**REGIMES CAMBIAIS IMPORTAM? UMA ANÁLISE DE DESALINHAMENTO CAMBIAL COM PAINEL-COINTEGRAÇÃO**

**Marcos Rocha**

**Professor de Economia da PUC-SP e Doutorando em Economia na EESP-FGV**

**Email: marcosrocha@gvmail.br**

**Resumo**: Nesse trabalho foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR para abordar a questão de se o regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, é importante para explicar desalinhamento; além disso, se é possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambias 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 em 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, quase a totalidade das especificações mostram que ele atua em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

**Palavras**-**chave:** Cointegração em Painel, Regimes Cambiais, Desalinhamento.

**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.

**Key-words:** Panel Cointegration, Currency Regimes, Misalignment.

**JEL:** C23, F3, F41.

**REGIMES CAMBIAIS IMPORTAM? UMA ANÁLISE DE DESALINHAMENTO CAMBIAL COM PAINEL-COINTEGRAÇÃO**

**Resumo**: Nesse trabalho foi construído, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR para abordar a questão de se o regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, é importante para explicar desalinhamento; além disso, se é possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambias 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 em 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, quase a totalidade das especificações mostram que ele atua em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

**Palavras**-**chave:** Cointegração em Painel, Regimes Cambiais, Desalinhamento.

**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.

**Key-words:** Panel Cointegration, Currency Regimes, Misalignment.

**JEL:** C23, F3, F41.

**1. Introdução**

A taxa real de câmbio (TCR) pode ser considerada o preço relativo mais importante da macroeconomia, dadas as ramificações de influência que ela tem sobre inúmeros outros preços agregados. Por isso mesmo, muitos economistas convivem com a preocupação de que a TCR que prevalece no mercado seja um sinal correto que torne sustentável, no longo prazo, o equilíbrio dos “fundamentos” macroeconômicos que ela afeta e são afetados por ela. Além disso, a história mostrou que sustentar uma taxa de câmbio desalinhada pode levar a crises de moeda que deixam traumas macroeconômicos indeléveis: o México, o Leste Asiático e o Brasil experimentaram esse tipo de crise, por exemplo. Mais recentemente, as práticas dos regimes cambiais também têm sido focadas. Se os regimes de câmbio forem capazes de determinar o comportamento do câmbio real, a importância de avaliar o regime cambial para as autoridades monetárias não é menor do que a tarefa de acompanhar a evolução da TCR nos momentos em que se quer prevenir crises de moeda. Além disso, bases históricas à respeito da evolução da abertura de capitais estão disponíveis de acordo com vários métodos: uma vez que a abertura aos fluxos financeiros é um fator essencial de exposição dos países às finanças internacionais, explorar esse tema na determinação do câmbio se torna fundamental.

É por causa disso que este trabalho propõe estudar a relação entre desalinhamento cambial e regimes cambiais: há de fato uma relação robusta entre a decisão *de facto* de adotar ou não uma paridade cambial com desarranjos na taxa de cambio *real*?

A classificação dos regimes cambais envolve algumas dificuldades: na maior parte das séries históricas oficiais, foram anunciados regimes que não eram praticados pelas autoridades monetárias de fato. Novas pesquisas (Reinhart e Rogoff, 2004; Levy-Yeyati e Sturzenegeer, 2000) criaram algoritmos para detectar e diferenciar os regimes *de facto* dos *de jure*; os resultados, segundo os autores, contradizem muito do que oficialmente é diagnosticado a esse respeito.

No que se refere a um estudo internacional de TCR, não é, em geral, a TCR em nível o que interessa para o *policy-maker*; o seu comportamento de desequilíbrio, por outro lado, é muito importante, porque pode ser fruto de práticas políticas inadequadas ou de desequilíbrios estruturais persistentes, que podem pedir uma a ação corretiva. Por isso, nesse trabalho, construímos, a partir de um painel cointegrado para 102 países, um índice de desalinhamento da TCR. Com o índice de desalinhamento, podemos 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 cambias na potencial determinação da TCR. São utilizados dados de 1970 a 2004, de diversas bases históricas macroeconômicas detalhadas a seguir. Este trabalho, além desta introdução, está estruturado da seguinte forma:na seção seguinte, é feito uma revisão da literatura sobre desalinhamento. Na Seção 3, as bases de dados utilizadas são descritas em detalhes.

**2. Referencial Teórico: Desalinhamentos, o que é, e como estimá-lo?**

Nesta seção detalhamos o que é desalinhamento a partir da literatura especializada e depois tratamos dos modelos teóricos que tratam dos problemas técnicos de estimações empíricas.

