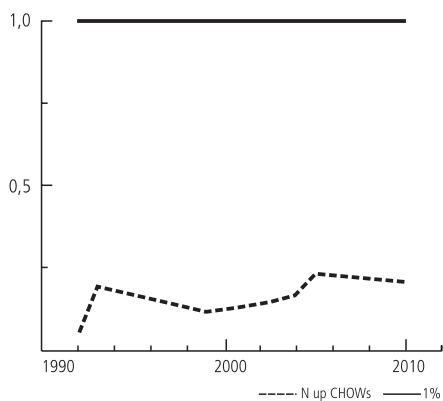
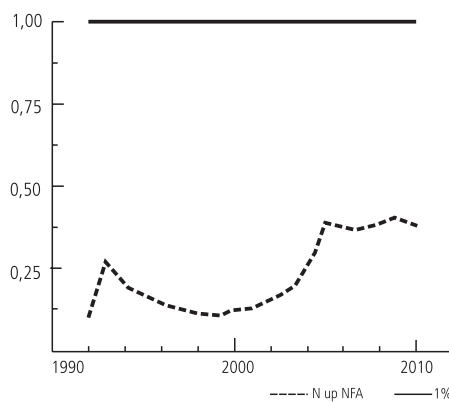
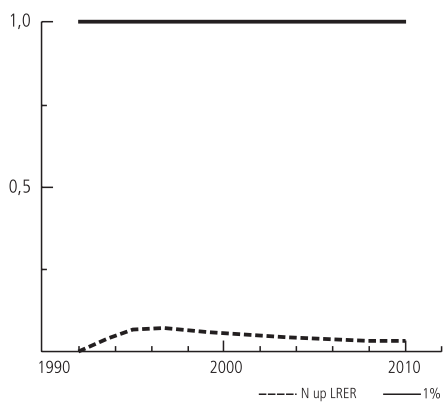
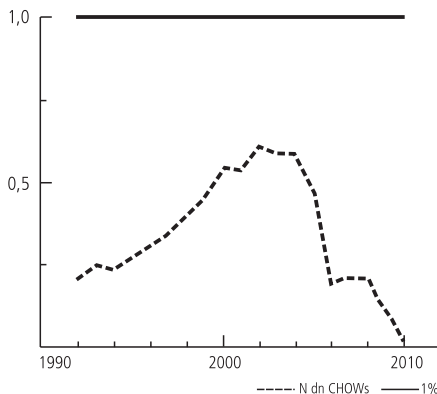
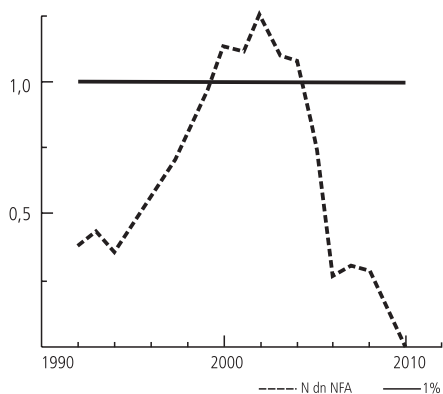
reservas são levantados no FMI a partir de 2000 e para os anos anteriores na base de Lane e Milesi-Ferretti (2007). Os dados do PIB e renda *per capita* são coletados na base do Banco Mundial *World Development Indicators* disponível *online*. O gráfico 1 apresenta a evolução temporal dos dados utilizados para estimar a taxa de câmbio de equilíbrio da China.

GRÁFICO 1
Teste de Chow para o sistema multivariado – RER e PII – evolução recursiva



(continua)

(continuação)



Elaboração dos autores.

As estimações foram feitas utilizando os *softwares Econometric Eviews, Oxmetrics* e algumas rotinas foram programadas em *Matlab*.⁴ A frequência dos dados é anual. No caso da China os dados iniciam-se em 1980 e terminam em 2010. Já para os demais países da amostra, trata-se de um *panel* desbalanceado com dados a partir de 1970 até 2010. Os países que compõem o *panel* são Argentina, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, China, Colômbia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Índia, Irlanda, Itália, Japão, México, Holanda, Portugal, Coreia do Sul, Cingapura, Espanha, Reino Unido, Uruguai e Estados Unidos. A amostra compreende os principais países europeus, as principais economias e países importantes na América Latina.

5.2 TESTANDO A EXISTÊNCIA DE RELAÇÃO ENTRE PII E RER A PARTIR DE PROCEDIMENTO DE SÉRIES DE TEMPO PARA CHINA

Utilizam-se, neste trabalho, diversas metodologias para avaliar a existência de cointegração entre câmbio real (RER) e PII como proporção do PIB.

5.2.1 Procedimento de Johansen

A realização do procedimento de Johansen exige que alguns passos sejam realizados antes que as estatísticas clássicas do traço e do máximo autovalor sejam analisadas. Um dos pontos sensíveis deste teste diz respeito à seleção das defasagens do modelo autorregressivo multivariado que será estimado. O teste não apresenta propriedades estatísticas adequadas com distorções de tamanho no caso em que a ordem do Vetor Autorregressivo (VAR) estimado não seja correta. Desta forma selecionou-se a ordem do VAR a partir de critérios de informação e testes de simplificação de um modelo geral. Os resultados detalhados são apresentados na tabela 1. Os resultados são conflitantes. Pelo critério de informação de Schwartz, o modelo deve conter apenas uma defasagem. Pelos demais critérios, o VAR deve ter duas defasagens. Optou-se por reportar os resultados para duas defasagens, apesar de as conclusões não diferirem para o caso quando uma defasagem é escolhida, e os resultados são omitidos por simplicidade de exposição.

4. O exercício em *panel* utilizou o *Eviews*. Na estimação e teste do procedimento multivariado de séries de tempo utilizou-se o *Oxmetrics*. Por fim, o cálculo de desalinhamento cambial foi feito em rotina no *Matlab*.

TABELA 1

Resultados do teste de seleção da defasagem adequada para realizar o teste de cointegração de Johansen: sistema com logaritmo da RER (LRER) e posição líquida de investimento internacional (PLII)

Testes de seleção de modelos							
Progresso							
Modelos	Amostra	Parâmetros	Estimador	Logaritmo de verossimilhança	Critérios de informação		
					Schwartz	Hanna-Quin	Akaike
1	28	10	MQO ¹	77,805	-4,367	-4,698<	-4,843<
2	28	6	MQO	71,969	-4,427<	-4,625	-4,712
Teste de redução dos modelos							
Modelos	Graus de liberdade	Estatística F	valor-p				
1->2	: F(4,44)	2,5494	[0.0524]				

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Obs.: 1. Modelo 1 é um VAR com constante irrestrita e duas defasagens.

2. Modelo 2 é um VAR com constante irrestrita e uma defasagem.

As estatísticas do traço e do máximo autovalor são apresentadas na tabela 2. Ambas as estatísticas sugerem que não há evidência de cointegração entre as variáveis taxa de câmbio real e posição internacional de investimento a partir do teste do procedimento de Johansen. Dada a amostra relativamente pequena que compreende o período de 1980 a 2010, pode ser que o poder do teste seja muito baixo.

TABELA 2

Teste de cointegração do Johansen entre LRER e PLII

Teste de cointegração				
Posto	Traço	Valor-p	Máximo autovalor	Valor-p
0	9,29	[0.346]	8,54	[0.334]
1	0,74	[0.388]	0,74	[0.388]
Autovalor		Logaritmo de verossimilhança		
0		73,2		
1	0,3	77,4		
2	0,0	77,8		
Vetores de cointegração				
LRER	1,0	(0,1)		
PL II	0,0	1,0		
Matriz de cargas				
LRER	(0,17)	0,06		
PL II	(0,02)	(0,05)		
Amostra: 1980-2010				

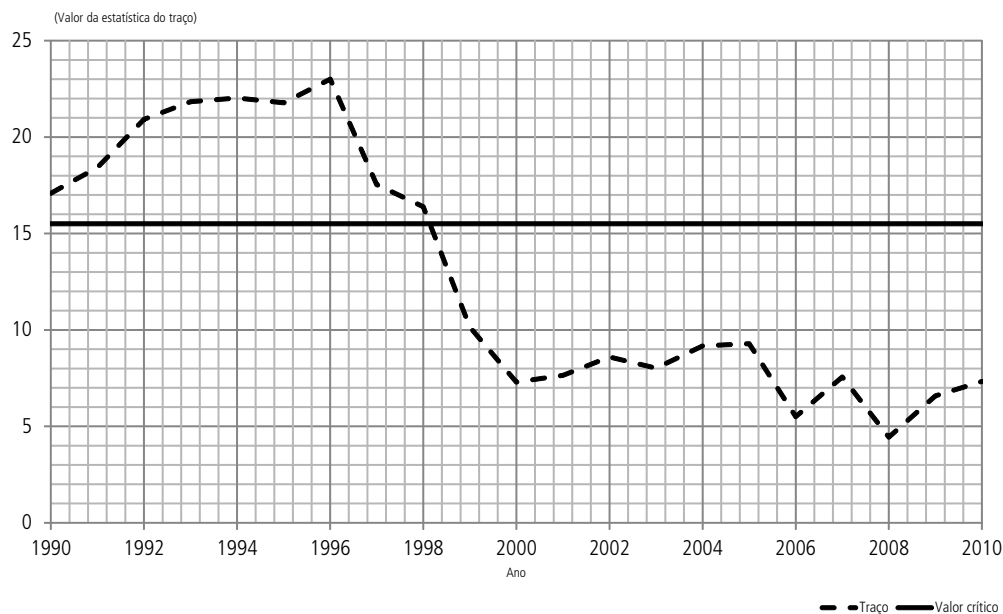
Elaboração do autor.

