

## **RESUMO**

O objetivo deste artigo é verificar a influência de variáveis políticas na determinação da taxa de câmbio em quatro países latino-americanos que conviveram com elevada inflação e déficit em Transações Correntes nas décadas de setenta e oitenta. Estudos empíricos já haviam demonstrado a influência das eleições. Nenhum, porém, havia incorporado a estrutura de decisão do Executivo e Legislativo neste processo. Só foi possível incorporar o regime político (Autoritário/Democrático) e a divisão de poder no Legislativo de todos os países num modelo standard de taxa de câmbio porque utilizamos a técnica de painel. Obtivemos os seguintes resultados: países classificados como Autoritários apresentaram uma taxa de câmbio mais valorizada e Legislativos mais fragmentados apresentaram uma taxa de câmbio mais desvalorizada. Vimos este último resultado com desconfiança uma vez que, entre os países da amostra, o regime Autoritário era, em alguns casos, uma ditadura militar e o Legislativo pouco intervia nas decisões. Interagimos o regime político com fragmentação e percebemos que o efeito da classificação do regime predomina. No caso, se existir um regime Autoritário, o câmbio resultante da interação ainda será valorizado. A divisão de poder no Legislativo apenas provoca uma redução no impacto da valorização.

## **PALAVRAS-CHAVE**

Taxa de câmbio; Variáveis políticas.

## **ABSTRACT**

The main of this article is verify the political variables influence on the exchange rate determination of four Latin American countries that lived with both high inflation and the current account deficit on 70's and 80's. Empirical studies have just been to demonstrated the influence of the elections. But anything, however, have been incorporated the structure of decision from Executive and Legislative on process. Only two political variables were possible to incorporated: the political regime (Authoritarian/Democratic) and the division of power on Legislative of all countries on the exchange rate standard model because used the panel technique. We got the following results: countries classified how Authoritarian was present the exchange rate more appreciation and Legislative more fragmented to present an exchange rate more depreciation. We saw this last result with distrust because some countries on this sample the Authoritarian regime was the military dictatorial and the Legislative had much less power than on the Democratic regime. Trying to understand this result, we multiply the variable of political regime by the division of power on Legislative. The Authoritarian regime is dominated. The division of power on Legislative only reduces the exchange rate appreciation impact.

## **KEY WORDS**

Exchange rate; Political variables.

## SUMÁRIO

I.	Introdução .....	4
II.	A estruturação do modelo .....	7
	1. As variáveis políticas a serem utilizadas no modelo .....	7
	2. As variáveis econômicas a serem utilizadas no modelo.....	11
III.	Os resultados econométricos.....	13
IV.	Principais resultados.....	21
V.	Apêndices.....	24
VI.	Bibliografia .....	31

# **REGIME POLÍTICO E PARTICIPAÇÃO DO LEGISLATIVO NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO DE PAÍSES QUE CONVIVERAM COM ELEVADA INFLAÇÃO E PERSISTENTES DÉFICITS EM TRANSAÇÕES CORRENTES: OS CASOS DE ARGENTINA, BOLÍVIA, BRASIL, MÉXICO E PERU ENTRE 1970 E 1989\***

*Paulo Roberto Arvate*

## **I. INTRODUÇÃO**

Frankel (1999) em um trabalho escreveu que “o regime de câmbio apropriado varia dependendo das condições específicas do país em questão.....e depende das circunstâncias de cada período em questão.” Trata-se de uma conclusão acertada quando se observa o resultado empírico e os problemas associados aos quatro modelos teóricos mais tradicionais de determinação da taxa de câmbio.<sup>1</sup>

Levando em consideração este tipo de avaliação e olhando o comportamento da taxa de câmbio em alguns países latino-americanos, e em especial entre os anos setenta e oitenta, percebemos que eles possuíam características econômicas e políticas bastante semelhantes.<sup>2</sup> Entre estas características comuns podemos citar:

---

\* O NPP agradece ao aluno que participou da pesquisa que originou o presente relatório como auxiliar de pesquisas, Claudio Ribeiro de Lucinda.

<sup>1</sup> Uma boa resenha sobre estes modelos e os problemas empíricos associados a eles podem ser encontrados em Taylor (1995).

<sup>2</sup> Especificamente Argentina, Brasil, Bolívia, Chile (será excluído da amostra por problemas apresentados ao longo do texto), México e Peru.

1. A grande influência dos Estados Unidos em termos comerciais e de investimento;<sup>3</sup>
2. A convivência com elevados patamares de inflação;<sup>4, 5</sup>
3. O constante resultado deficitário em Transações Correntes tendo alguns anos como exceção;
4. A influência de momentos eleitorais na determinação da taxa de câmbio.<sup>6</sup>

É claro que cada país tem as suas particularidades institucionais que são relevantes e determinam o grau de atuação e o limite das suas políticas. Em todo caso, se já se sabe que uma gama muito grande de variáveis políticas afetou o comportamento de variáveis fiscais em países latino-americanos como demonstraram Alesina, Hausmann, Hommes e Stein (1996), certamente a influência de outras variáveis políticas além do momento eleitoral poderiam estar influenciado o comportamento da taxa de câmbio e, desta forma, necessitariam ser investigadas.