*2.1 Desalinhamentos da TCR.* A TCR é um preço macroeconômico chave, guiando a alocação da produção e gastos de uma economia entre dois tipos de bens, os comercializáveis e não-comercializáveis. Devido a esse papel importante da TCR, as economias emergentes em particular são muitas vezes encorajadas a procederem em suas políticas 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 distante de seu valor de equilíbrio, diz-se que o país tem desalinhamento cambial. Como aponta Montiel (2003), há duas razões principais para se evitar o desalinhamento: com a TCR desalinhada, ela não provê o sinal apropriado para guiar a alocação dos recursos entre bens domésticos e estrangeiros. Além disso, quando a TCR é vista como fortemente desalinhada, cria-se uma expectativa de que ela se ajustará em direção ao seu valor de equilíbrio no futuro. Na medida em que este ajuste é esperado se fazer através de movimentos na taxa de câmbio nominal, os agentes domésticos são desencorajados em deterem ativos denominados na moeda doméstica. Esse fenômeno é uma fonte potencial de reversão de fluxos de capitais e de crises cambiais. Assim, há importantes custos micro e macroeconômicos que podem advir do desalinhamento da TCR.

Uma vez que a taxa de câmbio real pode ser observada, a detecção e 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[[1]](#footnote-1)*.

Como exercício de compreensão, é útil definir a taxa de câmbio real como:

Onde e são respectivamente os preços denominamos 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. Mesmo sob regimes de câmbio fixo, é uma variável endógena. Portanto, em ambos os casos, a TCR é endógena e deve ser determinada como o resultado do equilíbrio macroeconômico da economia. Essa análise leva alguns economistas a questionarem a distinção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio nocional. É questionada a própria definição e mensuração de uma TCR de equilíbrio. Montiel (2003), entretanto, acredita que a análise é equivocada: a distinção entre a TCR observada e seu valor de equilíbrio não é entre equilíbrios e desequilíbrios, mas entre diferentes tipos de equilíbrio isto é, entre equilíbrios condicionados em valores diferentes de variáveis macroeconômicas. O equilíbrio de referência de longo prazo, portanto, necessita de uma definição adequada para que possa servir de referência ao cálculo de um potencial desalinhamento cambial: este assunto é tratado na sub-seção seguinte.

*2.2 Modelos para taxas de câmbio de equilíbrio.* A definição tradicional da TCR de equilíbrio, a *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* (Taxa de Câmbio de Equilíbrio, FEER), é aquela que é consistente com o balanço macroeconômico interno e externo, condicionado a valores sustentáveis de variáveis exógenas e de política (ou seja, ao equilíbrio intertemporal). O balanço interno refere-se à situação em que os mercados de bens comercializáveis e não-comercializáveis estão ambos em equilíbrio, e corresponde ao 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. Ele pode ser caracterizado por estimações empíricas de balanços de poupança-investimento ou por valores que são consistentes com a sustentabilidade do equilíbrio externo. Assim, quando se aponta uma TCR de equilíbrio, não se refere a uma TCR obtida de qualquer equilíbrio arbitrariamente escolhido, mas sim de um equilíbrio sustentável intertemporalmente, o que exige estimações das elasticidades de comércio. Esse enfoque foi utilizado de forma pioneira por Williansom (1994) e ainda é utilizado pelo FMI.

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

Dado esses problemas, a literatura empírica de determinação da TCR têm utilizado técnicas de estimação diretas. Este enfoque é muitas vezes chamado de *Behavorial Equilibrium Exchange Rate* (Taxa de Câmbio de Equilíbrio Comportamental, BEER), seguindo Clark e MacDonald (1998). Este enfoque econométrico foca em estimar uma forma reduzida relacionando a TCR e seus fundamentos (Edwards, 1997; Montiel, 1999; Chinn, 2000). Nestes modelos, a taxa de câmbio de equilíbrio é definida como o preço relativo de comercializáveis e não-comercializáveis que, tudo o mais constante, resulta na manutenção dos equilíbrios internos e externos: na prática, o método consiste em estimar uma forma reduzida da TCR com suas variáveis fundamentais:

Onde são as *J* variáveis fundamentais, é o termo erro da equação, e são os coeficientes a serem estimados.

Como observa Montiel (2003), se a TCR não for estacionária, modelos teóricos de determinação da TCR sugerem que um subconjunto de fundamentos não deve ser estacionário também. Essa constatação sugere que o uso de equações de cointegração ligando a TCR com um subconjunto relevante de "fundamentos", baseando-se nos valores correntes observáveis da TCR e dos fundamentos. A teoria econométrica sugere que quando nem a TCR nem um subconjunto de determinantes "fundamentais" é estacionário, os parâmetros que ligam a TCR de longo prazo aos valores permanentes dos fundamentos não-estacionários pode ser estimado desses valores observáveis. Esses parâmetros estimados revelariam a relação de longo prazo entre a TCR e seus determinantes fundamentais, permitindo assim a estimação de uma TCR de longo-prazo.

Uma vez decidido qual o arcabouço teórico para lidar com a TCR, a aplicação dos conceitos relevantes do modelo necessita de uma medida empírica da TCR. A escolha mais comum é a chamada taxa de câmbio real efetiva (TCRE). Para construir um índice de desalinhamento da TCRE, são usadas as estimativas de longo prazo dos fundamentos econômicos obtidos com DOLS (*Dynamic Ordinary Least Squares*) 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) destas variáveis. Assim, para calcular a TCRE de equilíbrio faz-se necessário isolar os valores permanentes dos fundamentos macroeconômicos da influência de suas flutuações de curto prazo.