Avaliou-se a estabilidade da estrutura estimada ao longo do período amostral. Há alguma evidência de instabilidade estrutural na equação da posição externa líquida no início dos anos 2000. Isto pode ser observado no gráfico 1 pelos testes de Chow (1960) aplicados ao VAR estimado.

Além disto, o procedimento de Johansen foi realizado de forma recursiva para avaliar seu comportamento ao longo da amostra. A estatística do traço e do máximo para testar a hipótese nula de não cointegração é reportada no gráfico 2, assim como o valor crítico a 95%. A análise sugere que a estatística do traço permitia a rejeição da hipótese nula de não cointegração ao nível de pelo menos 5% até o final da década de 1990 aproximadamente. A partir de então a estatística começa a cair de valor e a rejeição com dados mais recentes não é mais possível. Tendo em vista tal resultado investigou-se a robustez do mesmo a partir de outros testes de cointegração.

GRÁFICO 2

Estimativa recursiva da estatística do traço para avaliar a hipótese $r = 0$ – sistema com LRER e PII



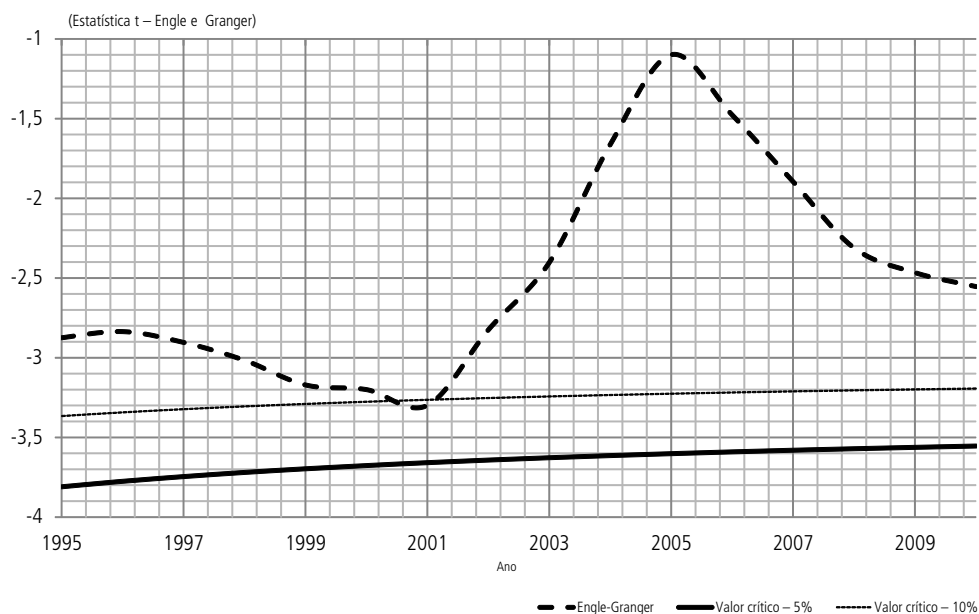
5.2.2 DEMAIS PROCEDIMENTOS

Dos testes de robustez realizados, o primeiro procedimento reportado é o proposto por Engle e Granger (1987). O resultado da estatística do teste Augmented Dickey – Fuller

(ADF) (Dickey e Fuller, 1979) aplicado aos resíduos da regressão estática do logaritmo do câmbio na posição externa líquida é reportado no gráfico 3. O teste sugere que a hipótese nula de não cointegração não pode ser rejeitada ao nível de 5% para todo o período amostral analisado. Já por volta do ano 2000 a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de 10%. Contudo, pelo procedimento de Engle e Granger, também não há evidência de cointegração utilizando a amostra completa.

GRÁFICO 3

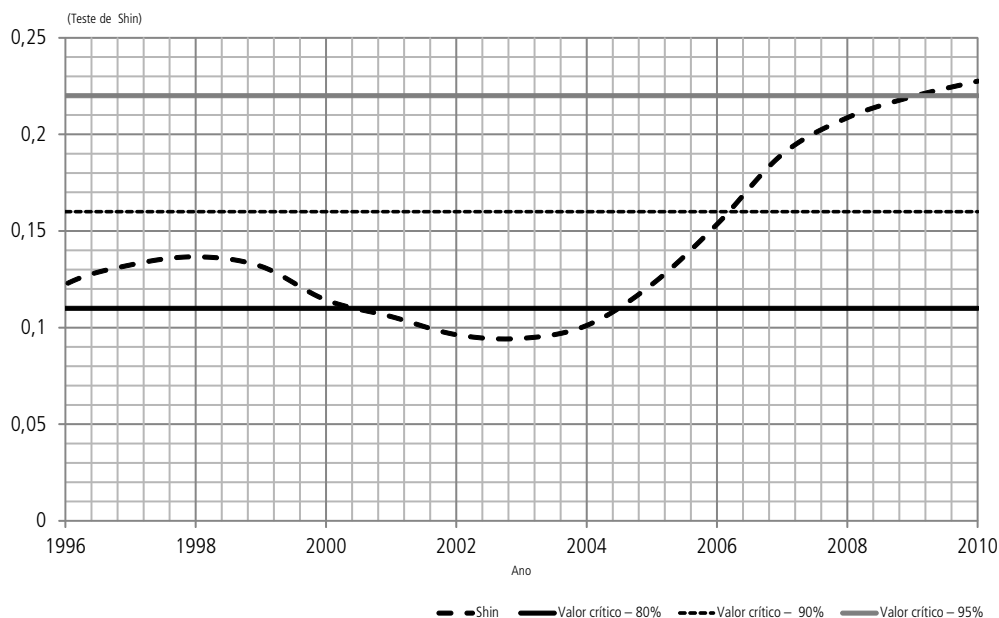
Estatística do teste de raiz unitária – procedimento de Engle e Granger – evolução recursiva – LRER e PII



Fonte: Valores críticos calculados a partir de Maddala e Kim (1998, p. 201, tabela 6.3). Elaboração do autor.

Assim como nos testes de raiz unitária, a inversão da hipótese nula pode ser útil. Desta forma utiliza-se o procedimento proposto por Shin (1994) para avaliar a hipótese de cointegração contra a hipótese alternativa de não cointegração. Propõe-se um procedimento similar ao proposto no artigo clássico de Kwiatkowski *et al.* (1992) aplicado ao resíduo da regressão estática utilizada em Engle e Granger (1987). O resultado está reportado no gráfico 4 e sugere que ao final da amostra é possível rejeitar a hipótese nula de cointegração ao nível crítico de pelo menos 5%. A estatística começa a se mover na direção da rejeição a partir do início da primeira década dos anos 2000.

GRÁFICO 4
Teste de cointegração de Shin – evolução recursiva – LRER e PII



Desta forma, os resultados sugerem as seguintes conclusões. A evidência dos testes pressupõe a não existência de cointegração entre RER e PII. Os mesmos testes ou não são conclusivos, ou apresentavam evidência de cointegração até o final da década de 1990. A partir de então, tal conclusão vai sendo alterada até a completa inversão. Desta forma a evidência de cointegração começa a desaparecer a partir dos anos 2000.

5.3 RELAÇÃO ENTRE PII E RER: EVIDÊNCIA A PARTIR DE DADOS EM PAINEL

Nesta subseção reporta-se o resultado dos testes de cointegração de *panel* entre RER e PII. Os resultados aqui obtidos confirmam os resultados obtidos na literatura sobre o tema para outros dados amostrais (ver, entre outros, Lane e Milesi-Ferretti, 2004). Há evidência de cointegração entre RER e PII como regra para a maioria dos países analisados.⁵

A tabela 3 apresenta os resultados do teste de cointegração entre câmbio real e posição externa líquida a partir dos diversos procedimentos propostos por Pedroni

5. Foi testado se as séries analisadas são estacionárias ou não estacionárias usando metodologia de *panel* (Levina, Chien-Fu e Chia-Shang, 2002; Hadri, 2000; Breitung, 2000). Os resultados sugerem evidência forte de não estacionaridade. A amostra de países contém os países do G-20 e alguns países em desenvolvimento selecionados.