Diante disto, a proposta deste trabalho é verificar qual seria o efeito do regime político e da fragmentação do Legislativo na determinação da taxa de câmbio destes países. Achamos que, devido à riqueza de fatos políticos pelos quais passaram os países latino-americanos contidos na nossa amostra, entre eles podemos citar golpes de estado e ditaduras, estender uma investigação com estas variáveis seria uma importante contribuição.

---

<sup>3</sup> Esta influência faz com que o referencial de todos estes países para determinação da taxa de câmbio fosse o dólar.

<sup>4</sup> Veja no apêndice 1 a média, mediana e desvio-padrão do Índice de Preços ao Consumidor dos países latino-americanos selecionados.

<sup>5</sup> Dornbusch e Edwards (1989), Sachs e Morales (1988) e Dornbusch e Werner (1994) apresentam boas descrições sobre a história inflacionária de alguns países latino-americanos dentro deste período.

<sup>6</sup> Stein e Streb (1999) demonstram que em anos eleição, governos provocavam desvalorizações na taxa nominal de câmbio para maximizar a probabilidade de reeleição. Ghezzi, Stein e Streb (2000) demonstraram que em anos de eleição governos geravam taxas reais de câmbio desvalorizadas para provocar efeitos distributivos.

Estruturamos nosso trabalho em três seções incluindo esta introdução para atingir este objetivo. Na segunda seção apresentamos quais as variáveis políticas e econômicas serão utilizadas no modelo de determinação da taxa nominal de câmbio; na terceira seção, encontra-se a análise econométrica. Alguns problemas surgiram e foram contornados em virtude de nossas opções. Escolhemos testar a influência de variáveis políticas em uma especificação *standard* de determinação de taxa de câmbio (modelos que só utilizavam variáveis econômicas) com todos os países da amostra simultaneamente. Existiram motivos técnicos e metodológicos para isto: a) as duas das variáveis políticas a serem consideradas nos nossos testes são apresentadas apenas anualmente; b) o limite imposto pelas variáveis políticas levaria a uma série muito pequena para cada país, o que certamente inviabilizaria testes isolados;<sup>7</sup> c) existiam características estruturais, econômicas e políticas similares dos países contidos na amostra. Esta estrutura de dados, por sua vez, forçou-nos a utilizar técnicas específicas para dados em painel. Alguns problemas aconteceram em relação a estacionariedade das séries e instabilidade dos coeficientes da amostra.<sup>8</sup>

Apesar das dificuldades, como o principal objetivo do nosso trabalho ficou circunscrito a influência de variáveis políticas na determinação da taxa de câmbio, não o de variáveis econômicas, os procedimentos adotados nos permitiram obter respostas que valem para o conjunto dos países que restaram e avançam na literatura além do efeito já estudado das eleições.<sup>9</sup> Os resultados empíricos serão ressaltados na última seção: 1) anos eleitorais determinaram uma taxa de câmbio mais desvalorizada; 2) governos classificados como Autoritários determinam uma taxa de câmbio valorizado enquanto que governos considerados Democráticos determinam uma taxa de câmbio desvalorizada; 3) a maior fragmentação do poder no Legislativo

---

<sup>7</sup> Os trabalhos encontrados na literatura sempre são feitos em cada país. Este procedimento inviabiliza a utilização de outras variáveis políticas que não apenas eleições.

<sup>8</sup> O Chile foi retirado da amostra para resolver um problema de instabilidade na variável representativa do diferencial da oferta de moeda entre países.

<sup>9</sup> Entre os procedimentos adotados que nos permitiram este avanço está a utilização da metodologia com dados em painel: este procedimento nos permitiu superar a limitação associada a curta duração da série e testar outras variáveis políticas que não o momento eleitoral apenas.

mostrou um câmbio mais desvalorizado e, finalmente; 4) numa interação entre as variáveis Regime de Governo e a Fragmentação do Poder no Legislativo, descobriu-se que regimes classificados como Autoritários apresentam um câmbio mais valorizado. A dispersão ou concentração de partidos no Legislativo apenas afeta esta magnitude.

## II. A ESTRUTURAÇÃO DO MODELO

O objetivo desta seção é apresentar quais as variáveis políticas e econômicas serão utilizadas no modelo de determinação da taxa nominal de câmbio.<sup>10</sup>

### 1. AS VARIÁVEIS POLÍTICAS A SEREM UTILIZADAS NO MODELO

O processo de escolha das variáveis políticas dependeu do histórico existente na literatura entre as mesmas e a taxa de câmbio. Apesar de já vista a sua influência em outros trabalhos, a literatura deixou de forma clara que, do ponto de vista histórico, as eleições eram uma variável fundamental na determinação da taxa de câmbio entre as décadas de setenta e oitenta. Entre os exemplos encontrados na literatura constam:

- o Chile, ao final do governo Frei (1970), a Unidade Popular(UP), que levou ao poder o presidente Allende (governo de centro-esquerda), terminou com o

---

<sup>10</sup> Ressalta-se novamente que a taxa nominal de câmbio a ser utilizada é a taxa direta de câmbio entre a moeda doméstica e o dólar americano.