Há várias técnicas para filtrar e decompor séries de tempo. Neste trabalho foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP) para obter os valores permanentes ou de equilíbrio das variáveis fundamentais. Assim, as estimativas da TCRE de longo prazo são obtidas substituindo-se os valores do componente permanente na equação de cointegração. Os índices de desalinhamento da TCRE computados correspondem à diferença entre a TCRE observada e a de equilíbrio, tomadas em logaritmos.

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

*2.3. Determinantes de desalinhamento da TCR.*

Para propósitos de política e análise, é útil distinguir as causas de desalinhamentos que a literatura tem sublinhado.

Há o desalinhamento induzido pela macroeconomia, que ocorre devido às 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 temos uma política monetária expansiva – seja devido a um déficit fiscal ou por outras razões – e excede a trajetória compatível com a de uma taxa de câmbio nominal no âmbito de um regime fixo, o preço dos bens domésticos tenderão a crescer a uma taxa maior do que a inflação mundial. Como resultado, a TCR experimentará uma apreciação real que pode ser persistente e nociva. A inflação tem aí sua contribuição para a existência do desalinhamento[[2]](#footnote-2).

É comum a ocorrência de desalinhamentos estruturais de curto prazo, que existe quando há mudança nos determinantes reais ou fundamentais da TCR de equilíbrio que não é no curto prazo traduzido em reais mudanças na TCR (choques de produtividade, como o efeito Balassa-Samuelson, por exemplo). Esse desalinhamento é temporário, fruto de mudanças nas variáveis de equilíbrio dos fundamentos, que tomam certo prazo de ajuste e não persiste no longo-prazo[[3]](#footnote-3) (Montiel, 2008), mas podem servir como variáveis de controle para estudar os determinantes da persistência eventual de desalinhamentos, como faremos neste trabalho, por exemplo.

Os regimes cambiais e sua classificação têm seu papel revisado na literatura recente (Couderte e Couharde, 2008; Holtemöller e Mallick, 2008). De Broeck e Slok (2006) argumentam que as taxas de câmbio estão geralmente com sua TCR 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 mais flexível de câmbio. Holtemöller e Mallick (2008), baseados numa amostra de 69 países estimaram fatores que possam explicar em que medida há sobre ou sub-valorização cambial, no espírito deste trabalho, mas com ênfase somente em regimes cambiais. O resultado dos autores é que quanto maior a flexibilidade do regime cambial, menor o desalinhamento.

Coudert e Couharde (2008) 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 contínua perda de competitividade ocasiona 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) construírem uma classificação histórica *de facto* dos regimes. Os autores encontraram que, na prática, muito da flutuação *de facto* foi feita através dos mercados paralelos (um dos elementos que torna a classificação de Reinhart e Roggof dos regimes mais acurada, pois leva em consideração os mercados paralelos, coisa que a base histórica de Levy Yeyati e Sturzenegger (2008) e a oficial do FMI não fazem). Como resultado, o ajuste efetivo das taxas de câmbio sobre os regimes fixos foi bem mais suave do que Friedman preveria na época. Uma revisão dos fatos estilizados, entretanto, mostra o declínio histórico dos regimes de câmbio fixo**.** Um fato importante diz respeito ao declínio dos regimes fixos pós Bretton Woods. Isto 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 isto é refletido no aumento do quociente *float-to-fix* obtido na classificação do FMI. A distribuição dos regimes de acordo com a classificação histórica dos autores mostram 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, um fenômeno que os autores chamam de “*fear of pegging*”, e que aumentou consideravelmente na ultima década. A distribuição dos regimes de acordo com a classificação de Levy-Yeyati e Sturzenegger (2008) mostra que, embora as tendências de longo prazo intra-regime são 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 cambio fixo sem de fato enunciar que têm um fenômeno que os autores chamam de “*fear of pegging*”, e que aumentou consideravelmente na ultima década.

Um segundo fato estilizado diz respeito à visão bipolar ou “*hollowing out*”. A visão bipolar sublinha os benefícios de arranjos super-fixos ou “*hard pegs*” (como comitês de moeda ou dolarização unilateral) como forma de comprar credibilidade necessária para evitar ataques especulativos à moeda. Os resultados de Reinhart e Rogoff (2008) mostram que esta categoria cresceu dramaticamente ao longo dos anos 1990 em números absolutos, aumento lado a lado com o aumento de regimes flexíveis.

Levy Yeyati e Sturzenegger (2008) argumentam que, quando os países voluntariam-se 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 de taxas de juro pró-cíclicas. Assim, os países que dizem permitir flutuação da suas taxas de câmbio, em sua maioria, não o fazem - parece haver um medo de flutuar. Esses países, em relação aos países mais comprometidos com a flutuação - como os EUA, Austrália, Japão - apresentam uma variabilidade da TCR muito baixa. A baixa variabilidade não se deve a ausência de choques reais ou nominais nestas economias, em especial dado o grande conteúdo de *comoddities* primárias nas exportações de muitos esses países. Os autores argumentam que a baixa variabilidade relativa da TCR vem de ações políticas deliberadas para estabilizar a TCR; essas ações, para o nosso objeto de estudo, podem dar lugar a desalinhamentos da TCR por longo período e impedir ajustes de mercado. Os detalhes metodológicos das classificações históricas dos regimes cambiais dos autores, delineada aqui, é explorada mais amplamente na metodologia da construção dos dados utilizados no Apêndice I.

