

REGIMES CAMBIAIS E DESALINHAMENTOS DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE COM PAINEL-COINTEGRAÇÃO

Carlos César Santejo Saiani

Doutor em Economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). Professor de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM). Pesquisador do Núcleo de Pesquisa em Qualidade de Vida (NPQV/Mackenzie).
E-mail: ssaiani@yahoo.com.br

Marcos Rocha

Doutor em Economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). Professor de Economia da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC/SP). Bolsista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).
E-mail: marcosrocha@gvmail.br

Resumo

Neste trabalho, a partir de um painel cointegrado para 102 países, foi construído um índice de desalinhamento da taxa de câmbio real (TCR) para avaliar se o regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, é importante para explicar desalinhamento; além disso, para avaliar se é possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambiais na determinação da TCR. São utilizados dados de 1970 a 2004, a partir de diversas bases históricas macroeconômicas. As diversas especificações e testes com bases diferentes parecem convergir a resultados interessantes. No caso dos regimes de câmbio fixo, é apresentada uma relação robusta e positiva com sobrevalorizações. Ou seja, a escolha do regime cambial importa quando se pensa em desalinhamento cambial. Com relação a regimes flutuantes, a maioria das especificações mostra que ele atua em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

Palavras-chave: Cointegração em painel, Regimes cambiais, Desalinhamento.

1

INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio real (TCR) pode ser considerada o preço relativo mais importante da economia, uma vez que ela influencia inúmeros outros preços agregados. Por isso, muitos economistas convivem com a preocupação de que a TCR prevalecente no mercado seja um sinal correto que torna 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 desalinhada pode levar a crises de moeda que deixam traumas macroeconômicos indelévels: o México, o Leste Asiático e o Brasil experimentaram esse tipo de crise, por exemplo.

Mais recentemente, os regimes cambiais também têm sido foco de análise nos estudos econômicos. Parte-se da premissa de que, se esses regimes forem capazes de determinar o comportamento do câmbio real, a relevância de avaliá-los para as autoridades monetárias prevenirem crises não é menor do que a tarefa de acompanhar a evolução da TCR. O presente estudo insere-se nesse debate, analisando a relação entre desalinhamento cambial e regimes cambiais. O objetivo é avaliar se há uma relação robusta entre a decisão *de facto* de adotar ou não uma paridade cambial (regimes) e os desarranjos (desalinhamentos) na taxa de câmbio real.

Deve-se destacar, inicialmente, que a classificação dos regimes cambiais envolve algumas dificuldades, o que faz com que, na maior parte das séries históricas oficiais, sejam anunciados regimes que não eram realmente praticados pelas autoridades monetárias. Em alguns estudos mais recentes, como os de Yeyati e Sturzenegger (2005) e Reinhart e Rogoff (2004), foram criados algoritmos para detectar e diferenciar os regimes *de facto* dos *de jure*. Observa-se, nesses estudos, que os resultados contradizem muito o que é oficialmente diagnosticado.

Outro aspecto a ser ressaltado é que, ao contrário do que é empregado em alguns estudos internacionais, não é a TCR em nível que deve ser mais interessante para a consideração dos *policy-makers*. Na verdade, o mais relevante seria avaliar o seu comportamento de desequilíbrio, porque é possível que seja fruto de práticas políticas inadequadas ou de distúrbios estruturais persistentes, que podem pedir uma ação corretiva.

Por isso, no presente estudo, foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR. Com esse índice de desalinhamento, pode-se questionar se o regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, é importante para explicar desalinhamento, além de tornar possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambiais na potencial determinação da TCR. São utilizados dados de 1970 a 2004, de diversas bases históricas macroeconômicas detalhadas mais adiante.

Para atingir o objetivo proposto, o estudo, além dessa introdução e das considerações finais, é dividido em três seções. Na primeira, é realizada uma discussão, fundamentada pela literatura especializada, sobre desalinhamento cambial, destacando sua definição e os modelos teóricos que tratam dos problemas técnicos de estimações empíricas desses desarranjos. Na segunda seção, as bases de dados utilizadas são descritas em detalhes e as estratégias de estimação adotadas são apresentadas. Finalmente, na terceira seção, os resultados obtidos são analisados.

2

DESALINHAMENTOS CAMBIAIS: O QUE SÃO, COMO ESTIMÁ-LOS E SEUS DETERMINANTES

A taxa de câmbio real (TCR) pode ser considerada como um preço macroeconômico chave, uma vez que guia a alocação da produção e dos gastos de

uma economia entre os bens comercializáveis e não comercializáveis. Em razão desse papel, as economias, em particular as emergentes, são, muitas vezes, encorajadas a adotar suas políticas macroeconômicas de forma a conduzir 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. Quando está distante de seu valor de equilíbrio, diz-se que o país apresenta desalinhamento cambial.

Para Montiel (2003), há duas razões para se evitar o desalinhamento. Primeiramente, deve-se considerar que a TCR desalinhada não provê sinal apropriado para guiar a alocação dos recursos entre bens domésticos e estrangeiros. Além disso, quando a TCR é percebida como fortemente desalinhada, cria-se uma expectativa de que ela se ajustará, ao longo do tempo, em direção ao seu valor de equilíbrio. Como é esperado que o ajuste ocorra por variações no câmbio nominal, os agentes domésticos são desestimulados a reter ativos denominados em moeda doméstica. Tal fenômeno é fonte potencial de reversão de fluxos de capitais e de crises cambiais. Há, portanto, importantes custos micro e macroeconômicos decorrentes do desalinhamento.