(1999). Como resultado geral, com exceção de um dos procedimentos, a evidência é favorável à rejeição da hipótese nula de não cointegração.

TABELA 3
Teste de cointegração em *panel* de Pedroni – séries LRER e PII

Teste de cointegração de Pedroni		
Series: LRER e PII		
Amostra: 1970-2010 (desbalanceado)		
Países: 24		
Hipótese nula: não cointegração		
Coeficientes autorregressivos comuns		
	Estatística	Valor-p
Estatística v	2,027411	0,0213
Estatística rho	-3,17446	0,0008
Estatística PP	-3,68155	0,0001
Estatística ADF	-3,63886	0,0001
Coeficientes autorregressivos idiossincráticos		
	Estatística	Valor-p
Estatística rho	-1,04409	0,1482
Estatística PP	-2,62899	0,0043
Estatística ADF	-3,43087	0,0003

Elaboração do autor.

A tabela 4 mostra o teste de Johansen-Fisher proposto por Maddala e Wu (1999). O teste sugere que a hipótese nula de ausência de cointegração para todas as séries contra a hipótese alternativa de existência de cointegração para um subgrupo grande dos países analisados é rejeitada (linha zero da tabela). A linha 1 mostra o resultado do teste da hipótese nula de um vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de hipótese de estacionariedade de um grupo grande de série.

TABELA 4
Teste de cointegração de Johansen-Fisher adaptado para *panel* – LRER e PII

Teste de cointegração de Johansen-Fisher para <i>panel</i>				
Teste de cointegração de Johansen – máximo autovalor e traço				
Series: LRER e PII				
Amostra: 1970-2010				
Estatística de Fisher				
Número de vetores	Traço	Probabilidade ¹ (%)	Máximo autovalor	Probabilidade (%)
0	71,65	1,5	74,03	0,9
1	34,93	92,1	34,93	92,1

Elaboração do autor.

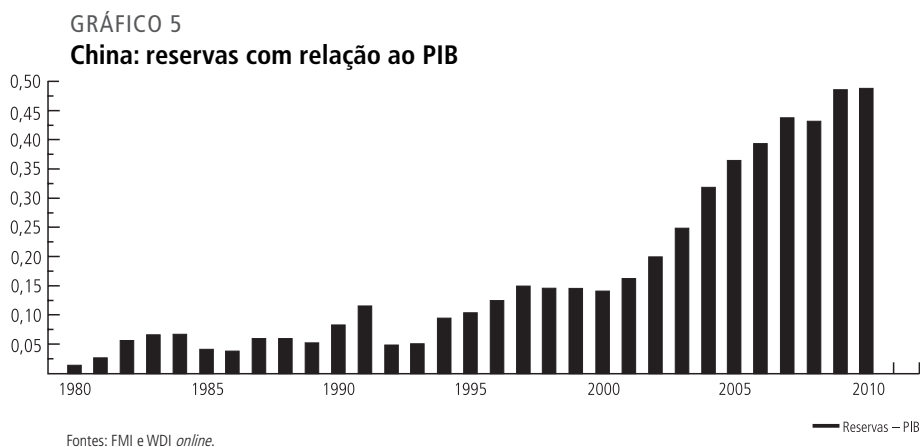
Nota: ¹ Probabilidades obtidas a partir de uma distribuição qui-quadrada.

5.4 POR QUE A CHINA SERIA DIFERENTE?

A evidência relatada nas seções anteriores sugere que talvez não exista cointegração entre câmbio e posição externa de investimento para a China. Este fato destoa da evidência internacional para grande parte dos países para os quais há evidência de cointegração entre PII e RER. Dois trabalhos, entre vários estudos, podem ser citados: Alberola *et al.* (1999) e Kubota (2009a, 2009b). Nesta subseção conjectura-se que a política de acumulação de reservas talvez tenha tido papel importante em explicar a dinâmica da RER e quando o conjunto de informação é expandido para conter a informação trazida pela evolução das reservas cambiais chinesas, a evidência de não cointegração é bem mais fraca.

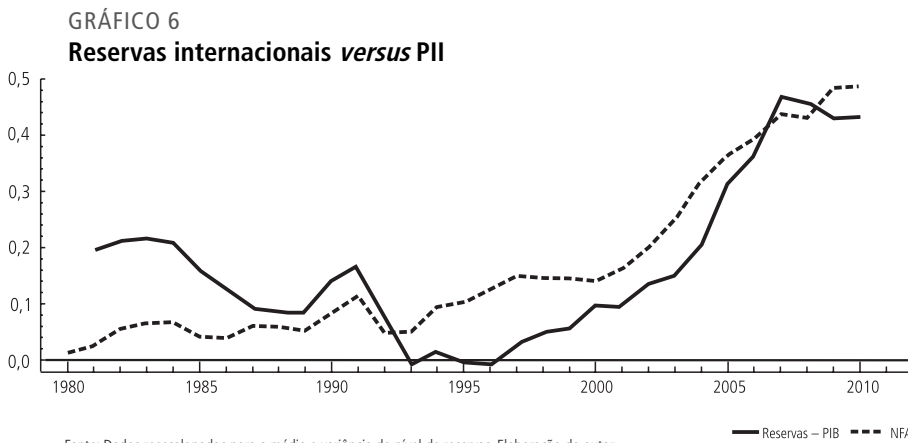
5.4.1 A política de acumulação de reservas importa? Uma resposta a partir de modelos de séries de tempo

Tendo em vista que a China vem acumulando sucessivos superávits em suas contas externas – e as reservas de seu governo também vêm crescendo de forma absoluta e relativa – de forma muito intensa como pode ser observado no gráfico 5, principalmente a partir do início dos anos 2000, é possível questionar em que medida tal processo de acumulação de reservas gerou ou não efeito de longo prazo na taxa de câmbio.



O gráfico 6 dá uma ideia de como a política de acumulação de reservas e a melhora na posição externa de investimento estão ligadas. A curva da posição externa líquida de investimento e nível de reservas tem uma clara associação positiva quando ajustada pela escala. Especula-se então que esta acumulação de reservas seja responsável pela não detecção de cointegração entre PII e RER. Testou-se então a existência de

cointegração entre as variáveis RER, PII e nível de reservas, sendo que estas duas variáveis são medidas como proporção do PIB.



Teste de cointegração de Johansen

Os mesmos procedimentos realizados nas subseções 5.2.1 e 5.2.2, só que adicionando a série reservas como proporção do PIB à análise. Realizou-se o teste de cointegração de Johansen (Johansen, 1988, 1995) para as séries câmbio relação posição externa líquida e reservas. A seleção do número de defasagens é feita através de critérios de informação e testes de simplificação (tabela 5). Os testes indicam que o modelo mais adequado é com uma defasagem. Os testes sugerem a existência de cointegração a 11% pela estatística do traço e a 6% pela estatística do máximo autovalor (tabela 6), embora não seja uma evidência contundente de cointegração.

TABELA 5

Resultados do teste de seleção da defasagem adequada para realizar o teste de cointegração de Johansen – LRER, PII e reservas

Testes de seleção de modelos							
Progresso							
Modelos	Amostra	Parâmetros	Estimador	Logaritmo de verossimilhança	Critérios de informação		
					Schwartz	Hanna-Quin	Akaike
1	28	21 OLS ¹	MQO	156,59846	-8,6865	-9,3802	-9,6856
2	28	12 OLS	MQO	150,0676	-9,291<	-9,6874<	-9,862<
Teste de redução dos modelos							
Modelos	Graus de liberdade	Estatística F	Valor-p				
1 <i>versus</i> 2	F(9,46)	1,0891	[0.3892]				

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Ordinary Least Squares (OLS).

Obs.: 1. Modelo 1 é um VAR com constante irrestrita e duas defasagens.

2. Modelo 2 é um VAR com constante irrestrita e uma defasagem.

TABELA 6
Resultados do teste de cointegração de Johansen – RER, PII e reservas

Teste de cointegração				
Posto	Traço	Valor-p	Máximo autovalor	Valor-p
0	26,75	[0.111]	20,19	[0.067]
1	6,55	[0.635]	6,54	[0.553]
2	0,02	[0.897]	0,02	[0.897]
Posto	Autovalores	Logaritmo de verossimilhança		
0		141,53		
1	0,50	151,63		
2	0,20	154,90		
3	0,00	154,91		
Vetores de cointegração				
LRER	1,0	(0,4)	(1,8)	
PII	(6,1)	1,0	(28,3)	
Reservas	7,8	(1,0)	1,0	
Matriz de cargas				
LRER	0,09	0,52	0,00	
PII	0,07	(0,10)	(0,00)	
Reservas	0,03	(0,01)	(0,00)	
Amostra: 1980-2010				

Elaboração do autor.