*crawling peg* existente da taxa de câmbio por julgar que estas desvalorizações alimentavam a inflação;<sup>11</sup>

- também no Chile, em agosto de 1972, a UP temendo perder as eleições para as províncias (1973), diante do quadro caótico das reservas internacionais (saindo de US\$ 320 milhões em 1970 para US\$ 95 milhões em 1972) e uma taxa de câmbio em patamar valorizado devido a inflação interna, resolveu efetuar uma desvalorização (como havia um câmbio para exportação e outro para importação, o câmbio da exportação foi mais desvalorizado do que o da exportação);<sup>12</sup>
- o Brasil, segundo relato de Baer (2002)...“Logo após vencer as eleições de 15 de novembro (1986, *nossa menção*), porém, o governo brasileiro anunciou outro extraordinário programa de ajuste, rapidamente chamado de Cruzado II, cujo foco era um alinhamento de preços e produtos de consumo da “classe média” e aumento dos impostos que incidiam sobre eles. Os preços dos automóveis foram aumentados em 80%; as tarifas dos serviços públicos, em 35%; combustíveis, em 60%; cigarros e bebidas alcoólicas, em 100%; açúcar, em 60%; leite e laticínios, em 100%; restituíram-se as minidesvalorizações cambiais e lançaram-se novos incentivos fiscais para poupadores, medidas essas que visavam esfriar o consumo. Infelizmente, como avisaram muitos economistas na época, os aumento dos preços tendiam a desviar os gastos em vez de estimular a poupança.”
- a Bolívia, a instabilidade política do período que vai de 1979 a 1985 (várias mudanças de governo) permitiu uma sobrevalorização real do câmbio e um ágio forte no mercado paralelo chegou a 1.400%, que só foi contornado com

---

<sup>11</sup> Esta descrição pode ser encontrada em Dornbusch and Edwards (1989). O efeito do câmbio sobre a inflação pode ser visto em Dornbusch, Sturzenegger and Wolf (1990).

<sup>12</sup> Esta descrição pode ser encontrada em Dornbusch and Edwards (1989).



uma política de câmbio compatível com as necessidades da restrição externa a partir da eleição de Suazo.<sup>13</sup>

Mas, estes exemplos não nos dizem tudo sobre a forte interferência de variáveis políticas em variáveis econômicas nos países contidos na amostra. Foi um momento político conturbado e extremamente rico. De qualquer forma, grande parte desta interferência esta associada ao processo de decisão que brota dos poderes constituídos: Executivo e Legislativo. Para representar o processo de decisão vindo do Executivo, escolhemos como variável o regime político existente. O motivo é muito simples: grande parte dos países contidos na amostra passou por um período não-democrático no período que estamos investigando, inclusive ditaduras militares.<sup>14</sup> E, para representarmos o processo de decisão vindo do Legislativo, utilizamos a variável representativa da Fragmentação de poder no Legislativo. De qualquer modo, muita cautela será tomada em nossa análise sobre os resultados desta variável porque sabemos que em períodos classificados como Autoritários e, em alguns casos, ditatoriais, o Executivo exerceu grande influência no processo de decisão do Legislativo.

Gostaríamos de ter incluído uma variável que representasse diferenças de ideologia entre os partidos tanto no Executivo como no Legislativo. Isto não foi possível porque a classificação partidária que encontramos em Coppedge (1997) vai além dos motivos ideológicos tradicionais. Os partidos também são classificados em Cristão, Secular e Populista. A classificação e construção de uma *dummy* incorreta poderiam viciar os resultados de nossa análise.<sup>15</sup>

---

<sup>13</sup> Esta descrição pode ser vista em Sachs and Morales (1988).

<sup>14</sup> Vendo a história destes países naquele momento, não valeria a pena introduzir uma variável representativa da divisão do poder no Executivo. Muitos dos países ficaram um longo período sem eleições presidenciais ou como no caso do México, apesar das eleições, ficou muito tempo sem alternância de poder. Por isto, ele é sempre classificado como Autoritário.

<sup>15</sup> Alesina, Hausmann, Hommes e Stein (1996) e Stein, Talvi e Grisanti (1998) testaram variáveis políticas contra variáveis fiscais sem apresentar nenhuma variável que refletisse a posição ideológica do Executivo ou Legislativo. Parece que o motivo é o mesmo.