Uma vez que a TCR pode ser observada, a detecção e a mensuração do desalinhamento cambial dependem de uma taxa de câmbio de referência, ou seja, da habilidade em definir e estimar uma taxa de câmbio real de *equilíbrio*. Como exercício de compreensão, é útil definir a taxa de câmbio real (*RER*) da forma expressa na Equação (1):

$$RER = P_T / P_N = sP_T \quad (1)$$

em que:

P_T e P_N são, respectivamente, os preços denominados em moeda doméstica dos bens comercializáveis e não comercializáveis; e

s é a taxa nominal de câmbio.

Sob um regime de câmbio flutuante, a taxa nominal de câmbio (s) é endógena. O preço dos não comercializáveis (P_N) também é uma variável endógena, o que ocorre mesmo em regimes de câmbio fixo. Portanto, a TCR é endógena e deve ser determinada como o resultado do equilíbrio macroeconômico da economia. Essa análise leva alguns economistas a questionarem a distin-

ção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio¹. É questionada a própria definição e mensuração de uma TCR de equilíbrio. Montiel (2003), entretanto, acredita que a crítica é equivocada. Para o autor, a distinção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio não é entre equilíbrios e desequilíbrios, mas sim entre diferentes tipos de equilíbrios. Ou seja, entre equilíbrios condicionados em valores diferentes de variáveis macroeconômicas. Assim, o equilíbrio de referência de longo prazo necessita de uma definição adequada para que possa servir de referência ao cálculo de um potencial desalinhamento cambial.

Pela definição tradicional da TCR de equilíbrio – Fundamental Equilibrium Exchange Rate (Feer) –, essa taxa 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. O balanço interno refere-se à situação na qual os mercados de bens comercializáveis e não comercializáveis estão, ambos, em equilíbrio, o que representa o equilíbrio macroeconômico com pleno emprego. O balanço externo, por outro lado, 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, que pode ser obtido por estimações empíricas de balanços de poupança–investimento ou por valores que são consistentes com a sustentabilidade do equilíbrio externo.

Portanto, quando se aponta uma TCR de equilíbrio, esta não significa uma taxa obtida de qualquer equilíbrio arbitrariamente escolhido, mas sim de um equilíbrio sustentável intertemporalmente, o que exige estimações das elasticidades de comércio. Tal enfoque foi usado de forma pioneira por Williamson (1994) e ainda é empregado pelo FMI.

A abordagem Feer, embora intuitiva, traz alguns problemas aos pesquisadores. Primeiro, os resultados são muito sensíveis às elasticidades de comércio, que são comumente usadas como dadas para uma média de uma amostra grande de países (ISARD, 2007). Em segundo lugar, os balanços internos, geralmente calculados por hiatos de produtos, são difíceis de computar para países emergentes e os métodos empregados carecem de fundamentos teóricos

1 Montiel (2003) destaca três objeções a medidas de taxas de câmbio de equilíbrio: (i) alguns economistas acham inútil distinguir entre a taxa de câmbio real e uma de equilíbrio, pois acreditam que qualquer taxa de câmbio real observada é uma taxa de equilíbrio; (ii) alguns defendem que, mesmo que haja significado em fazer tal distinção, é inútil fazê-lo, uma vez que os *gaps* entre a taxa real e de equilíbrio não têm implicações para a política econômica; (iii) mesmo que a distinção entre as taxas seja útil, medir a taxa de câmbio real de equilíbrio é impossível.

(ISARD; FARUQEE, 1998). Pode-se dizer, assim, que os cálculos dos hiatos de produtos não são apropriados para economias emergentes ou em transição porque suas transformações econômicas ainda estão em processo (COUDERT; COUHARDE, 2009). Em terceiro lugar, deve-se apontar que estimar o equilíbrio externo sustentável não é fácil. Por um lado, a hipótese de sustentabilidade do débito externo geralmente termina por ser a manutenção do nível anterior de débito (IMF, 2007), qual seja o tamanho, o que leva a grandes desvios entre os países. Por outro lado, rodar uma regressão *cross-country* para estimar a conta corrente de equilíbrio pode resultar em grandes diferenças com os dados obtidos, sinalizando graves desalinhamentos.

Dados esses problemas, a literatura empírica de determinação da TCR tem utilizado técnicas de estimação diretas. Esse enfoque é, muitas vezes, chamado de Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental – Behavioral Equilibrium Exchange Rate (Beer)². A abordagem econométrica enfatiza a estimação de uma forma reduzida que relaciona a TCR e a seus fundamentos (EDWARDS, 1994; MONTIEL, 1999; CHINN, 2000). Nesses 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 na estimação de uma forma reduzida da TCR (q_t) considerando suas variáveis fundamentais, conforme é demonstrado na Equação (2).

$$q_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j x_{ij} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

x_{ij} corresponde às J variáveis fundamentais;

ε_t é o termo erro da equação; e

α_j representa os coeficientes a serem estimados.

Como observa Montiel (2003), se a TCR não for estacionária, modelos teóricos de determinação dessa taxa sugerem que um subconjunto de fundamentos não deve ser estacionário também. Essa constatação indica o uso de equações de cointegração ligando a TCR com um subconjunto relevante de “fundamentos”,

2 Ver Clark e MacDonald (1998).

baseando-se nos valores correntes observáveis da taxa e dos fundamentos. A teoria econométrica sugere que quando nem a taxa nem um subconjunto de determinantes “fundamentais” são estacionários, os parâmetros que ligam a TCR de longo prazo aos valores permanentes dos fundamentos não estacionários pode ser estimado por meio desses valores observáveis. Os 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.