Teste de Harbo *et al.* (1998)

Os resultados da subseção anterior podem estar ocorrendo por conta do baixo poder do teste, dada a pequena amostra. Investigou-se a existência de exogeneidade fraca (ver Engle e Hendry, 1990; Hendry, 1995) para realizar o teste utilizando algum modelo condicional nos moldes de Harbo *et al.* (1998). Para isto testa-se hipótese sobre a matriz de cargas de forma a investigar quais variáveis são exógenas fracas com os parâmetros de longo prazo (de interesse).

Os resultados estão apresentados na tabela 7. Com base nisto estimou-se o modelo condicional para a variável que é uma combinação linear das três variáveis do sistema. Com base nesta informação um modelo condicional uniequacional é estimado e o teste de cointegração de Harbo *et al.* (1998) é refeito. Os resultados estão na tabela 8 e sugerem evidência de cointegração ao nível de 2,5%.

TABELA 7
Teste de Hipóteses sobre a matriz de cargas – RER, PII e reservas

Teste de razão de verossimilhança			
Restrição:			
$\alpha_1 = \alpha_2; \alpha_2 = 3 * \alpha_3$			
beta			
LRER	1,00		
PII	(5,69)		
Reservas	7,23		
alpha			
LRER	0,08		
PII	0,08		
Reservas	0,03		
<i>Restricted</i>	<i>Long-run matrix, rank 1</i>		
	LRER	PII	reservas PIB
LRER	0,076486	-0,43511	0,5533
PII	0,076486	-0,43511	0,5533
Reservas	0,025495	-0,14504	0,18443
Distribuição	Graus de liberdade	Estatística de teste	Valor-p
Qui-quadrada	2	0,30232	[0.8597]

Elaboração do autor.

O vetor de cointegração estimado é apresentado na tabela 8 e sugere uma relação positiva entre PII e RER. Já a relação entre acumulação de reservas e câmbio real é negativa. Quanto maior for o nível de reservas, mais fraca permanece a moeda chinesa frente a uma cesta de moedas. Esta evidência sugere que a acumulação de reservas teve um papel importante no nível de taxa de câmbio real chinês, retardando o efeito positivo que a melhoria na PII teria na RER.

TABELA 8
Teste de cointegração do sistema condicional renormalizado – RER, PII e reservas

Teste de cointegração			
Posto	Traço	Valor crítico: 97,5% ¹	
0	19,9	17	
Variáveis do sistema		Vetor de cointegração	
LRER + PII + reservas/3	1,0	Câmbio real	1,00
LRER – PII	(12,8)	PII	(2,89)
LRER – Reservas*3	7,0	Reservas	4,35
Matriz de cargas			
LRER	(0,17)		
PII	-		
Reservas	-		
Amostra: 1980-2010			

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: ¹ Valores críticos de Harbo *et al.* (1998).

TABELA 9
Vetores de cointegração estimados por diversas metodologias – LRER, PII e reservas

	Vetores estimados por diferentes métodos			
	Johansen	Harbo <i>et al.</i>	Engle-Granger	Shin Full-Modified ¹
Câmbio real	1	1	1	1
PII	(6,10)	(2,89)	(0,29)	(2,96)
Reservas	7,84	4,35	(0,06)	3,29

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Shin Full-Modified (Shin-FN).

A tabela 10 mostra o resultado dos testes de razão de verossimilhança para avaliar a hipótese nula se cada uma das variáveis está presente ou não na relação de cointegração significativa. O procedimento é descrito em detalhe em Johansen (1995) e pode ser aplicado tanto no sistema completo quanto no modelo condicional proposto a partir do procedimento de Harbo *et al.* (1998). Os testes sugerem que todas as variáveis devem estar presentes no espaço de cointegração ao nível de significância de 10% pelo menos ou menor.

TABELA 10
Testes de exclusão das variáveis dos vetores de cointegração – RER, PII e reservas

	Testes de exclusão de variáveis		
	Modelo Johansen		
	LRER	PII	Reservas
Estatística	2,82	8,14	10,15
Graus de liberdade	1	1	1
Valor-p (%)	9,3	0,4	0,1
	Modelo Harbo <i>et al.</i>		
	LRER	PII	Reservas
	Estatística	7,72	12,13
Graus de liberdade	1	1	1
Valor-p (%)	0,5	0,0	0,0

Elaboração do autor.

A tabela 11 mostra o Modelo de Correção de Erro Vetorial – Vector Error Correction Model (VECM) – completo estimado. O mecanismo de correção de erros é significativo em boa parte das equações. Os resultados dos testes de especificação do VECM estimado estão na tabela 12 e mostram resultados bem satisfatórios, não existindo evidência de autocorrelação, heterocedasticidade e não normalidade nos resíduos de todas as equações.

TABELA 11
Modelo VECM Estimado – RER, PII e reservas

Modelo VECM				
Equação 1: (1 – L)LRER				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p (%)
MCE ¹ _1	–0,03	0,02	–1,50	14,5
Erro-padrão do erro	0,12			
Equação 2: (1 – L)PII				
MCE_1	–0,03	0,01	–4,47	0,0
Erro-padrão do erro	0,04			
Equação 3: (1 – L)reservas				
MCE_1	–0,01	0,01	–2,26	3,2
Erro-padrão do erro	0,03			
MCE				
LRER	–4,8			
PII	13,8			
Reservas	20,8			

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Modelo de Correção de Erros (MCE).

TABELA 12
Testes de especificação do VECM – RER, PII e reservas

Testes de especificação				
Equação	Diagnóstico	Distribuição	Estatística	Valor-p
DLRER:	Portmanteau(4):	Chi ² (4)	7,7902	[0.0996]
DNFA:	Portmanteau(4):	Chi ² (4)	4,015	[0.4040]
Dreservas:	Portmanteau(4):	Chi ² (4)	0,68542	[0.9531]
Vetor	Portmanteau(4):	Chi ² (36)	46,932	[0.1049]
DLRER:	Teste AR 1-2	F(2,26)	0,82862	[0.4479]
DNFA:	Teste AR 1-2	F(2,26)	1,6826	[0.2055]
Dreservas:	Teste AR 1-2	F(2,26)	0,73834	[0.4877]
Vetor	Teste AR 1-2	F(18,57)	0,80906	[0.6819]
DLRER:	Teste de heterocedasticidade	F(2,26)	1,7694	[0.1904]
DNFA:	Teste de heterocedasticidade	F(2,26)	1,0899	[0.3511]
Dreservas:	Teste de heterocedasticidade	F(2,26)	0,42166	[0.6604]
Vetor	Teste de heterocedasticidade	F(12,42)	1,0944	[0.3895]
DLRER:	Teste de heterocedasticidade ARCH	F(1,27)	0,67536	[0.4184]
DNFA:	Teste de heterocedasticidade ARCH	F(1,27)	0,64825	[0.4278]
Dreservas:	Teste de heterocedasticidade ARCH	F(1,27)	0,16065	[0.6917]
DLRER:	Teste de heterocedasticidade X	F(2,26)	1,7694	[0.1904]
DNFA:	Teste de heterocedasticidade X	F(2,26)	1,0899	[0.3511]
Dreservas:	Teste de heterocedasticidade X	F(2,26)	0,42166	[0.6604]
Vetor	Teste de heterocedasticidade X	F(12,42)	1,0944	[0.3895]
DLRER:	Teste de normalidade	Chi ² (2)	2,6691	[0.2633]
DNFA :	Teste de normalidade	Chi ² (2)	1,1525	[0.5620]
Dreservas:	Teste de normalidade	Chi ² (2)	1,7363	[0.4197]
Vetor	Teste de normalidade	Chi ² (6)	3,9525	[0.6831]
Vetor	Teste RESET	F(6,48)	0,96725	[0.4574]

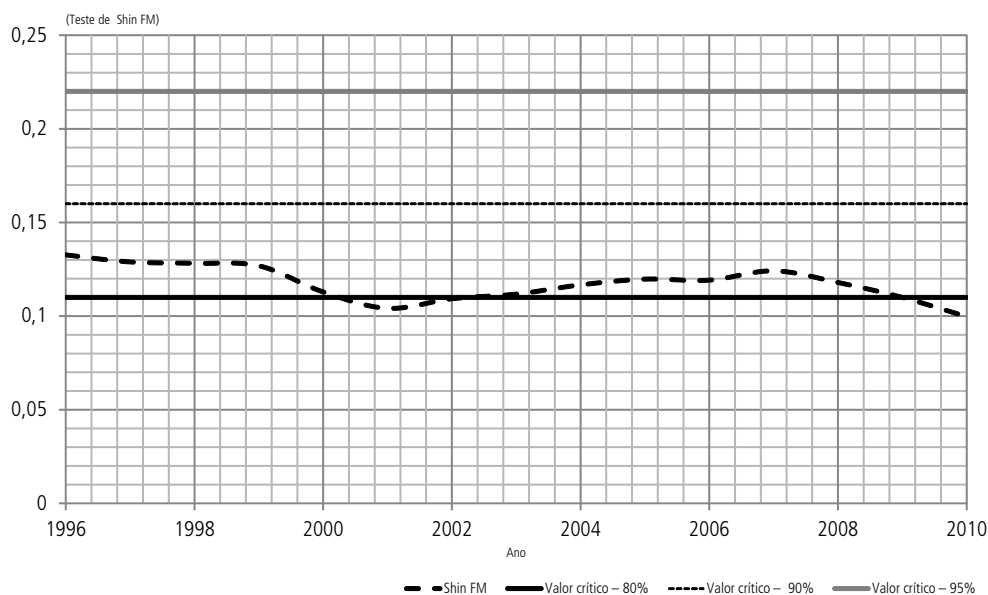
Elaboração do autor.