Os resultados encontrados na literatura ou intuitivos sobre o efeito destas variáveis em relação ao câmbio foram condensados na tabela a seguir:

Variáveis Independentes	Fonte de dados da variável	Efeito sobre o câmbio	Justificativa para o resultado esperado
Eleições (ELEI) Dummy = 1 para anos em que houve eleição. Dummy = 0 para anos em que não houve eleição	Santos (2002)	Desvalorização	Stein e Streb (1999) demonstram que anos eleição provocam desvalorizações na taxa de câmbio nominal para maximizar a probabilidade de reeleição.
		Desvalorização	Ghezzi, Stein e Streb (2000) demonstram que anos de eleição geram taxas reais de câmbio desvalorizadas para provocar efeitos distributivos.
		A desvalorização dependerá do perfil do provável vencedor. Se conivente com inflação, haverá desvalorização.	Freeman, Hays e Stix (2000) demonstram que anos de eleição só geram taxas reais de câmbio desvalorizadas se a proposta do possível candidato vencedor das eleições for tolerante com a inflação. Caso contrário, os momentos eleitorais não geram alterações na taxa de câmbio.
Mudança de regime (GOVT) Dummy = 1 para anos em que houve regime Autoritário. Dummy = 0 para anos em que houve regime Democrático	Santos (2002), baseado em Banks (1995) e Gorvin (1989)	?	Não há nada na literatura sobre que efeito esperar desta variável sobre o câmbio.
Fragmentação do Poder Legislativo (FRAG) <sup>16</sup> $= \frac{1 - (\sum p^2)}{N(n-1)/n(N-1)}$	Santos (2002)	?	Não há nada na literatura sobre que efeito esperar desta variável sobre o câmbio. Como esta variável representa coesão/dispersão do eleitorado no Legislativo e em diversos trabalhos foi utilizada como representativa do poder de decisão do Legislativo, sabemos apenas que quanto mais fragmentado for o Legislativo, maior seria o controle sobre o déficit primário (vide a utilização desta variável em Volkerink e Haan (2001) para países da OECD).

<sup>16</sup> Pe = é o percentual de cadeiras ocupadas por partido; N = Número de cadeiras disponíveis; n = número de partidos parlamentares.

## 2. AS VARIÁVEIS ECONÔMICAS A SEREM UTILIZADAS NO MODELO

Além dos fatores políticos apresentados, a taxa de câmbio nominal sofre os efeitos de uma enorme variedade de elementos macro e microeconômicos – tanto internos quanto externos. O objetivo desta seção não é apresentar uma resenha exaustiva deste assunto, mas simplesmente destacar quais as variáveis econômicas são recorrentemente usadas em modelos de determinação da taxa de câmbio para balizar nossa análise econométrica subsequente. Para uma resenha comparativa sobre o poder de explicação de diferentes modelos na determinação da taxa nominal de câmbio, recomendamos Cheung, Chinn e Pascual (2002).

Segundo estes autores, a especificação da taxa de câmbio com melhor desempenho empírico, é a versão com preços rígidos à la Dornbush (1976) e Frankel (1979). Sua especificação é a seguinte:<sup>17</sup>

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1(\ln M_{it} - \ln M_{it}^*) + \beta_2(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \beta_3(\ln I_{it} - \ln I_{it}^*) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

As variáveis com asteriscos são aquelas cuja moeda doméstica está referenciada – no caso dos países latino-americanos, o dólar. O motivo do tratamento dos países em conjunto, não usual na literatura empírica de taxa de câmbio, foi apresentado na introdução deste trabalho. O termo  $\ln$  é o símbolo do logaritmo *neperiano*. As denominações e resultados esperados das variáveis são condensados na tabela a seguir:

---

<sup>17</sup> Tanto o modelo de determinação da taxa de câmbio com preços flexíveis como com preços rígidos podem ser estimados a partir destas mesmas variáveis. Veja Taylor (1995).

Variável Dependente			
Taxa de Câmbio Nominal (Moeda Doméstica/Dólar) $E_{it}$	World Development Indicators (2001)		
Variáveis Independentes	Fonte de dados da variável	Efeito sobre o câmbio	Justificativa para o resultado esperado
Diferencial do PIB real $\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*$	World Development Indicators (2001)	Valorização	Um maior diferencial nos logaritmos das taxas de crescimento do produto doméstico vis-à-vis a taxa de crescimento do produto dos EUA determinaria uma maior valorização da moeda doméstica. Tanto no modelo de preços flexíveis ou preços fixos de curto este é o efeito esperado. Vide Taylor (1995)
Diferencial da Oferta Nominal de Moeda $\ln M_{it} - \ln M_{it}^*$	World Development Indicators (2001)	Desvalorização	Um maior diferencial nos logaritmos da oferta de moeda doméstica vis-à-vis a oferta de moeda nos EUA tenderia a se refletir em uma maior desvalorização da taxa nominal de câmbio. Tanto no modelo de preços flexíveis ou preços fixos, este é o efeito esperado. Vide Taylor (1995)
Diferencial da Taxa Nominal de Juros $\ln I_{it} - \ln I_{it}^*$	World Development Indicators (2001)	Valorização	Maiores diferenças entre taxas de juros domésticas e taxas dos EUA (moeda de maior influência nestes países) determinariam uma apreciação da moeda. Tanto no modelo de preços flexíveis ou preços fixos de curto este é o efeito esperado. Vide Taylor (1995)