Desde os modelos simples Mundell Fleming a 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 tem se apoiado em diversas formas de restrição das suas contas de capitais aos fluxos financeiros[[4]](#footnote-4). Este trabalho 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 (2004) e a *KAOPEN*  de Chinn e Ito (2005).

**3. As Bases de Dados**

*3.1. Classificação dos Regimes Cambiais*

Problemas com a classificação oficial antes de 1997 têm recebido muita atenção pelo fato de que em muitas vezes em que o regime é classificado como flutuante (independente ou gerenciado), o que se teve de fato um regime fixo ou de *crawling peg.* Depois da Segunda Guerra Mundial, a maioria dos países optaram, em um período ou outro, por controles de capitais e/ou sistemas de taxa de câmbio múltiplas[[5]](#footnote-5).

Na classificação de Reinhart e Roggof (2008), 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 Levy Yeyati e Sturzenegger (2008), 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 trabalho, foram considerados três tipos de regimes cambiais: Regimes Fixos, Regimes Intermediários (que incluem bandas flutuantes e flutuação gerenciada) e Regimes Flutuantes. Esta tipologia combina a classificação das duas categorias adequadamente. A classificação LYS tem essas três categorias; a classificação RR foi adaptada para ajustar-se, uma vez que ela inclui 6 categorias. Assim sendo, mantivemos a categoria 1 como Regime Fixo; juntamos as categorias 2 (fixo ajustável) e 3 (bandas ajustáveis e flutuação gerenciada) 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*, publicadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI)[[6]](#footnote-6). Entretanto, uma leitura mais acurada das experiências de regimes cambiais sugere que estas classificações oficiais falham muitas vezes em descrever as práticas dos países, e que o gap entre de *facto* e de *jure* pode ser extenso. Muitas das tentativas de estudar o fluxo de capitais, entretanto, resultaram em índices binários de classificação da abertura. Uma grande limitação desses índices, entretanto, é de que não distinguem acuradamente entre diferentes intensidades de restrições de capitais.

Edwards (2005) construiu um novo índice, que é utilizado neste trabalho, onde é combinada informações de Quinn (2003) e Mody e Morshid (2002), com informações de fontes especificas de países. Este índice cobre o período de 1970-2000, sendo utilizado neste trabalho a partir do ano de 1990, e tem dados para 163 países, embora nem todos os países tenham dados para todos os anos. Edwards (2005) sublinha que, embora seu índice seja um avanço em relação a outros índices alternativos, ele ainda tem limitações, em especial devido ao 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), utilizamos testes de robustez com a série de integração financeira *KAOPEN* de Chinn e Ito (2008)[[7]](#footnote-7).

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 a 2004 (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 utilizamos uma amostra de 102 países no período de 1970-2004. Os detalhes a respeito da amostra utilizada estão no Apêndice I. Nossa amostra total cobre cerca de 90% do Produto Nacional Bruto, em valores de 2005. Os países selecionados tiveram nesse período experiência suficiente 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 idéia é de que estes componentes são fundamentos *que determinam no longo prazo o comportamento da taxa de câmbio, não determinando trajetórias transitórias para esta taxa*. Já os componentes elencados na equação de determinação do alinhamento do câmbio à sua trajetória de longo prazo, na seção posterior, são aqueles de *natureza de ajuste transitória*; são estacionários e, por isso, não perfazem com a REER uma cointegração estatisticamente significante[[8]](#footnote-8).

A Tabela 1 detalha os testes de raiz unitária feitos sobre 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, na seção 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 obtidas 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 seguinte:

Onde , e são os parâmetros a serem estimados, e são os efeitos temporais individuais. Dentre os sete testes de Pedroni, quatro são baseados na dimensão *within* e os outros três são testes da dimensão *between*. Todos os testes têm como hipótese nula a não cointegração para os países da amostra. A Tabela 2 exibe os resultados dos testes de Pedroni para a amostra utilizada no painel cointegrado. A maioria das estatísticas de teste rejeitam a hipótese nula de não cointegração a um nível de 5% de confiança, de forma que os p-valores são altos. Deste forma, é possível proceder a estimação com este conjunto de variáveis utilizando um estimador para cointegração em painel.

**Tabela 1 –Testes de Raiz Unitária para as Séries Utilizadas no Painel Cointegrado**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| *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) |
| 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) |

\*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.