Demais testes de cointegração

O gráfico 7 mostra o resultado do teste de Shin (1994) na versão *full modified* (FM) para avaliar a hipótese de existência de cointegração entre as variáveis RER, PII e nível de reservas. Como a hipótese nula é de presença de cointegração, é possível ver que a estatística de teste permite aceitar com folga a hipótese nula de cointegração ao longo de todo o período amostral. Os coeficientes estimados dos vetores de cointegração são similares aos estimados por outras técnicas reportadas na tabela 9 (Engle e Granger, 1987; Shin, 1994).

GRÁFICO 7

Teste de cointegração de Shin – sistema com LRER, PII e reservas



5.4.2 Existe um efeito BS operando na China?

Uma argumentação que pode ser feita para defender que a moeda chinesa sofre uma pressão de valorização de longo prazo é dada pelo denominado efeito BS (Balassa, 1964; Samuelson, 1964).

Uma forma de incorporar este efeito em modelos econométricos para a taxa de câmbio consiste em analisar a evolução comparativa da razão entre os preços dos bens transacionáveis (índices de preços ao produtor são vistos como boa *proxy*) e bens não transacionáveis (índice de preços ao consumidor) em comparação com a evolução da mesma razão para os parceiros comerciais.⁶

6. Por exemplo, esta abordagem é utilizada em Alberola *et al.* (1999).

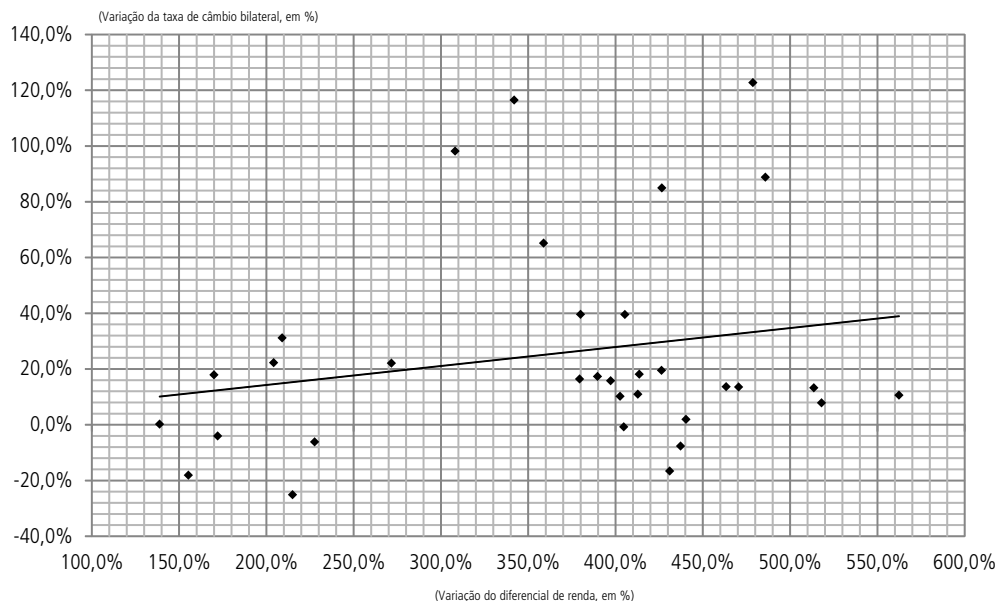
Uma alternativa encontrada na literatura seria dada pela construção de indicadores de produtividade dos bens transacionáveis, mas isto se mostra, na prática, uma tarefa de alta complexidade sujeita a questionamento e exige base de dados detalhada sobre os diversos setores da economia chinesa para um período longo. Uma segunda alternativa consiste em utilizar o produto *per capita* como *proxy* para controlar o efeito Balassa-Samuelson na medida em que os bens não transacionáveis teriam demanda elástica a renda e baixa produtividade relativa. Dada a maior disponibilidade destes dados para uma ampla gama de países, opta-se por utilizar o produto *per capita* para tentar controlar um eventual efeito BS nos dados chineses.

O gráfico 8 mostra a relação entre a variação das taxas de câmbio bilaterais entre China e seus parceiros comerciais e a variação da diferença entre a renda *per capita* dos parceiros e a China entre 1980 e 2011. Existe claramente uma associação positiva, ou seja, parceiros para os quais o produto *per capita* chinês cresceu a uma velocidade mais rápida tenderam a apresentar uma depreciação de sua moeda. A moeda chinesa ficou forte frente a parceiros que cresceram menos relativamente à China, embora haja uma grande dispersão em tal relação.

GRÁFICO 8

Gráfico cruzado entre a variação do diferencial de renda e a variação do câmbio bilateral

(Em %)



Elaboração do autor.

Obs.: 1. A variação do diferencial de renda foi calculada comparando a razão do PIB *per capita* chinês e de algum parceiro comercial entre 1986 e 2011.

2. Variação do câmbio bilateral entre os preços no mercado chinês e no parceiro comercial.

3. Variação positiva indica apreciação da moeda chinesa.

Procedimento de Johansen

Aos modelos estimados nas subseções anteriores adicionou-se uma variável que consiste numa média ponderada das razões entre o PIB *per capita* chinês e o dos parceiros comerciais chineses. O ponderador é a participação de cada um dos parceiros no comércio chinês.

O procedimento de Johansen foi iniciado pela estimação do modelo com duas defasagens. A comparação dos modelos aponta claramente, por todos os critérios, que uma defasagem é suficiente (tabela 13).

TABELA 13
Testes de seleção de modelos – LRER, LBS¹, PII e reservas

Testes de seleção de modelos							
Progresso							
Modelos	Amostra	Parâmetros	Estimador	Logaritmo de verossimilhança	Critérios de informação		
					Schwartz	Hanna-Quin	Akaike
1	28	36 OLS	MQO	195,59797	-9,687	-10,876	-11,4
2	28	20 OLS	MQO	188,11783	-11,057<	-11,718<	-12,008<
Teste de redução dos modelos							
Modelos	Graus de liberdade	Estatística F	Valor-p				
1 versus 2	F(9,46)	0,59148	[0.8750]				

Elaboração do autor.

Nota: ¹ L = logaritmo neperiano

Obs.: 1. Modelo 1 é um VAR com constante irrestrita e duas defasagens.

2. Modelo 2 é um VAR com constante irrestrita e uma defasagem.

A tabela 14 mostra evidência de um vetor de cointegração com valor-p de 6,9% para estatística do traço e 10,7% para estatística do máximo autovalor. O vetor significativo tem coeficientes com valores esperados pela teoria: positivo para a variável PII e para o efeito BS negativo para reservas.

A tabela 15 mostra o resultado do teste de exogeneidade fraca da variável reservas com relação aos parâmetros de interesse. Além disto, testou-se se os demais parâmetros da matriz de cargas são iguais entre si, pois esta restrição permitiria a construção de um modelo condicional a partir da variável que é a soma do logaritmo da taxa de câmbio real, posição internacional de investimento e razão dos produtos *per capita*.⁷

7. Ver, sobre este ponto, o trabalho de Paruolo e Rahbek (1999), no qual restrições semelhantes às deste trabalho são discutidas.

TABELA 14
Testes de cointegração do modelo – LRER, LBS, PII e reservas

Teste de cointegração				
Posto	Traço	Valor-p	Máximo autovalor	Valor-p
0	46,21	[0.069]	24,87	[0.107]
1	21,34	[0.347]	12,33	[0.529]
2	9,01	[0.371]	8,59	[0.329]
3	0,42	[0.518]	0,42	[0.518]
Autovalor		Logaritmo de verossimilhança		
0		169,5		
1	0,6	182,0		
2	0,3	188,1		
3	0,3	192,4		
4	0,0	192,7		
Vetores de cointegração				
LRER	1,0	(0,5)	(0,4)	0,23
LBS	(2,1)	1,0	(0,4)	0,12
Reservas	22,7	(6,9)	1,0	(0,42)
PII	(10,5)	2,6	0,7	1,00
Matriz de cargas				
LRER	0,06	0,18	0,20	(0,05)
LBS	0,06	0,06	0,28	0,05
Reservas	0,01	0,04	(0,10)	0,01
PII	0,05	(0,01)	(0,14)	0,01

Amostra: 1980-2010

Elaboração do autor.