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 taxa. 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 pelo método 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 daria 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) dessas 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, optou-se por utilizar 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 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, conforme é ilustrado na Equação (3) a seguir.

$$\ln(\widehat{\text{Sobrevalorização Real}}) = \ln REER_{it} - \widehat{\ln REER_{it}} \quad (3)$$

A ideia é caracterizar a TCRE de equilíbrio de longo prazo como aquela que corresponde aos valores sustentáveis dos fundamentos macroeconômi-

cos. 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 macroeconômicos sustentáveis de longo prazo. Uma vez obtido o índice de desalinhamento cambial, é possível buscar seus determinantes em variáveis de política econômica e a causa da persistência dos desalinhamentos da TCR.

Deve-se apontar, ainda, que, para propósitos de política e análise, é útil distinguir os principais determinantes de desalinhamentos cambiais apontados pela literatura. Primeiramente, é importante destacar que há o desalinhamento induzido pela macroeconomia, que ocorre em decorrência das inconsistências 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 há uma política monetária expansionista, seja em virtude de 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 tenderá a crescer a uma taxa maior do que a inflação mundial. Como resultado, a TCR apresentará uma apreciação real que pode ser persistente e nociva para a economia. Portanto, a inflação contribui para o desalinhamento³.

Além disso, é comum a ocorrência de desalinhamentos estruturais de curto prazo quando há mudanças nos determinantes reais ou fundamentais da TCR de equilíbrio que não são traduzidos em reais mudanças na taxa de câmbio real no curto prazo (choques de produtividade, como o efeito Balassa-Samuelson, por exemplo). Tal desalinhamento é temporário, fruto de mudanças nas variáveis de equilíbrio dos fundamentos macroeconômicos que tomam certo prazo de ajuste e não persistem no longo prazo⁴ (MONTIEL, 2003). Contudo, podem ser utilizadas como variáveis de controle em regressões que avaliam os determinantes da persistência de desalinhamentos cambiais, o que será feito no presente estudo.

Outro aspecto a ser destacado é que os regimes cambiais e sua classificação têm seu papel revisado na literatura recente⁵. Broeck e Slok (2006) argumen-

3 Na maioria dos casos, as políticas monetárias expansionistas não só geram pressão 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, elevando o *gap* do desalinhamento.

4 Uma questão importante que surge é quanto às mudanças nos determinantes reais da RER serem percebidas como temporárias ou permanentes. Mudanças temporárias podem, às vezes, resultar em divergências significativas entre a taxa de câmbio corrente real e a de equilíbrio. Naturalmente, o principal problema com essa situação está em se reconhecer a natureza temporária dos choques quando se trata de políticas macroeconômicas de correção.

5 Ver, por exemplo, Broeck e Slok (2006), Couderte e Couharde (2009) e Holtemöller e Mallick (2009).

tam que as TCR são, geralmente, desalinhadas em muitas economias em transição de regimes e que esse desalinhamento é eliminado, em um período de tempo relativamente curto, porque esses países se movem em direção a um regime cambial mais flexível. Holtemöller e Mallick (2009), baseados numa amostra de 69 países, estimaram fatores que possam explicar em que medida há sobre ou subvalorização cambial com ênfase nos regimes cambiais. As evidências encontradas sinalizam que quanto maior a flexibilidade do regime cambial, menor o desalinhamento.

Coudert e Couharde (2009) chamam a atenção para o fato de que regimes cambiais mais rígidos são apontados como os mais propensos a crises financeiras. Uma explicação comum para isso está relacionada à apreciação da TCR nesses regimes. A consequente perda de competitividade dilui a competitividade externa e os resultados no balanço de conta corrente, que podem levar a dificuldades financeiras ou até mesmo a ataques especulativos.

A preocupação com a prática real dos regimes cambiais fez Reinhart e Rogoff (2004) construir uma classificação histórica *de facto* dos regimes. Os autores encontraram que, na prática, muito da flutuação *de facto* foi feita por meio dos mercados paralelos⁶. Como resultado, o ajuste efetivo das taxas de câmbio sobre os regimes fixos foi bem mais suave do que se previa. Uma revisão dos fatos estilizados, entretanto, mostra o declínio histórico dos regimes de câmbio fixo. Um fato importante é o declínio dos regimes fixos pós-Bretton Woods. Isso deveria refletir o fato de que o aumento dos mercados de capital globais deveria enfraquecer mesmo os regimes fixos mais robustos, forçando a um movimento paulatino em direção a arranjos mais flexíveis, e isso é refletido no aumento do quociente *float-to-fix*, obtido na classificação do FMI.

A distribuição dos regimes de acordo com a classificação histórica de Reinhart e Rogoff (2004) mostra que, embora as tendências de longo prazo sejam similares, a composição de regimes *de facto* aparece bem mais estável do que a do FMI. Particularmente idiossincrática é a estabilidade no uso de regimes de câmbio fixo desde o início dos anos 1990, um ponto que desafia a visão de que a mobilidade crescente dos mercados de capital gradualmente induziria o abandono de arranjos fixos. A diferença aponta um fato interessante: o número de países que tem um regime de câmbio fixo sem de fato enunciar que tem,

6 Um dos elementos que torna mais acurada a classificação de Reinhart e Rogoff (2004) dos regimes cambiais, pois leva em conta os mercados paralelos, aspecto não considerado na base histórica de Yeyati e Sturzenegger (2005) e na classificação oficial do FMI.

um fenômeno que os autores chamam de *fear of pegging* e que aumentou consideravelmente na última década.