A especificação utilizada por Cheung, Chinn e Pascual (2002) não foi testada com dados entre as décadas de setenta e oitenta. Por isto, não será de se estranhar que o resultado encontrado na variável representativa do diferencial da oferta de moeda doméstica vis-à-vis a moeda externa seja negativo. Existem na literatura duas causas possíveis para este problema: erro de especificação ou o efeito-renda (em países que

conviveram com longos períodos de déficit em Transações Correntes). Algo muito comum neste período segundo Frankel (1982) e Taylor (1995).<sup>18</sup>

Visto qual seria o resultado mais intuitivo do efeito das variáveis políticas e econômicas sobre a taxa de câmbio, passaremos a apresentação empírica destes efeitos.

### III. OS RESULTADOS ECONOMETRÍCOS

Em termos de modelagem econométrica, partiremos de uma especificação básica, que incorpora tanto a especificação utilizada acima para a determinação da taxa nominal de câmbio com variáveis econômicas – equação (1) – quanto com variáveis políticas. Desta forma, a especificação ficará:

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1(\ln M_{it} - \ln M_{it}^*) + \beta_2(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \beta_3(\ln I_{it} - \ln I_{it}^*) + \beta_4 ELEI_{it} + \beta_5 FRAG_{it} + \beta_6 GOVT_{it} + \varepsilon_{it}$$

Com relação ao processo de estimação, devemos ter alguns cuidados iniciais. Tendo em vista que estes países da região passaram por processos inflacionários crônicos e/ou hiperinflações abertas em alguns casos, provavelmente, tanto a variável  $E_{it}$  quanto as variáveis  $(\ln M_{it} - \ln M_{it}^*)$ ,  $(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*)$  e  $(\ln I_{it} - \ln I_{it}^*)$  devem apresentar problemas de não estacionariedade. Se isto é verdade, é importante ter certeza sobre a ordem de integração das séries.

Uma vez que estamos trabalhando com dados em painel, e a duração temporal da amostra é relativamente curta – 20 anos<sup>19</sup> – o mais adequado seria a aplicação dos testes de raiz unitária para dados em painel. A tabela a seguir mostra os resultados do teste de raiz unitária para dados em painel desenvolvido por Im, Pesharam e Shin

<sup>18</sup> Trata-se do famoso mistério da multiplicação do marcos.

<sup>19</sup> Em geral, os valores tabulados do teste ADF são pouco confiáveis para amostras pequenas, em parte devido ao baixo poder do teste.

(descritos por Banerjee (1999)). Eles foram realizados tendo como base apenas três variáveis econômicas de nosso modelo. Deixamos a série  $\ln I_{it} - \ln I_{it}^*$  de fora destes testes porque a sua série não é completa em todos os anos para os diferentes países da amostra, impossibilitando assim a obtenção de estatísticas de teste para esta variável. Onde for possível, isoladamente por país, veremos cada ordem de integração.

**Tabela 1**

**Testes Im-Pesharam e Shin para Raiz Unitária em Painel**

	Est. Teste	Valores Críticos			Psi	p-value
		10%	5%	1%		
E	-0,885	-2,580	-2,700	-2,940	3,263	0,001
(lnM-lnM*) (M1)	-0,712	-2,580	-2,700	-2,940	3,740	0,000
(lnM-lnM*) (M2)	-1,140	-2,580	-2,700	-2,940	2,564	0,005
(lnY-lnY*)	-2,467	-2,580	-2,700	-2,940	-1,080	0,352
TC	-2,292	-2,580	-2,700	-2,940	-0,599	0,274

**Nota técnica:** Testes realizados sob a suposição de existência de constante e tendência linear na equação de teste.

Na tabela 1, apenas duas séries rejeitaram a hipótese da existência de raiz unitária - ( $\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*$ ) e TC.<sup>20, 21</sup> As outras, por sua vez, são integradas de ordem 1.

Com as séries da variável  $\ln I_{it} - \ln I_{it}^*$  por país, realizamos testes de raiz unitária (ADF aumentado) isolados. Os resultados encontram-se na tabela 2.

<sup>20</sup> Embora não contida na especificação inicial, a variável TC foi incluída neste teste porque utilizaremos esta variável mais adiante. Enfrentamos alguns problemas e, para não repetir novamente o teste em conjunto, optamos por incluir esta variável neste momento. TC é o saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes. Maiores explicações sobre sua utilização serão apresentadas no apêndice 3.

<sup>21</sup> Usamos duas variáveis para representar a oferta de moeda: M1 e M2.