TABELA 15
Testes de exogeneidade fraca – sistema LRER, LBS, PII e reservas

Teste da razão de verossimilhança				
Restrição:				
$\alpha_1 = \alpha_2; \alpha_2 = \alpha_3; \alpha_3 = 0;$				
beta				
LRER	1,90			
LBS	(4,24)			
Reservas	42,50			
PII	(18,86)			
alpha				
LRER	0,02			
LBS	0,02			
Reservas	-			
PII	0,02			
Restricted		Long-run matrix, rank 1		
	LRER	Lmulti	Reservas	PII
LRER	0,0464	-0,1034	1,0366	-0,4601
LBS	0,0464	-0,1034	1,0366	-0,4601
Reservas	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
PII	0,0464	-0,1034	1,0366	-0,4601
Distribuição	Graus de liberdade		Estatística de teste	
Qui-quadrada	3	1,4617	Valor-p [0.6911]	

Elaboração do autor.

Procedimento de Harbo *et al.*

A tabela 16 apresenta o resultado do procedimento sugerido por Harbo *et al.* (1998) a partir do modelo condicional sugerido pelo teste da tabela 15. Os sinais dos efeitos estimados estão também de acordo com a teoria. Há evidência de cointegração com pelo menos 2,5% de nível de significância.

TABELA 16
Testes de cointegração – RER, BS, PII e reservas recombinadas

Teste de cointegração			
Posto	Traço	Valor crítico: 97,5% ¹	
0	23,4	19,9	
Variáveis do sistema		Vetor de cointegração	
Câmbio real + PII + BS	1,0	Câmbio real	1,0
Câmbio real – BS	0,4	PII	(9,9)
Câmbio real – PII	(1,7)	BS	(2,2)
Reservas	(6,0)	Reservas	22,4
Matriz de cargas			
Câmbio real + PII + reservas	(0,52)		
Câmbio real – PII	-		
Câmbio real – BS	-		
Reservas	-		
Amostra: 1980-2010			

Elaboração do autor.

Nota: ¹ Valores críticos de Harbo *et al.* (1998).

A tabela 17 mostra os resultados dos testes de exclusão das variáveis dos vetores de cointegração. Todas as variáveis parecem estar presentes na relação de cointegração significativa a pelo menos 20% sendo que a maioria deles ao nível abaixo de 1%. No caso da variável adicionada para controlar o efeito BS, esta parece ser importante na medida em que não é possível aceitar a hipótese de que tal variável pode ser excluída do vetor de longo prazo. Por fim, a tabela 18 apresenta o resultado do modelo VECM final estimado.

TABELA 17
Testes de exclusão das variáveis do espaço de cointegração – LRER, BS, PII e reservas

Testes de exclusão de variáveis				
Modelo Johansen				
	LRER	PII	LBS	Reservas
Estatística	1,68	8,32	3,76	7,60
Graus de liberdade	1	1	1	1
Valor-p (%)	19,5	0,4	5,2	0,6
Modelo Harbo <i>et al.</i>				
Estatística	3,07	16,66	9,40	17,94
Graus de Liberdade	1	1	1	1
Valor-p (%)	8,0	0,0	0,2	0,0

Elaboração do autor.

TABELA 18
Modelo final estimado – RER, BS, PII e reservas

Modelo VECM				
Equação 1: (1 – L)LRER				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p (%)
Constante	(0,58)	0,40	(1,45)	15,8
MCE2_1	0,05	0,04	1,38	18,0
Erro-padrão do erro	0,12			
Equação 2: (1 – L) PII				
Constante	(0,50)	0,13	(3,98)	0,1
MCE2_1	0,05	0,01	4,05	0,0
Erro-padrão do erro	0,04			
Equação 3: (1 – L) LBS				
Constante	(0,56)	0,32	(1,77)	0,09
MCE2_1	0,06	0,03	2,05	5,0
Erro-padrão do erro	0,09			
Equação 4: (1 – L) reservas				
Constante	(0,56)	0,32	(1,77)	8,8
MCE2_1	0,01	0,01	0,89	38,3
Erro-padrão do erro	0,03			
MCE2				
LRER	1,0			
PII	–9,9			
LBS	–2,2			
Reservas	22,4			

Elaboração do autor.

Demais testes

Como análise de robustez e para checar a validade dos resultados apresentados nas subseções anteriores, reportam-se os resultados de outros procedimentos para avaliar a presença de cointegração. No caso do procedimento de Engle-Granger não é possível encontrar evidência de cointegração. Já pelo procedimento de Shin a hipótese nula de cointegração entre as variáveis câmbio real, posição internacional de investimento, efeito BS, e reservas não é rejeitada. A tabela 20 apresenta os vetores de cointegração estimados pelas diversas metodologias. O gráfico 9 mostra a decomposição de Gonzalo e Granger feita para a taxa de câmbio real (Gonzalo e Granger, 1995). A literatura trata tal decomposição como sendo uma estimativa do nível de desalinhamento cambial.⁸ Os resultados sugerem que a taxa de câmbio prevalecente no final da amostra teria de se fortalecer em cerca de 17% para atingir seu nível de equilíbrio.

TABELA 19

Teste de cointegração de Shin e Engle-Granger – LRER, BS, PII e reservas

	Testes de cointegração		
	Shin	Shin-FM	Engle-Granger
Estatística	0,12	0,10	-2,98
Valor crítico			
20%	0,088	0,088	
10%	0,159	0,159	-3,26
5%	0,159	0,159	-3,67
1%	0,271	0,271	-4,42
Conclusão	Aceita Ho a 10%	Aceita Ho a 10%	Não rejeita Ho

Elaboração do autor.

TABELA 20

Vetores de cointegração estimados pelas diversas metodologias

	Vetores estimados por diferentes métodos			
	Johansen	Harbo <i>et al.</i>	Engle-Granger	Shin-FM
LRER	1,00	1	1	1
LBS	(2,06)	(2,23)	0,01	0,09
Reservas	22,72	22,36	2,51	2,62
PII	(10,51)	(9,92)	(2,72)	(2,76)

Elaboração do autor.

8. Exemplos de trabalhos com esta abordagem são Alberola *et al.* (1999) e Funke e Rahn (2005).

GRÁFICO 9

Componente transitório da decomposição de Gonzalo e Granger para a série câmbio real estimada a partir do modelo que contém as variáveis – LRER, PII e reservas

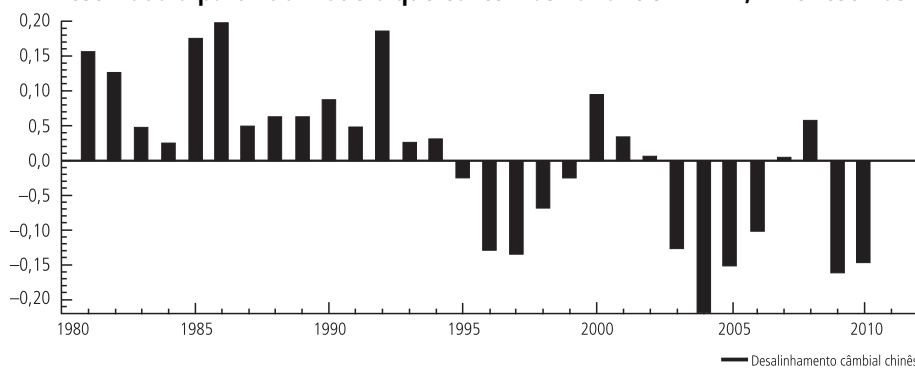
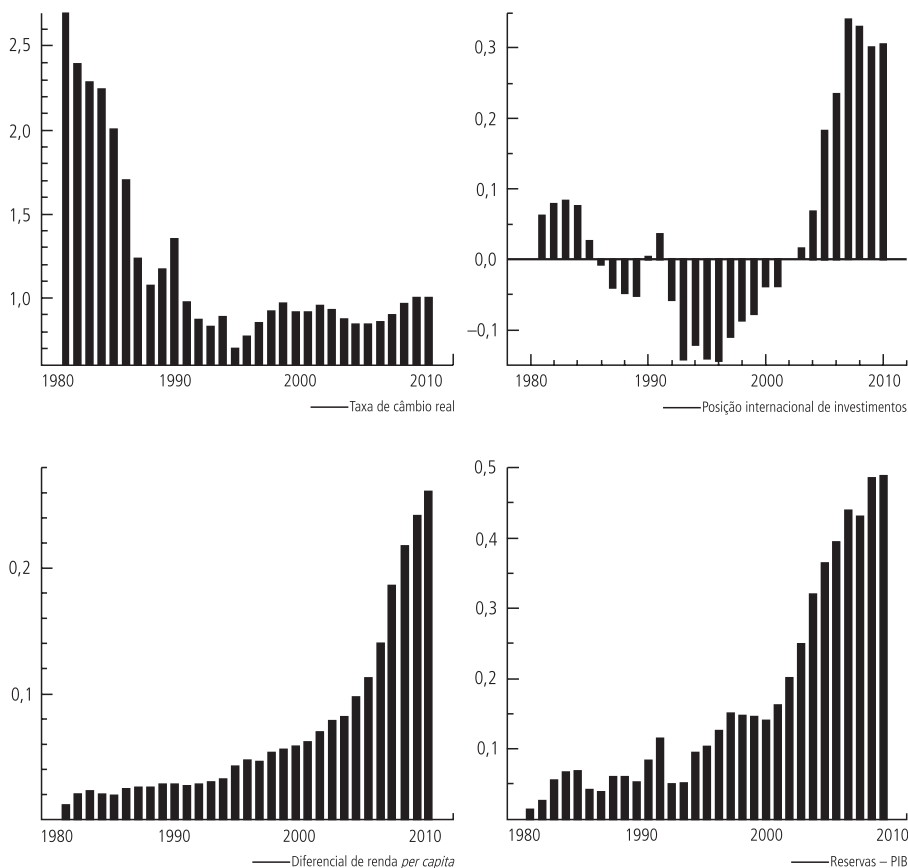