**Quadro 1 : Teste de Cointegração das Variáveis de Determinação do Câmbio: Pedroni**

|  |
| --- |
| **Testes de Cointegração em Painel** |
|  |  | **p-valor** |
| **Estatística v** |  1,775097 |  0,1265 |
| **Estatística rho** | 18,72751\* |  0,0000 |
| **Estatística PP** | -7,686589\* | 0,0000 |
| **Estatística ADF** | -8.556698\* | 0,0000 |
| **Testes de Cointegração da Média em Grupo** |
| **Estatística RHO** | 22,74492\* |  0,0000 |
| **Estatística PP** | -12,87050\* |  0,0000 |
| **Estatística ADF** | -8,895765\* |  0,0000 |

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

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

O Quadro 1 e o Quadro 2 exibem os testes de cointegração de Painel de Pedroni e de Kao, respectivamente. Ambos confirmam a existência de cointegração para as séries integradas que formam a especificação do painel a ser estimado.

**Quadro 2 : 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).

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

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

 , = 1; = 1.

onde representa a taxa de câmbio real efetiva, é um vetor de parâmetros de parâmetros de inclinação, representa os interceptos, são os termos residuais estacionários, e representa o vetor de fundamentos da TCRE (Ativos Estrangeiros Líquidos/GDP, Produtividade Relativa e Abertura Comercial). O estimador DOLS pode ser obtido rodando-se a seguinte equação:

Para conferir os detalhes a respeito das propriedades dos estimadores DOLS para séries não estacionárias, conferir Kao e Chiang (1999) e Phillip e Moon (1999). A Tabela 3 apresenta os resultados da estimação da TCRE de longo prazo DOLS (1,1). A seleção de especificação do modelo ARDL do DOLS foi obtida através do critério Bayesiano.

**4. Estimação de uma equação de determinação da TCR de longo prazo**

A Tabela 1 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 significante, dos fundamentos selecionados. Os resultados do painel *Pooled*, por sua vez, exigem significância estatística para todos os fundamentos.

**Tabela 1- Determinação do câmbio real de longo prazo, 1970-2004**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  | LSDV | Pooled | DOLS |
| Ativos Externos Líquidos | 0,0940\*\*\* | 0,121\*\*\* | 0,191\*\*\* |
|  |  |  | (0,0144) | (0,0164) | (0,0196) |
| Produtividade Relativa | -0,0407 | -0,0681\* | -0,159\*\*\* |
|  |  |  | (0,03) | (0,0365) | (0,0396) |
| Abertura Comercial |  | -0,0322 | -0,0756\*\*\* | -0,0699\*\* |
|  |  |  | (0,0221) | (0,0272) | (0,0305) |
| Intercepto |  | 4,734\*\*\* | 4,648\*\*\* | 4,745\*\*\* |
|  |  |  | (0,0271) | (0,0255) | (0,0256) |
| Observações |  | 2,706 | 2,706 | 2,489 |
| N. de países |  | 102 | 102 | 102 |

Onde \* p < 0.1; \*\* p< 0.5; e \*\*\*p<0.01. Entre parênteses, os desvios padrões estimados dos coeficientes.

A estimação por *DOLS* dá à produtividade um efeito substancialmente maior do que as outras estimações, em magnitude próxima à das estimações comumente feitas na literatura, onde “Ativos Estrangeiros Líquidos” e “Produtividade” têm magnitude de efeito sobre a TCR de longo prazo contrários. 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. De acordo com a classificação de Reinhart e Rogoff (2008) – doravante RR – como pode ser visualizado no Gráfico 1, o regime fixo aparece destacadamente como o de maior sobrevalorização cambial real na média do período. (Regimes flutuantes permitem um equilíbrio com leve desvalorização real média).

Os resultados incondicionais para a amostra de Levy-Yeyati e Sturzenegger (2008) – doravante LYS –, visualizados no Gráfico 2 se alinha uma análise do tipo “regimes bipolares”, ou “*hollowing out*”[[9]](#footnote-9): a sobre-valorização média dos regimes fixo e flexível próxima de 4%, maior que a do intermediário, próxima de 1%.

**Gráficos 1: Relação entre Valorização e Regimes: Classificação RR, Médias para 1970/2004, 104 países**

****

**Gráficos 2: Relação entre Valorização e Regimes: Classificação LYS: Médias para 1970 a 2004**

****

**5. Resultados Econométricos**

Um problema crucial de utilizar painéis para estudar séries temporais diz respeito a problemas de potencial endogeneidade ou simultaneidade de determinação que viesam os estimadores OLS. Para contornar esse problema neste trabalho, 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 alternativas, chegando a resultados similares. Esses estimadores lidam com efeitos temporais não observáveis por meio da inclusão de interceptos específicos ao período. Tratar destes efeitos não é simples. Por isso, o modelo 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-Bond (1991) e Blundell-Bond (1998) foram considerados adequados para a análise deste trabalho, por permitirem uma especificação dinâmica (permitindo a controlar o processo auto-regressivo de primeira ordem da variável dependente ao incluí-la defasada como regressor na equação), e por instrumentalizarem adequadamente variáveis potencialmente endógenas[[10]](#footnote-10).

Assim, a metodologia de painel dinâmico utiliza estimadores de sistema GMM controla a potencial endogeneidade de todas as variáveis explicativas, embora seja verdade que os procedimentos de estimação são válidos somente sob a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas[[11]](#footnote-11).