Tabela 2

## Testes de Raiz Unitária para Cada País – Diferencial de Taxas de Juros

	Est. Teste	Valores Críticos			p-value
		10%	5%	1%	
Argentina	-2,608	-2,666	-3,052	-3,887	0,111
Bolívia	-2,991	-2,729	-3,175	-4,200	0,067
Brasil	4,667	-2,729	-3,175	-4,200	1,000
Chile	-1,848	-2,650	-3,021	-3,809	0,348
México	2,115	-2,729	-3,175	-4,200	0,999
Peru	0,920	-2,748	-3,213	-4,297	0,990

**Nota técnica:** Testes realizados sob a suposição de existência de constante e tendência linear na equação de teste.

Os resultados acima indicam que todas as unidades de *cross-section* envolvidas tendem a possuir uma raiz unitária, e em alguns casos – Brasil, México e Peru – teríamos algumas indicações de que as séries seriam integradas de ordem 2. Considerando as limitações da aplicação do teste “ADF aumentado” para um número muito baixo de observações. Este resultado não pode ser considerado como definitivo.

Desta forma, tratamos todas as variáveis não estacionárias como integradas de ordem 1. Conseqüentemente, estas variáveis foram diferenciadas.

Assim, a análise se desenrolará dentro da seguinte especificação:

$$\Delta \ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1(\Delta \ln M_{it} - \Delta \ln M_{it}^*) + \beta_2(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*) + \beta_3(\Delta \ln I_{it} - \Delta \ln I_{it}^*) + \beta_4 E L E I_{it} + \beta_5 F R A G_{it} + \beta_6 G O V T_{it} + \varepsilon_{it}$$

Em que  $\Delta$  denota o operador primeira diferença, por exemplo:

$$\Delta \ln E_{it} = \ln E_{it} - \ln E_{it-1}$$

Adotaremos os seguintes procedimentos na estimação. Uma vez que as variáveis  $\ln E_{it}$ ,  $(\ln M_{it} - \ln M_{it}^*)$ ,  $(\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*)$  e  $(\ln I_{it} - \ln I_{it}^*)$  são em geral determinadas em conjunto nas estimativas com variáveis econômicas, optou-se, em função de nossos objetivos de investigação, por considerá-las como variáveis instrumentais. As variáveis políticas serão tratadas como exógenas e não serão utilizados como instrumentos na análise. Os resultados da estimação, por sua vez, estão expostos a seguir.

Tabela 3

## Resultados da Estimação

	Modelos			
	1	2	3	4
Constante	0,635 (0,080)	0,965 (0,110)	-12,677 (-2,250)	-12,592 (-2,180)
LnY-LnY*	-1,263 (-0,710)	-1,254 (-0,650)	-1,845 (-2,820)	-1,826 (-2,710)
LnM1-LnM1*	-4,672 (-2,520)		-4,465 (-1,900)	
LnM2-LnM2*		-4,746 (-2,520)		-4,692 (-1,990)
lnI-lnI*	0,000 (-0,420)	-0,001 (-0,730)	0,000 (-0,260)	-0,001 (-0,550)
ELEI			-0,103 (-0,040)	0,200 (0,070)
GOVT			2,047 (0,860)	1,850 (0,760)
FRAG			13,320 (2,240)	13,899 (2,250)
R2	0,084	0,064	0,171	0,145
Nº Obs	98	98	98	98

**Nota técnica:** Estatísticas t assintóticas entre parênteses.

Nas equações (1) e (2) apresentamos como determinantes da taxa de câmbio as variáveis econômicas. Ambas diferem apenas em relação a *proxy* utilizada para



representar a oferta de moeda. Na equação (1) trabalhamos com M1 e na equação (2) trabalhamos com M2. As variáveis políticas foram incorporadas apenas nas equações (3) e (4). Para seguir o mesmo procedimento empregado na equação (1) e (2) em relação à oferta de moeda, temos duas equações incorporando as mesmas variáveis políticas.

Antes de discutirmos os resultados de cada variável nas equações (1) a (4), gostaríamos de chamar atenção para o resultado do sinal da variável  $(\ln M_{it} - \ln M_{it}^*)$ . Tanto com M1 ou com M2, esta variável não apresentou significância na presença de variáveis políticas e sempre teve o sinal que não se esperava (negativo). Este resultado, como alertamos na seção anterior, poderia ser um sintoma de erro na especificação ou o efeito-renda. Para avançarmos, será necessária uma investigação em torno destas duas hipóteses. Esta discussão encontra-se no apêndice 2. Tudo leva a crer que a análise ali exposta indica um erro de especificação, que corrigido pela exclusão do Chile da amostra, leva-nos aos resultados da tabela a seguir:<sup>22</sup>

---

<sup>22</sup> Esta tabela é a mesma encontrada no apêndice 2(tabela 3 (A.2)).