Um segundo fato é a visão bipolar (ou *hollowing out*) que sublinha os benefícios de arranjos superfixos ou *hard pegs* (comitês de moeda ou dolarização unilateral, por exemplo) como forma de comprar credibilidade necessária para evitar ataques especulativos à moeda. Os resultados de Reinhart e Rogoff (2008) mostram que essa categoria cresceu drasticamente nos anos 1990 em números absolutos, lado a lado com o aumento de regimes flexíveis.

Yeyati e Sturzenegger (2005) argumentam que, quando os países se voluntariam ao acesso aos mercados de capitais internacionais, a falta de credibilidade leva a um medo de flutuar acompanhado de grande volatilidade da taxa de juros e de políticas pró-cíclicas em relação a essa taxa. Assim, os países que dizem permitir flutuações das suas taxas de câmbio, em sua maioria, não o fazem. Esses países, em relação aos mais comprometidos com a flutuação (Estados Unidos, Austrália e Japão, por exemplo), apresentam uma variabilidade da TCR muito baixa, que não se deve à ausência de choques reais ou nominais nessas economias, em especial dado o grande conteúdo de *commodities* primárias nas exportações de muitos desses países. Os autores argumentam que a baixa variabilidade relativa da TCR vem de ações políticas deliberadas para estabilizar a TCR. Tais ações, para o objeto do presente estudo, podem dar lugar a desalinhamentos da TCR por longo período e impedir ajustes de mercado.

Por último, é importante apontar que, desde o modelo simples de Mundell Fleming até modelos mais sofisticados, os economistas enunciam que a abertura a fluxos de capitais de um país detém forte influência sobre o nível de determinação TCR. Historicamente, muitos países têm se apoiado em diversas formas de restrição das suas contas de capitais aos fluxos financeiros⁷. O presente estudo inova ao buscar entender se esses fluxos têm algum impacto no desalinhamento da taxa de câmbio real, utilizando séries históricas de *facto* como índice: a de Edwards (1988) e a Kaopen de Chinn e Ito (2008). Tal discussão é retomada a seguir.

7 Como aponta Edwards (1989), enquanto a maior parte do mundo no período pós-Segunda Guerra Mundial tinha por objetivo evitar a flutuação do capital, mais recentemente 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 essas 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.

3

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Na presente seção, são discutidas as variáveis empregadas e as estratégias de estimação adotadas para atingir o objetivo do estudo: avaliar se há uma relação robusta entre a decisão *de facto* de adotar um regime cambial e os desalinhamentos na taxa de câmbio real.

3.1 Classificação dos regimes cambiais

Problemas com a classificação oficial dos regimes cambiais antes de 1997 têm recebido muita atenção pelo fato de que, em vários casos nos quais o regime é classificado como flutuante (independente ou gerenciado), o que se teve, de fato, foi um regime fixo ou de *crawling peg*. Depois da Segunda Guerra Mundial, a maioria dos países optou, em um período ou outro, por controles de capitais e/ou sistemas de taxas de câmbio múltiplas.

Como exemplo, suponhamos que o mercado paralelo determine depreciação significativa e sustentada, mas que a taxa oficial permaneça fixa. Então a política monetária subjacente é inflacionária, mas os efeitos sobre a taxa nominal de câmbio são efetivamente mascarados, pelo menos no curto prazo, por uma tarifa sempre crescente. Na maioria dos casos o resultado comum dessas circunstâncias é que a taxa de câmbio termina por se desvalorizar, validando o que acontecia no mercado livre.

Por isso, conforme foi comentado anteriormente, Reinhart e Rogoff (2008) construíram um novo algoritmo de determinação cambial para captar o elemento *de facto* do comportamento do regime cambial, mais do que a classificação oficial do FMI. Na classificação dos autores, se as autoridades não anunciam um regime fixo oficialmente, ele ainda pode ser praticado *de jure*. Os autores testam essa possibilidade observando a mudança absoluta na média mensal. Já na classificação de Yeyati e Sturzenegger (2005), os autores definem os regimes cambiais de acordo com o comportamento de três variáveis de classificação: mudanças na taxa nominal de câmbio, a volatilidade dessas mudanças e a volatilidade das reservas internacionais.

Para os fins deste estudo, foram considerados três tipos de regimes cambiais: *regimes fixos*, *regimes intermediários* (que incluem bandas flutuantes e flutuação gerenciada) e *regimes flutuantes*. Essa tipologia combina as classificações de Reinhart e Rogoff (2008) e de Yeyati e Sturzenegger (2005) adequada-

mente. A segunda classificação tem essas três categorias; a primeira classificação foi adaptada para ajustar-se, uma vez que ela inclui seis categorias. Assim sendo, foi mantida a categoria 1 como regime fixo; as categorias 2 (fixo ajustável) e 3 (bandas ajustáveis e flutuação gerenciada) foram agregadas como regimes intermediários; e, por fim, juntamos as categorias 4 (livre flutuação) e 5 (*freely falling*) como flutuantes.

■ 3.2 Índices de grau de abertura da conta de capital

Muitos estudos utilizam uma classificação padrão de regimes cambiais, como o *Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions*, publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI)⁸. Contudo, uma leitura mais acurada das experiências de regimes cambiais sugere que essas 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 é que não distinguem acuradamente entre diferentes intensidades de restrições de capitais.

Edwards (2005) construiu um novo índice, utilizado no presente estudo, que combina informações de Quinn (2003) e Mody e Morshid (2002) com as de fontes específicas de países. Esse índice cobre o período de 1970 a 2000, sendo utilizado neste estudo a partir de 1990, e tem dados para 163 países, embora nem todos os países tenham informações para todos os anos. Edwards (2005) sublinha que, embora seu índice seja um avanço em relação a outros alternativos, ele ainda tem limitações, em especial em virtude do fato de que não distingue, de maneira bastante acurada, entre restrições sobre influxo de capitais e restrições a saída de capitais.