Regimes cambiais e, talvez mais do que essas variáveis, os índices de abertura do controle de capitais, são variáveis endógenas que merecem maiores qualificações. Nesse trabalho, além de usar como instrumento as defasagens das diferenças e nível das variáveis predeterminadas incluídas como predeterminadas, incluímos variáveis de instrumento adicionais como exógenas utilizando “Peso do Governo” e “Reservas em Ouro”. A idéia 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 idéia 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 tem grande participação dos gastos potencialmente tem 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 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 a desempenho das estimações e dos testes Sargan.

Além das estratégias com os instrumentos, o conjunto de estimações das Tabelas 1 a 6 oferecem 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 ou Chinn e Ito, seja utilizando-se a classificação de regimes cambiais *de facto* RR ou LYS. Várias combinações foram testadas e alguns testes de interação são obtidos na Tabela 6.

As diversas especificações mostram que a abertura da conta de capital tende a gerar sobrevalorizações, seja utilizando-se o índice KAOPEN ou o de Sebastian Edwards. O livre acesso ao fluxo de capitais internacionais podem 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 significante em correlação com sobre-apreciação cambial – fato que apenas comprova o que a literatura especializada já tem como cristalizado.

No que concerne às variáveis de interesse do trabalho – 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 RR ou LYS, 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 mostram que ele atua em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

**6. Comentários Conclusivos**

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. Nesse 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 pergunta de se o regime cambial, entre outros determinantes do comportamento do câmbio, é importante para explicar desalinhamento; além disso, se é possível distinguir quais são os papéis dos diferentes regimes cambias na determinação da TCR. São utilizados dados de 1970 a 2004, de diversas bases históricas macroeconômicas.

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 RR ou LYS, 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 mostram que ele atua em sentido contrário às sobrevalorizações cambiais.

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

**Tabela 2 – Determinantes de Desalinhamento com dados RR, LYS e KAOPEN – 1970-2004**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | RR-KA(I) | RR-KA(II) | RR-KA(III) | LYS-KA(I) | LYS-KA(II) | LYS-KA(III) |
| Defasagem V. 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) |
| 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) |
| Variáveis de Controle |  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| *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 |

Onde \* p < 0.1; \*\* p< 0.5; e \*\*\*p<0.01.

Entre parênteses, os desvios padrões estimados dos coeficientes. *System-GMM* de um estágio e variáveis instrumentais.

**Tabela 3 – Determinantes de Desalinhamento com dados RR, LYS e Sebastian Edwards – 1970-2004**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|   | RR-S(I) | RR-S(II) | RR-S(III) | LYS-S(I) | LYS-S(II) | LYS-S(III) |
| Defasagem V. Dependente | 0,890\*\*\* | 0,922\*\*\* | 0,916\*\*\* | 0,866\*\*\* | 0,920\*\*\* | 0,881\*\*\* |
|  | (0,110) | (0,0795) | (0,0969) | (0,0571) | (0,0797) | (0,0516) |
| Abertura da Conta de Capitais | 0,141 | … | -0,112 | -0,0536 | … | 0,351\*\* |
|  | (0,194) | … | … | (0,203) | … | (0,173) |
| Regimes Fixos | 0,365\* | … | … | 0,442\*\*\* | … | … |
|  | (0,199) | …, | … | (0,147) | … | … |
| Regimes Intermediários | … | 0,0433 | … | … | -0,00689 | … |
|  | … | (0,0955) | … | … | (0,00591) | … |
| Regimes Flutuantes | … | … | -0,269\*\* | … | … | -0,225\* |
|  | … | … | (0,129) | … | … | (0,121) |
| Variáveis de Controle | … | … |  | … | … |  |
|  |  |  |  |  |  |  |
| *Inflação* | 0,0600\* | 0,0766\*\* | 0,0552\*\* | 0,0116 | 0,0147 | 0,0211\* |
|  | (0,0308) | (0,0346) | (0,0272) | (0,0121) | (0,0191) | (0,0112) |
| *Termos de Troca* | -0,0963 | -0,0130 | -0,0260 | -0,499\* | -0,0157 | -0,628\*\* |
|  | (0,130) | (0,123) | (0,129) | (0,257) | (0,120) | (0,251) |
| *Poupança Doméstica* | 0,000627 | -0,0009 | -0,0079 | -0,00883\* | -0,00689 | -0,00285 |
|  | (0,00579) | (0,00582) | (0,00561) | (0,00466) | (0,00591) | (0,00405) |
| *Peso do Governo (%)* | 0,00507 | -0,00241 | -0,00812\*\* | -0,00284 | -0,00477 | 0,000717 |
|  | (0,00563) | (0,00444) | (0,00403) | -0,0042 | (0,00472) | (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) |
| Intercepto | -0,187 | 0,0154 | 0,362\* | 0,613\*\* | 0,171 | 0,489\*\* |
|   | (0,247) | (0,166) | (0,194) | (0,265) | (0,168) | (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 |

Onde \* p < 0.1; \*\* p< 0.5; e \*\*\*p<0.01.