**Tabela 4****Resultado Excluindo o Chile da Amostra**

	1	2	3	4
Constante	-0,122 (-1,090)	-0,110 (-0,950)	-0,298 (-1,360)	-0,275 (-1,230)
LnY-LnY*	-0,044 (-1,650)	-0,045 (-1,680)	-0,040 (-1,600)	-0,040 (-1,570)
LnM1-LnM1*	0,051 (0,710)		0,000 (-0,010)	
LnM2-LnM2*		0,024 (0,340)		-0,029 (-0,390)
lnl-lnl*	-0,00019 (-4,340)	-0,00019 (-4,300)	-0,00017 (-4,450)	-0,00018 (-4,490)
ELEI			0,155 (1,700)	0,160 (1,690)
GOVT			-0,130 (-1,530)	-0,146 (-1,690)
FRAG			0,359 (1,630)	0,366 (1,620)
R2	0,190	0,185	0,258	0,255
Nº Obs	79	79	79	79

**Nota técnica:** Estatísticas t assintóticas entre parênteses.

Com Argentina, Bolívia, Brasil, México e Peru na amostra de países apenas, começaremos a avaliar os resultados da tabela 4. A variável  $\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*$  apresentou 95% de significância quando as equações testadas apresentavam apenas variáveis econômicas (1 e 2) e 90% de significância quando as equações testadas apresentavam as variáveis econômicas e políticas (3 e 4). O sinal encontrado foi o esperado: negativo. Sendo assim, se a taxa de crescimento do produto doméstico cresceu mais do que a taxa de crescimento do produto nos EUA (país com maior influência comercial para estes países), a taxa de câmbio se apreciou (valorizou).

A variável  $\ln M_{it} - \ln M_{it}^*$  apresentou o sinal esperado, positivo, tanto com M1 como com M2, nas estimativas com variáveis apenas econômicas (equações 1 e 2). O mesmo não aconteceu quando testada estas duas *proxies* na presença de variáveis

econômicas e políticas (equações 3 e 4). Com M2 o sinal permaneceu negativo. Em nenhum momento esta variável foi significativa.

A última variável econômica,  $\ln I_{it} - \ln I_{it}^*$ , apresentou o sinal esperado (negativo) e foi significativa em todas as estimativas. Quanto maior foi o diferencial de *spreads* de juros em favor dos países latino-americanos, mais valorizado foi o câmbio. Passemos a interpretação do sinal das variáveis políticas.

A variável ELEI foi significativa e apresentou sinal positivo nas duas estimativas (3 e 4). Anos de eleição levaram a desvalorização do câmbio. Este resultado é o mesmo encontrado em Stein e Streb (1999), Ghezzi, Stein e Streb (2000) e Freeman, Hays e Stix (2000). Em períodos inflacionários, como o vivido pelos países latino-americanos, nos anos de eleição, presenciou-se uma desvalorização cambial.

A variável GOVT apresentou sinais negativos, tanto na estimativa com M1(90% de significância) como na com M2 (95% de significância). Este resultado indicou que quando os países da nossa amostra enfrentaram regimes classificados como Autoritários, o câmbio sempre esteve valorizado. O contrário ocorreu quando estes países enfrentaram regimes classificados como Democráticos (desvalorizado). Pelo histórico de inflação destes países, a realidade cambial ocorreu sempre em época de regimes classificados como Democráticos.

Em relação à última variável política, FRAG, representativa da coesão/dispersão do poder no Legislativo, ela obteve apenas 90% de significância. Em ambas as estimativas (3 e 4), ambos os sinais foram positivos. A maior coesão no Legislativo levou a um câmbio mais desvalorizado. Como por definição a variável está entre zero e um, uma maior dispersão (índice tendendo a zero) só reduziria o impacto de desvalorização, não esta tendência.

Como a influência do Legislativo, apesar do sinal encontrado e da significância da variável, dependia do regime ser ou não Autoritário, resolvemos reproduzir as

estimativas anteriores interagindo a variável GOVT com a variável FRAG. Os resultados alcançados estão na tabela 5 a seguir:

**Tabela 5**

**Resultado Excluindo o Chile e Interagindo GOVT e FRAC**

	Modelos					
	1	2	3	4	5	6
Constante	-0.122 (-1.090)	-0.110 (-0.950)	-0.298 (-1.360)	-0.275 (-1.230)	-0.664 (-2.080)	-0.647 (-2.010)
LnY-LnY*	-0.044 (-1.650)	-0.045 (-1.680)	-0.040 (-1.600)	-0.040 (-1.570)	-0.020 (-0.710)	-0.019 (-0.690)
LnM1-LnM1*	0.051 (0.710)		0.000 (-0.010)		0.007 (0.090)	
LnM2-LnM2*		0.024 (0.340)		-0.029 (-0.390)		-0.029 (-0.410)
lnI-lnI*	-0.00019 (-4.340)	-0.00019 (-4.300)	-0.00017 (-4.450)	-0.00018 (-4.490)	-0.00017 (-4.560)	-0.00017 (-4.610)
ELEI			0.155 (1.700)	0.160 (1.690)	0.128 (1.450)	0.131 (1.460)
GOVT*FRAG					-0.864 (-1.500)	-0.893 (-1.510)
FRAG			0.359 (1.630)	0.366 (1.620)	0.990 (2.090)	1.019 (2.090)
GOVT			-0.130 (-1.530)	-0.146 (-1.690)	0.479 (1.170)	0.479 (1.150)
R2	0.190	0.185	0.284	0.255	0.289	0.286
Nº Obs	79	79	79	79	79	79

As estimativas 1 a 4 são as mesmas encontradas na tabela 4. As estimativas 5 e 6 são aquelas que contém a interação GOVT\*FRAG. Colocamo-las em conjunto para facilitar a comparação. Na estimativa 5 temos o diferencial da oferta de moeda com M1 e na equação 6 temos com M2. Das variáveis econômicas, o diferencial do PIB real deixou de ser significativo em relação ao resultado anterior. Das variáveis políticas anteriores, ELEI perdeu significância (de 95% para 90%), a variável

GOVT ficou sem significância (sinal alterado para positivo) e a variável FRAG manteve a significância em 95%. A interação de GOVT e FRAG apresentou sinal negativo com significância de 90% em ambas as estimativas.