Além da base de dados de Edwards (2005), são utilizados testes de robustez com a série de integração financeira Kaopen de Chinn e Ito (2008). Esses 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 é muito agregada pa-

8 O FMI, reconhecendo as limitações de sua classificação inicial, revisou-a e renovou-a 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 em que 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*.

ra 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 tipo de controle de capitais. De forma diversa, como aponta Edwards (1989), 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 crucial para entender como as medidas efetivamente afetam os fluxos comerciais e, para nossos propósitos, o câmbio real.

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 cobre o período de 1970 a 2005, sendo utilizado até 2004, em função da qualidade das informações – 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.

■ 3.3 Testes de raiz unitária e especificação do modelo

Para examinar os determinantes do desalinhamento cambial é utilizada uma amostra de 102 países no período de 1970 a 2004. Tais países, nesse período, tiveram experiências suficientes de mudanças de regimes cambiais e alterações no controle da conta de capital para que a amostra que compõe o painel seja rica de 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 esses componentes são fundamentos que determinam o comportamento da taxa de câmbio no longo prazo, mas não determinam trajetórias transitórias. Já os componentes elencados na equação de determinação do alinhamento do câmbio à sua trajetória de longo prazo, discutido na subseção posterior, são aqueles de natureza de ajuste transitória, ou seja, são estacionários e, por isso, não perfazem com a Reer uma cointegração estatisticamente significativa⁹.

9 Nesse caso, é notável que a variável *termos de troca* não faça parte da equação de determinação do câmbio no longo prazo ou a variável *inflação relativa*; todavia, para a amostra em questão, essa variável se mostrou estacionária estatisticamente. Configura, portanto, um elemento de natureza mais transitória do que os outros componentes da determinação do câmbio de longo prazo comumente apontados nos modelos teóricos como Ativos Estrangeiros Líquidos, por exemplo, variável integrada de ordem 1(1).

A Tabela 1 detalha os testes de raiz unitária feitos para as séries de importância. 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, apresentada na subseção posterior. As demais séries utilizadas para compor os painéis System-GMM se revelaram todas estacionárias em nível. Os resultados dos testes em nível foram omitidos da exposição por conveniência e espaço, podendo ser obtidos diretamente com os autores.

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 demonstrada na Equação (4).

$$q_{it} = \varphi_{0i} + \mu_{1i} + \varphi_{1i}y_{it} + \varphi_{2i}a_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

em que:

φ_{0i} , φ_{1i} e φ_{2i} correspondem aos parâmetros a serem estimados; e μ_{1i} representa 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 p-valores são altos. Dessa forma, é possível proceder à estimação com esse conjunto de variáveis, utilizando um estimador para cointegração em painel. A Tabela 3 exhibe os testes de Kao, reforçando a existência de cointegração para as séries integradas que formam a especificação do painel a ser estimado.

Tabela 1

Testes de raiz unitária para as séries utilizadas no painel cointegrado

Hipótese nula: raiz unitária	lnREER I(1)	NFA/GDP I(1)	Abertura comercial I(1)	Produtividade relativa I(1)
Teste Levin, Lin & Chu	-1,14838 (0,1254)	0,14957 (0,5594)	2,75325 (0,9970)	-2,32547 (0,0100)

(continua)

Tabela 1

Testes de raiz unitária para as séries utilizadas no painel cointegrado (*conclusão*)

Hipótese nula: raiz unitária	lnREER I(1)	NFA/GDP I(1)	Abertura comercial I(1)	Produtividade relativa I(1)
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)

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

Uma vez estabelecido que a relação de cointegração realmente exista, os parâmetros de longo prazo podem ser estimados de forma eficiente usando técnicas similares a de modelos de séries temporais. Neste estudo, é usado o estimador Dynamic Ordinary Least Squares (Dols). Considere-se, por exemplo, a regressão, com painel com efeitos fixos, representada pela Equação (5):

$$y_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + u_{i,t} \quad (5)$$

em que:

$y_{i,t}$ representa a taxa de câmbio real efetiva;

β é um vetor de parâmetros de inclinação;

α_i corresponde aos 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 Equação (6)¹⁰:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_i c_{ij} \Delta x_{i,t}^K + \beta_j + v \quad (6)$$

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		p-valor
Estatística RHO	22,74492*	0,0000
Estatística PP	-12,87050*	0,0000
Estatística ADF	-8,895765*	0,0000

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

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

Tabela 3

Teste de cointegração das variáveis de determinação do câmbio: Teste de Kao

	Estatísticas	p-valor
Estatística ADF	4,443729*	0,0000
Variância Residual	0,011197	
Variância HAC	0,012224	

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

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

¹⁰ Para conferir os detalhes a respeito das propriedades dos estimadores Dols para séries não estacionárias, consultar Kao e Chiang (2000) e Phillip e Moon (1999).

3.4 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 (Efeitos Fixos) exibe apenas ativos externos líquidos como significativo dos fundamentos selecionados. Os resultados do painel *Pooled*, por sua vez, exigem significância estatística para todos os fundamentos.

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, em que ativos estrangeiros líquidos e produtividade têm magnitude de efeito sobre a TCR de longo prazo contrária. Além disso, 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. Uma vez estimada a equação de câmbio, é possível derivar o índice de desalinhamento e relacionar com a tipologia de regimes cambiais.

Tabela 4

Determinação do câmbio real de longo prazo (de 1970 a 2004)

Variáveis / Métodos	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

* $p < 0,1$; ** $p < 0,5$; e *** $p < 0,01$. Entre parênteses, os desvios padrão estimados dos coeficientes.