GRÁFICO 10

Evolução temporal das séries utilizadas na estimação dos modelos para a China



Problemas com estimativas em tempo real

Estimativas do nível de equilíbrio da taxa de câmbio real estão sujeitas a várias fontes de imprecisão. Uma fonte diz respeito à precisão dos modelos econométricos utilizados na estimação dos parâmetros necessários para a realização do cálculo do câmbio de equilíbrio. Uma segunda fonte de imprecisão diz respeito à trajetória dos fundamentos num prazo mais longo. Este segundo tipo de imprecisão é mais relevante quanto mais próximo do final da amostra estiver o ponto para o qual se deseja estimar o desalinhamento cambial.

A decomposição de Gonzalo e Granger (1995) implica que os termos transitórios não causam no sentido de Granger no longo prazo os fundamentos por construção. No caso de um VECM que contém apenas o mecanismo de correção de erros, os próprios fundamentos são imprevisíveis a partir da informação passada, ou seja, o modelo econométrico não fornece informação sobre a trajetória futura dos fundamentos e logo as estimativas de desalinhamento ao final da amostra devem ser tomadas com cautela, na medida em que o melhor preditor para os fundamentos amanhã são os valores dos fundamentos de hoje. A decomposição de Gonzalo e Granger (1995) neste caso também é uma decomposição de Beveridge e Nelson (1981).⁹

Utilizando a especificação preferida, que foi um VECM com nenhuma defasagem, mecanismo de correção de erros, é possível avaliar a sensibilidade da estimativa de desalinhamento a diversas trajetórias possíveis para as variáveis:

$$\begin{bmatrix} \Delta L R E R_t \\ \Delta P I I_t \\ \Delta L B S_t \\ \Delta R e s e r v a s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} L R E R_{t-1} \\ P I I_{t-1} \\ L B S_{t-1} \\ R e s e r v a s_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Utilizando os resultados do trabalho de Johansen (2005) é possível avaliar o efeito de cada variável sobre o câmbio real de longo prazo e ter uma ideia de como evoluirá o desalinhamento cambial.

9. Ver sobre este ponto, Proietti (1997); Hecq *et al.* (2000).

Utilizam-se as matrizes definidas em (4), e em (5) a fórmula para calcular o valor esperado para as variáveis dado um choque que será produzido na trajetória das variáveis, no caso em questão, os fundamentos:

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}; \alpha_{\perp} = \begin{bmatrix} \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 \\ -\alpha_1 & 0 & 0 \\ 0 & -\alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_1 \end{bmatrix}; \beta = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}; \beta_{\perp} = \begin{bmatrix} -\beta_1 & -\beta_2 & -\beta_3 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$E(X_{t+\infty}) = Ck + X_t \quad (5)$$

Na qual $k \equiv \beta_{\perp} \psi$ e $C = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp}' \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp}$. A variável k é o impulso dado no sistema para mover os fundamentos na direção desejada.

$$\text{Definindo } a \equiv [1 \ 0 \ 0 \ 0]' \text{ e } b' \equiv \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ tal que } [a \ b] = I_4, \text{ logo,}$$

têm-se a partir de (5) que:

$$b' E(X_{t+\infty} - X_t) = b' Ck = b' \beta_{\perp} \psi \quad (6)$$

A equação (6) captura o que acontece com o valor do câmbio real no longo prazo.

A matriz ψ deve ser escolhida de tal forma a garantir as trajetórias desejadas dos fundamentos no longo prazo:

$$b' \beta_{\perp} \psi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_1 \\ \psi_2 \\ \psi_3 \end{bmatrix} \quad (7)$$

Usando os valores da tabela 20 e calculando a partir de (6), tem-se:

$$E(LRER_{t+\infty} - LRER_t) = -(\beta_1 \psi_1 + \beta_1 \psi_2 + \beta_3 \psi_3) \quad (8)$$

Um aumento de 1% na PII ($\psi_1 = 1\%$) pode gerar um efeito de apreciação da taxa de câmbio real a partir dos coeficientes da tabela 20 de no mínimo 2,72% e no máximo 10,51%. Já um aumento das reservas de forma permanente em 1% ($\psi_3 = 1\%$) pode gerar uma depreciação da taxa de câmbio real de no mínimo 2,51% e no máximo 22,72%. No caso em que ambas as variáveis aumentarem em 1% ($\psi_1 = \psi_3 = 1\%$), então o efeito sobre o câmbio pode ser de no máximo 12,5% e no mínimo de -1%.

As simulações acima sugerem que o nível de desalinhamento atual estimado pode ser revisto no futuro na medida em que o tamanho da amostra aumente, permitindo uma estimativa mais precisa dos coeficientes para o cálculo do desalinhamento e que a trajetória dos fundamentos seja de fato conhecida.

5.2 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados aqui apresentados para a China sugerem que não só a posição internacional de investimentos é importante para explicar a evolução da taxa de câmbio real chinesa, mas também a evolução das reservas. Como as reservas são parte da posição internacional de investimentos, a conclusão principal deste trabalho é que, no caso chinês, não só a posição internacional explica a evolução, mas também sua composição. Na medida em que uma melhoria da posição externa de investimento é puxada por uma acumulação de reservas, o efeito de apreciação da moeda chinesa foi minorado. Uma melhora da posição externa líquida acompanhada de um processo de acumulação de reservas parece gerar menos efeitos de apreciação sobre a taxa de câmbio real de longo prazo do que um processo de melhoria da posição internacional de investimento que não é acompanhado de um processo de acumulação de reservas. Por exemplo, Pistelli, Selaive e Valdés (2007) sugerem que a composição dos ativos e passivos externos pode gerar efeitos diferentes sobre a probabilidade de crises cambiais, sugerindo, por exemplo, que os fluxos de investimento direto geram importantes efeitos sobre os *ratings* dos países e logo podem gerar efeitos sobre a taxa de câmbio de equilíbrio.

Outro ponto diz respeito aos efeitos macroeconômicos de uma política de acumulação de reservas na medida em que compras maciças de reservas geram uma liquidez doméstica que deve ser absorvida pelo setor privado chinês sem gerar desequilíbrios macroeconômicos importantes, como aceleração exagerada da economia, inflação e bolhas em mercados de ativos locais. Neste sentido a acumulação de reservas não é exclusividade da China e tem sido feita por vários países emergentes, tais como

Índia, Coreia do Sul e Rússia, mas em menor grau de intensidade. Mohanty e Turner (2010) discutem as implicações de tal política para diversos países. No caso chinês destacam que o custo de manutenção de tais reservas não é tão alto por conta do baixo rendimento pago pelos títulos domésticos do governo chinês, que servem como contrapartida para esterilizar a liquidez gerada por tais reservas. Todavia tais títulos em geral têm um prazo bem curto, o que pode ser um problema.

Prasad e Wei (2007) argumentam que grande parte dos recursos que entraram na China e permitiram a acumulação de reservas está ligada a fluxo de investimento direto, em grande parte vinda da Ásia e não tanto da Europa e Estados Unidos. Argumentam que, a partir de 2001, a composição dos fluxos mudou e grande parte das reservas não foi advinda de capital para investimento direto estrangeiro.

As contas externas extremamente superavitárias permitiram uma melhora importante da posição internacional de investimentos chinesa, dado que este país não pode ser considerado um país pequeno na economia mundial, exige que algum outro país tenha uma posição externa de investimento em queda. Neste sentido, os dados da economia americana sugerem que os Estados Unidos foram o principal país que se movimentou nesta direção. Uma eventual reversão da política chinesa de acumulação de reservas pode gerar repercussões nas cotações das diversas moedas e nos preços dos ativos internacionais.