Entre parênteses, os desvios padrões estimados dos coeficientes. *System-GMM* de um estágio e variáveis instrumentais.

**BIBLIOGRAFIA**

BENASSY-QUÉRÉ, A; BEREAU S; MIGNON, V., 2008. [How Robust are Estimated Equilibrium Exchange Rates? A Panel BEER Approach](http://ideas.repec.org/p/cii/cepidt/2008-01.html), [**Working Papers**](http://ideas.repec.org/s/cii/cepidt.html)**2008-01, CEPII research center**, 2008.

COUDERT, V. E COUHARDE, C. 2008. “Currency Misalignment and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries. **Working Paper CEPII,**, N. 2008/07, 2008.

DUFRENOT, E; YEHOUE, E. Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis. [**IMF Working Paper No. 05/164**](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=888033##)**,** 2005.

EDWARDS, S. [Capital Controls, Sudden Stops and Current Account Reversals](http://www.anderson.ucla.edu/faculty/sebastian.edwards/w11170.pdf). **NBER Working Papers** n. 11170, 2005.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_. **Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries**, in Estimating Equilibrium Exchange Rates, ed. por J. Williamson, Institute for International Economics, Washington, DC, 1994.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_. Real Exchange Rates in Developing Countries: Concepts and Measurement”, NBER Working Papers n. 1950, 1989.

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

YEYATI, L; STURZENEGGER, F. Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words, **European Economic Review,** Volume 46, 2005.

QUINN, D.2003. “Capital Account Liberalization and Financial Globalization, 1890-1999: a Synoptic View”, **International Journal of Finance and Economics**, n. 8(3), 2003.

KRUEGER, A. The political economy of the rent seeking society. **American Economic Review**, 1974.

KRUGMAN, P. Recent Thinking About Exchange Rate Determination and Policy, In: **The Exchange Rate, International Trade and the Balance of Payments**, (ed. A. Blundell-Wignall), Reserve Bank of Australia Annual Conference Proceedings, 1993.

LANE, P. R; MILESI-FERRETTI, G. M. **The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates**, IMF Working Paper, No. 00123,2004.

LEVIN, L; LIN, C; CHU. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. **Journal of Econometrics**, 108, 2002.

MACDONALD, R. (1997), “What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It”, **IMF Working paper, WP97/21**, 1997.

MODY, A; MURSHID, A. Growing Up with Capital Flows, **IMF Working Paper WP/02/75**, 2002.

MONTIEL, P. The Long Run Equilibrium Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research. In: Hinkel e Montiel, eds, **Exchange Rate Misalignments,** World Bank Research Publication, 1999.

PEDRONI, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 1999.

PESARAN, M; SHIN, Y; SMITH, R. Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogenous panels, **Journal of American Statistical Association,** 1999.

REINHART, C.; ROGOFF, K. The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. **NBER Working Paper N. 8963**, 2002.

WILLIAMSON, J**. Estimating Equilibrium Exchange Rates**. Institute for International Economics, Washington DC, 1994.

**Apêndice I – Descrição das Variáveis Utilizadas nas Estimações e dos Países que compõem a Amostra**

**Países que compõe a equação de determinação do câmbio de longo prazo:**

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

**Países que compõe a equação de determinação da sobrevalorização cambial:**

Argentina, Austrália, Áustria, Bangladesh, Belarus, Bolívia, Brasil, Suíça, Chile, China, Congo, Colômbia, Costa Rica, Cyprus, Espanha, Etiópia, Finlândia, Fiji, França, Reino Unido, Ghana, Alemanha, Guatemala, Honk Kong, Honduras, Haiti, Hungria, Irlanda, Israel, Kazaquistão, Kuwait, Sri Lanka, Moldova, México, Mali, Malaui, Malásia, Namíbia

Emirados Árabes Unidos, Estados Unidos, Noruega, Nova Zelândia, Filipinas, Papua Nova Guinea, Portugal, Rússia, Arábia Saudita, Senegal, Síria, Sudão, Tailândia, Turcomenistão, Turquia, Ucrânia, Uganda, Uruguai, Venezuela.

**Fontes dos dados utilizados**

World Development Indicators – WDI

World Penn Tables – WPT

Reinhart e Roggof (2008) – RR

Levy-Yeyati e Sturzenegger (2008) – LYS

Sebastian Edwards (2004) – SE

Chinn e Ito – (2005) – CeI

|  |  |
| --- | --- |
| Taxa de câmbio real efetiva | WDI mais construção própria para 40 países |
| Abertura Comercial | OPENK, de WPT |
| Produtividade Relativa | Produto por empregado do pais *i* dividido pela média do produto dos empregados do G7 mais China - WDI |
| Inflação Relativa | Inflação ao consumidor do pais *i* dividido pela inflação ao consumidor da média para o G7 mais China |
| Peso do Governo | WPT |
| Variáveis de Regimes Cambiais | RR e LYS |
| Variáveis de Abertura da Conta Capital | SE e CeI |
| Poupança Doméstica | WDI |
| Estoque da Dívida Pública | WDI |
| Termos de Troca | WDI |