4

ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Um problema crucial de utilizar painéis para estudar séries temporais diz respeito a problemas de potencial endogeneidade ou simultaneidade de determinação que enviesam os estimadores OLS. Para contornar esse problema, no presente estudo, diversas estratégias foram utilizadas. Primeiro, foram feitos vários testes com a metodologia de Generalized Method of Moments (GMM). Diversas especificações testaram instrumentos e defasagens dos instrumentos alternativos, chegando a resultados similares. Esses estimadores lidam com efeitos temporais não observáveis por meio da inclusão de interceptos específicos ao período. Tratar desses efeitos não é simples. Por isso, o modelo é dinâmico e pode conter regressores endógenos, que são controlados pela instrumentação das suas diferenças. Trabalhando sobre os estimadores Difference-GMM 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) e Blundell e Bond (1998) foram considerados adequados para a análise do estudo, por possibilitarem uma especificação dinâmica (permite o controle do processo autorregressivo de primeira ordem da variável dependente ao incluí-la defasada como regressor), e por instrumentalizarem adequadamente variáveis potencialmente endógenas¹¹. Assim, a metodologia de painel dinâmico utiliza estimadores do sistema GMM que controlam a potencial endogeneidade de todos os regressores, embora os procedimentos de estimação sejam válidos apenas sob a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas¹².

-
- 11 Além de testar várias configurações com instrumentos alternativos e obter os mesmos resultados, vale ressaltar que as variáveis endógenas que maior simultaneidade potencial teriam com a determinação do câmbio, como inflação e termos de troca, além de serem instrumentadas, são em nossa análise variáveis de controle, mais do que o objeto central de análise. Ou seja, elas ocupam o papel de captar os efeitos marginais e controlar vieses de omissão de variável, reservando espaço para que as variáveis que ocupam nossa atenção principal tenham seus coeficientes ajustados para explicar desalinhamento, pois tais variáveis de controle já ocuparam seus espaços na explicação geral.
 - 12 Isso significa que elas são, por hipótese, não correlacionadas com as realizações futuras das variáveis explicativas. Essa hipótese é testada pelo teste Sargan de sobreidentificação que avalia o conjunto inteiro de condições de momentos para examinar a validade global dos instrumentos. Os testes de todos os exercícios empíricos mostram que a validade global dos instrumentos utilizados não pode ser rejeitada. Outro teste de painel dinâmico avalia se o termo erro diferenciado é correlacionado em segunda ordem (o teste AR(2)), uma condição necessária para que a estimação seja consistente. Em todas as regressões, esse teste igualmente rejeita correlação serial de segunda ordem.

Regimes cambiais e, talvez mais do que essas variáveis, os índices de abertura do controle de capitais, são variáveis endógenas que merecem maiores qualificações. Neste trabalho, além de usar como instrumento as defasagens das diferenças e o nível das variáveis predeterminadas incluídas como predeterminadas, incluímos variáveis de instrumento adicionais como exógenas utilizando “Peso do Governo” e “Reservas em Ouro”. A ideia subjacente à utilização desses instrumentos é de que essas variáveis potencialmente explicam desalinhamento, sem serem substancialmente explicadas por desalinhamento, constituindo assim bons instrumentos. Com relação à utilização de “Peso do Governo”, a ideia é fundamentalmente relacionada com o referencial teórico de 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 ter 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.

Além das estratégias com os instrumentos, o conjunto de estimações das tabelas 5 e 6 oferece um teste de robustez dos resultados utilizando indicadores que têm metodologias diferentes de concepção. Os resultados principais alinham-se e permanecem significantes na sua maioria, seja utilizando-se os índices de abertura da conta de capital de Edwards (1988) ou de Chinn e Ito (2008), seja utilizando-se a classificação de regimes cambiais *de facto* de Reinhart e Rogoff (2008) e de Yeyati e Sturzenegger (2005).

Tabela 5

Determinantes de desalinhamento com dados Reinhart e Rogoff (RR), de Yeyati e Sturzenegger (LYS) e Kaopen (de 1970 a 2004)

Variáveis	RR-KA(I)	RR-KA(II)	RR-KA(III)	LYS-KA(I)	LYS-KA(II)	LYS-KA(III)
Defasagem Variável Dependente	0,936***	0,954***	0,906***	0,950***	0,903***	0,898***
	(0,0358)	(0,0399)	(0,0377)	(0,0389)	(0,0359)	(0,0378)

(continua)

Tabela 5

Determinantes de desalinhamento com dados Reinhart e Rogoff (RR), de Yeyati e Sturzenegger (LYS) e Kaopen (de 1970 a 2004)
(conclusão)

Variáveis	RR-KA(I)	RR-KA(II)	RR-KA(III)	LYS-KA(I)	LYS-KA(II)	LYS-KA(III)
Abertura da Conta de Capitais	0,0143	0,0377	0,0127	0,0337	0,0274	0,0265
	(0,0242)	(0,0261)	(0,0268)	(0,0229)	(0,0199)	(0,0203)
Regimes Flutuantes	-0,0731*	0,192***
	(0,0391)	(0,0698)
Regimes Intermediários	...	0,0705	-0,142***	...
	...	(0,0491)	(0,0500)	...
Regimes Fixos	0,133*	0,103*
	(0,0736)	(0,0600)
Inflação	0,0116*	0,0132*	0,00881	0,0111	0,0110*	0,0107*
	(0,00685)	(0,00728)	(0,00647)	(0,00694)	(0,00653)	(0,00637)
Poupança Doméstica	-0,00503**	-0,00326	-0,00358	-0,00299	-0,00383*	-0,00251
	(0,00251)	(0,00252)	(0,00254)	(0,00238)	(0,00221)	(0,00219)
Peso do Governo (%)	-0,00387**	-0,00400**	0,000	-0,00252	-0,00384**	-0,00170
	(0,00172)	(0,00180)	(0,000)	(0,00172)	(0,00164)	(0,00172)
Estoque da Dívida Pública	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	(0,00)	(0,000)	(0,00)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Intercepto	0,116**	0,0459	0,0229	0,0291	0,0110*	-0,000375
	(0,0579)	(0,0617)	(0,0703)	(0,0565)	(0,00653)	(0,0649)
Teste AR(1)	0,000	0,000	0,000		0,000	0,000
Teste AR(2)	0,092	0,100	0,144	0,238	0,455	0,455
Teste Sargan	0,187	0,173	0,352	0,639	0,467	0,467
Observações	764	764	764	764	764	764
Países	46	46	46	46	46	46