Korinek e Serven (2010) discutem a economia da acumulação de reservas e sugerem que um processo de acumulação de reservas, sob certas condições, possa, ao manter a taxa de câmbio excessivamente depreciada, estimular o setor de bens transacionáveis e gerar resultados positivos em termos de bem-estar. Todavia, existem custos de curto prazo na medida em que políticas de acumulação de reservas implicam redução da absorção doméstica e os benefícios viriam no longo prazo.

Pistelli, Selaive e Valdés (2007) seguem linha similar à apresentada neste trabalho tentando avaliar se a composição da posição internacional de investimento gera efeitos diferentes sobre a taxa de câmbio de equilíbrio e obtém resultados favoráveis nesta direção. No caso específico, os autores sugerem que, tudo mais constante, o efeito de acumulação de reservas promove uma depreciação da taxa de câmbio. Os autores utilizam um arcabouço de cointegração para um conjunto grande de países em desenvolvimento e desenvolvidos. Este sinal é o mesmo obtido neste trabalho para a China.

Caso não só a posição externa líquida de investimento mas também sua composição importem para determinar o nível de equilíbrio da taxa de câmbio, isto tem implicações importantes para metodologias de cálculo de desalinhamento cambial. No caso específico chinês a avaliação do nível de desalinhamento cambial exige que cenários adequados para a evolução do nível de reservas nos próximos anos sejam feitos em conjunto com projeções para a posição internacional de investimentos, tornando a tarefa de estimar a taxa de câmbio de equilíbrio chinesa mais complexa.

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve por objetivo investigar se a posição internacional de investimento chinês é capaz de explicar os movimentos da taxa de câmbio do país. Contrariamente à literatura sobre o tema que documenta a existência de tal relação para um grande número de países, os testes para os dados da China apontam para a não existência de cointegração entre câmbio real e posição internacional de investimento quando analisados isoladamente. O trabalho procurou demonstrar que isto pode estar ocorrendo por conta da omissão da variável reservas internacionais.

Os testes realizados neste trabalho sugerem que a acumulação de reservas pela China teve o efeito de evitar uma valorização do yuan frente a uma cesta de moedas. Quando corrigido por esta variável, a relação entre câmbio real e posição internacional de investimento passa a ser significativa a níveis usuais, fato este que se situa em linha com a literatura internacional para grande parte dos países nos quais há uma relação de longo prazo bem documentada entre PII e RER. Também foram discutidos, brevemente, os efeitos que a política de acumulação de reservas pode ter sobre a economia chinesa, tais como pressões inflacionárias, bolhas de ativos e superaquecimento da demanda. O trabalho também sugere que a taxa de câmbio real chinesa permaneceu excessivamente desvalorizada ao longo de boa parte dos anos 2000 e que o desalinhamento cambial ao final da amostra está na casa de 17%, ou seja, a moeda chinesa tem de se valorizar em torno deste valor frente a uma cesta de moedas relevante para atingir seu valor de equilíbrio.

Por fim, os resultados do trabalho sugerem que, embora a evidência de que a acumulação de reservas tenha gerado forte impacto na direção de depreciar a taxa de câmbio chinesa, os modelos fornecem estimativas díspares sobre qual a intensidade

deste efeito. Em alguns modelos o efeito tem uma ordem de grandeza muito alta, enquanto em outros o efeito é considerável – com uma elasticidade de longo prazo na casa de 2 –, mas não tão intensa quanto no primeiro caso.

Os resultados deste trabalho sugerem que não apenas o nível da posição internacional de investimento é importante determinante da taxa de câmbio real, mas também sua composição, o que lança desafios importantes sobre as diversas metodologias para cálculo de desalinhamento cambial na China.

REFERÊNCIAS

ALBEROLA, E. *et al.* **Global equilibrium exchange rate: euro, dolar, ‘ins’, ‘outs’ and other major currencies in a panel cointegration framework.** Washington, 1999 (IMF Working Paper, n. 99-175).

BALASSA, B. The purchasing power doctrine: a reappraisal. **Journal of political economy**, n. 72, p. 584-596, 1964.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of monetary economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data *In*: BALTAG, B. (Ed.) **Advances in econometrics**, JAI: Amsterdam, v. 15, p. 161- 178. 2000.

CHOW, G. C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, n. 28, p. 591-605, 1960.

CLINE, W. R.; WILLIAMSON, J. **The current currency situation.** Peterson Institute for International Economics, 2001 (Policy Brief, n. 11-18).

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American statistical association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DRIVER, R. L.; WESTAWAY, P. **Concepts of equilibrium exchange rates.** Bank of England, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, n. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F. **Testing super exogeneity and invariance in regression models.** Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1990 (Economics Series Working Papers, n. 99.100).

- FARUQEE, H. Long-run determinants of the real exchange rate: a stock flow perspective. **IMF staff paper**, v. 42, p. 80-107, 1995.
- FRANKEL, J. On the yuan: the choice between adjustment under a fixed exchange rate and adjustment under a flexible rate. **CESifo economic studies**, v. 52, n. 2, p. 246-275, 2006.
- FUNKE, M.; RAHN, J. Just how undervalued is the Chinese Renminbi? **The world economy**, v. 28, n. 4, p. 465-489, 2005.
- GOLDSTEIN, M. **Adjusting China's exchange rate policies**. Institute for International Economics, 2004 (Working Paper, n. 04-1).
- GONZALO, J.; GRANGER, C. W. J. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. **Journal of business and economics statistics**, v. 13, n. 1, 1995.
- HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **The econometrics journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.
- HARBO, I. *et al.* Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. **Journal of business & economic statistics**, v. 16, n. 4, p. 388-399, 1998.
- HECQ, A. *et al.* Permanent-transitory decomposition in VAR models with cointegration and common cycles. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 62, n. 4, p. 511-532, 2000.
- HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2, p.231-254, 1988.
- _____. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- _____. The interpretation of cointegrating coefficients in the cointegrated vector autoregressive model. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 67, p. 93-104, 2005.
- KORINEK, A.; SERVEN, L. **Undervaluation through foreign reserve accumulation: static losses, dynamic gains**. World Bank, 2010.
- KUBOTA, M. **Real exchange rate misalignments: theoretical modelling and empirical evidence**. York: University of York, 2009a (Discussion Papers in Economics).
- _____. **Real exchange rate misalignments**. York: University of York, Department of Economics, 2009b.
- KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economics time series have a unit root? **Journal of econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. The transfer problem revisited: net foreign assets and real exchange rates. **Review of economics and statistics**, v. 86, n. 4, p. 841-857, 2004.

_____. The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. **Journal of international economics**, v. 73, n. 2, p. 223-250, 2007.

LEVINA, A.; CHIEN-FU, L.; CHIA-SHANG, J. C. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

MACDONALD, R. **What determines real exchange rate? The long and short of it**. Washington, 1997 (IMF Staff Paper).

_____.; BUNDESBANK, D. **Concepts to calculate equilibrium exchange rates: an overview**. Deutsche Bundesbank, 2000.

MADDALA, G. S.; KIM, I.-M. **Unit roots, cointegration and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MADDALA, G.S.; RIBEIRO, P. F. **Levado pelos fundamentos?** Estimando o desalinhamento cambial norte-americano a partir de técnicas de cointegração. Brasília: Ipea, 2011 (Texto para Discussão, n. 1.674).

MADDALA, G.S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631-652, 1999.

MARÇAL, E. **Estimando o desalinhamento cambial brasileiro a partir de modelos multivariados com cointegração**. Brasília: Ipea, 2011 (Texto para Discussão, n. 1.666).

MCCOSKEY, S.; KAO, C. A residual-based test of the null of cointegration in panel data. **Econometric reviews**, v. 17, n. 1, p. 57-84, 1998.

MOHANTY, M.; TURNER, P. **Foreign exchange reserve accumulation in emerging markets: what are the domestic implications?** SSRN, 2010.

PARUOLO, P.; RAHBEEK, A. Weak exogeneity in I(2) VAR systems. **Journal of econometrics**, v. 93, n. 2, p. 281-308, 1999.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 653-670, 1999.

PISTELLI, A.; SELAIVE, J.; VALDÉS, R. Stocks, flows and valuation effects of foreign assets and liabilities: do they matter? **Journal economia chilena**, v. 10, n. 3, p. 19-44, 2007.

PRASAD, E.; WEI, S. J. **The Chinese approach to capital inflows: patterns and possible explanations**. University of Chicago Press, 2007.

PROIETTI, T. Short run dynamics in cointegrated systems. **Bulletin**, v. 59, p. 405-422, 1997.

SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems. **The review of economics and statistics**, v. 46, p. 145-154, 1964.

SHIN, Y. A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. **Econometric theory**, v. 10, n. 01, p. 91-115, 1994.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Andrea Bossle de Abreu

Revisão

Cristina Celia Alcantara Possidente

Eliezer Moreira

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

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

Maria Hosana Carneiro Cunha

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)
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.