1. Montiel (2003) aponta três objeções comuns a medida de uma taxa de câmbio de equilíbrio: i) Alguns economistas acham inútil distinguir entre a taxa de câmbio real e uma de equilíbrio, porque acreditam que qualquer taxa de câmbio real observada é uma taxa de equilíbrio; ii) Alguns diriam 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 tem implicações de política econômica; iii) Por fim, mesmo que a distinção entre as taxas seja útil, medir a taxa de cambio real de equilíbrio é impossível. [↑](#footnote-ref-1)
2. Na maioria dos casos, as políticas monetárias expansivas não só geram pressões nos preços dos não comercializáveis, mas também se traduz em perdas de reservas internacionais, aumento os empréstimos estrangeiros líquidos acima do seu nível de longo prazo sustentável, aumentando o *gap* do desalinhamento.

4 Uma questão importante que surge é se as mudanças nos determinantes reais da RER são percebidas como temporários ou permanentes. Mudanças temporárias nestas variáveis podem às vezes resultar em divergências significantes entra a taxa de cambio corrente real e a de equilíbrio. Naturalmente, o principal problema com esta situação está em se reconhecer a natureza temporária dos choques quando se trata de políticas macroeconômicas de correção. [↑](#footnote-ref-2)
3. [↑](#footnote-ref-3)
4. Como aponta Edwards (1999), enquanto a maior parte do mundo no período pós Segunda Guerra Mundial tinham 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 subjacente a estas políticas. Há, entretanto, muitos analistas que apontam que os impedimentos legais na mobilidade dos capitais nem sempre são exitosos em se tornar reais restrições de movimentos nesses fluxos. Portanto, existe uma distinção razoável entre a mobilidade de capital observada e a efetiva, que tem sido sujeita a muito debate entre os economistas [↑](#footnote-ref-4)
5. Como exemplo, suponhamos que o mercado paralelo determine depreciação significante 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 destas circunstâncias é de que a taxa de câmbio termina por se desvalorizar, validando o que acontecia no mercado livre. Por isso, Reinhart e Rogoff constroem um novo algoritmo de determinação cambial para captar o elemento *de facto* do comportamento destes, mais do que a classificação oficial do FMI. [↑](#footnote-ref-5)
6. O Fundo, reconhecendo as limitações de sua classificação inicial, revisou e renovou a classificação oficial a partir de 1997, embora não tenha re-avaliado sua classificação histórica depois disso. Um problema com a classificação pré-1997 que têm recebido substancial atenção na literatura recente é a freqüência de episódios onde 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*. [↑](#footnote-ref-6)
7. 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 para captar a sutileza envolvida em controles de capitais. Além disso, a distinção *de jure* e *de facto* é bastante prejudicada nessas classificações oficiais. Muitas vezes, as políticas de controle de capitais são executadas sem metas políticas específicas para que haja controle do volume ou tipo de controle de capitais. De forma diversa, como aponta Edwards (1999), é muito comum que o setor privado circunscreva as restrições na conta de capitais, anulando o efeito esperado desses controles regulatórios. Por isso, uma classificação *de facto* se torna crucial para entender como as medidas efetivamente afetam os fluxos comerciais e, para nossos propósitos, o câmbio real. [↑](#footnote-ref-7)
8. Nesse caso, é notável que a variável ‘*Termos de Troca’* não faça parte da equação de determinação do câmbio no longo prazo, ou “*Inflação Relativa”*; todavia, para a amostra em questão, esta 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 apontadas nos modelos teóricos como Ativos Estrangeiros Líquidos, por exemplo, variável integrada de ordem I(1). [↑](#footnote-ref-8)
9. A visão bipolar sublinha os benefícios de arranjos super-fixos ou “*hard pegs*” (como comitês de moeda ou dolarização unilateral) como forma de comprar credibilidade necessária para evitar ataques especulativos à moeda. Uma vez que regimes fixos convencionais são separados de *hard pegs* e adicionados ao grupo intermediário, a classificação dos autores revela uma polarização durante os anos 1990. No texto dos autores, é constatado que o comportamento para países desenvolvidos e emergentes são parecidos. Entretanto, o padrão para países não industrializados e não emergentes indica que regimes flutuantes são menos comuns neste grupo e que o movimento para os extremos é quase inexistente nesse caso. [↑](#footnote-ref-9)
10. Além de testar várias configurações com instrumentos alternativos e obter os mesmos resultados, vale ressaltar que as variáveis endógenas que maior simultaneidade potencial teria 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 viés de omissão de variável, reservando espaço para que as variáveis que ocupam nossa atenção principal tenham seus coeficientes ajustados para explicar desalinhamento *uma vez que* essas variáveis de controle já ocuparam seus espaços na explicação geral. [↑](#footnote-ref-10)
11. Isso significa que elas são, por hipótese, não correlacionadas com as realizações futuras das variáveis explicativas. Essa hipótese é testada pelo teste Sargan de sobre-identificação 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. Um segundo teste comum em 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, este teste igualmente rejeita correlação serial de segunda ordem. [↑](#footnote-ref-11)