* $p < 0,1$; ** $p < 0,5$; e *** $p < 0,01$. Entre parênteses, os desvios padrão estimados dos coeficientes. System-GMM de um estágio e variáveis instrumentais.

As diversas especificações mostram que a abertura da conta de capital tende a gerar sobrevalorizações, seja utilizando-se o índice Kaopen ou o de Edwards. O livre acesso ao fluxo de capitais internacionais pode gerar dinâmicas que afastem a TCR dos fundamentos e a tornem mais suscetíveis às reações rápidas de decisões de portfólios dos investidores estrangeiros: talvez esse seja o veículo de apreciação que advenha da maior abertura aos capitais internacionais. A poupança doméstica não tem relação com desalinhamentos, ou pelo menos a relação não pode ser robustamente estabelecida com a amostra deste trabalho. A inflação destaca-se na maioria das especificações como um fator positivo e significativo em correlação com sobreapreciação cambial – o que apenas corrobora o que é apontado pela literatura.

Tabela 6

Determinantes de desalinhamento com dados Reinhart e Rogoff (RR), de Yeyati e Sturzenegger (LYS) e Edwards (de 1970 a 2004)

Variáveis	RR-S(I)	RR-S(II)	RR-S(III)	LYS-S(I)	LYS-S(II)	LYS-S(III)
Defasagem Variável Dependente	0,890*** (0,110)	0,922*** (0,0795)	0,916*** (0,0969)	0,866*** (0,0571)	0,920*** (0,0797)	0,881*** (0,0516)
Abertura da Conta de Capitais	0,141 (0,1940)	-0,112 ...	-0,0536 (0,203)	0,351** (0,173)
Regimes Fixos	0,3650* (0,199)	0,442*** (0,147)
Regimes Intermediários	0,0433 (0,0955)	-0,00689 (0,00591)
Regimes Flutuantes	-0,269** (0,129)	-0,225* (0,121)
Inflação	0,0600* (0,0308)	0,0766** (0,0346)	0,0552** (0,0272)	0,0116 (0,0121)	0,0147 (0,0191)	0,0211* (0,0112)
Termos de Troca	-0,0963 (0,130)	-0,0130 (0,123)	-0,0260 (0,129)	-0,499* (0,257)	-0,0157 (0,120)	-0,628** (0,251)
Poupança Doméstica	0,000627 (0,00579)	-0,0009 (0,00582)	-0,0079 (0,00561)	-0,00883* (0,00466)	-0,00689 (0,00591)	-0,00285 (0,00405)
Peso do Governo (%)	0,00507 (0,00563)	-0,00241 (0,00444)	-0,00812** (0,00403)	-0,00284 (0,0042)	-0,00477 (0,00472)	0,000717 (0,00385)
Estoque da Dívida Pública	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)

(continua)

Tabela 6

Determinantes de desalinhamento com dados Reinhart e Rogoff (RR), de Yeyati e Sturzenegger (LYS) e Edwards (de 1970 a 2004) (conclusão)

Variáveis	RR-S(I)	RR-S(II)	RR-S(III)	LYS-S(I)	LYS-S(II)	LYS-S(III)
Intercepto	-0,187 (0,247)	0,0154 (0,166)	0,362* (0,194)	0,613** (0,265)	0,171 (0,168)	0,489** (0,241)
Teste AR(1)	0,000	0,000	0,000			
Teste AR(2)	0,514	0,872	0,913	0,8290	0,4260	0,6660
Teste Sargan	0,922	0,821	0,864	0,1350	0,1300	0,2440
Observações	603	603	603	603	603	603
Países	38	38	38	38	38	38

* $p < 0,1$; ** $p < 0,5$; e *** $p < 0,01$. Entre parênteses, os desvios padrão estimados dos coeficientes. System-GMM de um estágio e variáveis instrumentais.

No que concerne às variáveis de interesse do estudo – os regimes cambiais e sua relação com câmbio, as diversas especificações e testes com bases diferentes parecem convergir em resultados interessantes. No caso dos regimes de câmbio fixo, é apresentada uma relação robusta e positiva com sobrevalorizações, como apontado em quase todas as especificações, seja com classificações *de facto* cambiais de Reinhart e Rogoff (2008) e de Yeyati e Sturzenegger (2005), seja com classificações de abertura da conta de capitais de Edwards ou a Kaopen. Ou seja, a escolha do regime cambial importa quando se pensa em desalinhamento cambial. Com relação a regimes flutuantes, quase a totalidade das especificações mostra que eles atuam em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Se os regimes de câmbio forem capazes de determinar o comportamento do câmbio real, a importância para as autoridades monetárias de avaliar o regime cambial não é menor do que a tarefa de acompanhar a evolução da TCR, em especial nos momentos em que se quer prevenir crises de moeda. Neste

trabalho, foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR. Com o índice de desalinhamento, levantamos a questão quanto ao regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, ser importante para explicar desalinhamento; além disso, quanto a ser possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambiais na determinação da TCR. São utilizados dados de 1970 a 2004, de diversas bases históricas macroeconômicas.

Os resultados do estudo sugerem que mais atenção deve ser dada à escolha de regimes cambiais pelos *policy-makers*, uma vez que os desalinhamentos TCR não são sustentáveis por muito tempo e podem trazer custos danosos à sociedade, ao desfigurar o preço relativo mais importante de uma economia aberta.

EXCHANGE RATE REGIMES AND EXCHANGE RATE MISALIGNMENT: AN ANALYSIS WITH PANEL-COINTEGRATION

Abstract

In this paper we estimate a co-integrated panel for 102 countries in a time span of 1970-2004 for constructing a real exchange rate misalignment index. The question in line is if the currency regime of a country is an important factor explaining misalignment; furthermore, the question is if it's possible to distinguish what is the role played by different currency regimes in real exchange rate determination. The several specifications and test with different datasets seem to converge in several interesting aspects. In pegged regimes, we show a robust and positive correlation with over-valuations. Hence, currency regime matters and one thinks about real exchange rate misalignment. As to the floating regimes, almost all specifications shows that the relationship is negative between exchange rate over-valuations.

Keywords: Panel-cointegration, Currency regimes, Misalignment.

Referências

ALBEROLA, E. Misalignment, liabilities dollarization and exchange rate adjustment in Latin America. *Banco de España Documento de Trabajo*, n. 0309, Banco de España, Madrid, 2003.

- 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, p. 277-297, abr. 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-51, jul. 1995.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. GMM Estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Working Paper Series of The Institute for Fiscal Studies*, n. W99/4, p. 1-24, set. 1998.
- BROECK, M.; SLOK, T. Interpreting real exchange rate movements in transition countries. *Journal of International Economics*, v. 68, n. 2, p. 368-383, mar. 2006.
- CHINN, M. The usual suspects? Productivity and demand shocks and Asia-Pacific real exchange rates. *Review of International Economics*, v. 8, n. 1, p. 20-43, fev. 2000.
- CHINN, M.; ITO, H. A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, v. 10, n. 3, p. 307-320, set. 2008.
- CLARK, P. B.; MACDONALD, R. Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. *IMF Working Papers*, n. 98/67, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1998.
- COUDERT, V.; COUHARDE, C. Currency misalignment and exchange rate regimes in emerging and developing countries. *Review of International Economics*, v. 17, n. 1, p. 121-136, fev. 2009.
- EDWARDS, S. Real and monetary determinants of real exchange behavior: theory and evidence from development countries. *Journal of Development Economics*, v. 29, n. 3, p. 311-341, nov. 1988.
- EDWARDS, S. Real exchange rates in developing countries: concepts and measurement. *NBER Working Papers*, n. 2.950, abr. 1989.
- EDWARDS, S. Real and monetary determinants of real exchange rate behavior: theory and evidence from developing countries. In: WILLIAMSON, J. (ed.). *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1994.
- EDWARDS, S. Capital controls, sudden stops and current account reversals. *NBER Working Papers*, n. 11.170, mar. 2005.
- HOLTEMÖLLER, O.; MALLICK, S. K. Exchange rate regime, real misalignment and currency crises, fev. 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1344049>>. Acesso em: 7 out. 2012.
- IMF. *Decision on bilateral surveillance over members' policies*. Public Information Notice (PIN), International Monetary Fund, Washington, D.C., 2007.
- ISARD, P. Equilibrium exchange rates: assessment methodologies. *IMF Working Paper*, n. 7/296, International Monetary Fund, Washington, D.C., dez. 2007.
- ISARD, P.; FARUQEE, H. Exchange rate assessment: extension of the macroeconomic balance approach. *IMF Occasional Paper*, n. 167, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1998.
- KAO, C.; CHIANG, M. H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: BALTAGI B. H. (Ed.). *Advances in Econometrics: nonstationary panels, panel cointegration and dynamic panels*, v. 15, p. 179-222, 2000.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1-24, maio 2002.

MODY, A.; MURSHID, A. P. Growing up with capital flows, *IMF Working Paper*, n. 02/75, p. 1-32, abr. 2002.

MONTIEL, P. J. The long-run equilibrium real exchange rate: conceptual issues and empirical research. In: HINKEL, E.; MONTIEL, P. J. (ed.). *Exchange rate misalignments*. Washington, D.C.: World Bank Research Publication, 1999.

MONTIEL, P. J. Tight money in a post-crisis defense of the exchange rate: what have we learned?. *World Bank Research Observer*, World Bank Group, v. 18, n. 1, p. 1-23, 2003.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, v. 61, p. 653-670, nov. 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. P. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of American Statistical Association*, v. 94, n. 446, p. 621-634, jun. 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, v. 67, p. 1.057-1.111, 1999.

QUINN, D. Capital account liberalization and financial globalization, 1890-1999: a synoptic view. *International Journal of Finance and Economics*, v. 8, n. 3, p. 189-204, 2003.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 1-48, fev. 2004.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. This time is different: a panoramic view of eight centuries of centuries of financial crises. *NBER Working Paper*, n. 1.882, mar. 2008.

WILLIAMSON, J. *Estimating equilibrium exchange rates*. Institute for International Economics, Washington, D.C., 1994.

YEYATI, L. E.; STURZENEGGER, F. Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words. *European Economic Review*, v. 49, n. 6, p. 1.603-1.635, ago. 2005.