Podemos interpretar este sinal da seguinte forma: Se a *dummy* para GOVT for zero (classificação do país como Democrático), a divisão do poder no Legislativo tem seu efeito dado pelo coeficiente da variável FRAG. Caso a *dummy* para GOVT for um (classificação do país Autoritário), a maior (menor) dispersão do poder no Legislativo levou a uma taxa de câmbio mais (menos) apreciada. O sinal mostra que neste caso a questão do regime ser Autoritário passa a ser relevante.

O privilégio político dos que estavam no poder no momento político de um regime Autoritário (Executivo e Legislativo) era um câmbio valorizado. Se olharmos os anos em que os países da amostra foram classificados como Autoritários e o déficit em Transações Correntes, existe uma elevada correlação.

Por um outro lado, a medida que o processo de redemocratização nestes países foi avançando – o que em termos de resultado significa valer o sinal da variável FRAG – maiores eram as pressões por uma taxa de câmbio mais desvalorizada. A realidade cambial acompanha períodos classificados como Democráticos.

#### **IV. PRINCIPAIS RESULTADOS**

Como nosso objetivo neste trabalho foi o de verificar a influência de variáveis políticas na determinação da taxa de câmbio em países que conviveram com inflação elevada, excluindo o Chile da nossa amostra de países por aumentar a instabilidade do coeficiente na variável econômica  $\ln M_{it} - \ln M_{it}^*$ , temos à apresentar os seguintes resultados:

1. Nossos resultados demonstram que anos eleitorais determinam uma taxa de câmbio mais desvalorizada como descrito nos trabalhos Stein e Streb (1999) e Ghezzi, Stein e Streb (2000). Freeman, Hays e Stix (2000) também esperavam este comportamento para governos que não sinalizassem compromisso com inflação. No entanto, pelas descrições de Dornbusch e Edwards (1989), Dornbusch, Sturzenegger and Wolf (1990) e Sachs e Morales (1988), nos países latino-americanos de nossa amostra, houve alternância de comportamento em relação ao câmbio nos momentos próximo a eleição.
2. A classificação de governos em Democráticos ou Autoritários, baseado em Santos (2002) - que por sua vez baseou-se em Banks (1995) e Gorvin (1989), determinou um câmbio desvalorizado quando o país era Democrático e valorizado quando o país era Autoritário. Este é um resultado não apresentado na literatura (embora ele seja fundamental para países latino-americanos porque grande parte dos países passou por alternâncias de regime durante a década de setenta e oitenta).
3. A fragmentação do poder no Legislativo mostrou que a divisão do poder para mais ou para menos somente interfere na magnitude da desvalorização. Este também não é um resultado encontrado na literatura. De qualquer forma, a sua interpretação isolada, em nosso entender, dada a experiência histórica dos países latino-americanos, mostrou-se de pouco relevância para países que passaram entre as duas décadas alternando entre o regime de governo Democrático (menos tempo) e Autoritário (mais tempo). Em períodos Autoritários, poder-se-ia questionar o chamado “poder e influência” do Legislativo. Talvez as unidades políticas (ou partidos políticos) fossem grupos articulados com o poder Executivo neste tipo de regime. Para testarmos esta possibilidade, interagimos a variável representativa do regime de governo com a fragmentação do Legislativo.

4. Descobrimos que num regime classificado como Autoritário, independente do Legislativo ser mais ou menos fragmentado, o câmbio foi valorizado. Se juntarmos o grande número de anos com déficit em Transações Correntes, regime Autoritário e a elevada inflação que os países da nossa amostra tiveram entre a década de setenta e oitenta, percebe-se uma articulação em torno do poder para atender a todos os interesses com um câmbio valorizado. Por um outro lado, se o país estivesse num período classificado como Democrático, a fragmentação do poder no Legislativo possibilitou uma taxa de câmbio mais desvalorizado.

## V. APÊNDICES

### Apêndice 1

**Tabela 1**

**Média da Variação Anual do IPC (Índice de Preços ao Consumidor)**

	<b>Argentina</b>	<b>Bolívia</b>	<b>Brasil *</b>	<b>Chile</b>	<b>Peru</b>	<b>México</b>
<b>1970</b>	13,58687	3,955512	-	32,47561	5,025234	5,211704
<b>1971</b>	34,73251	3,67461	-	20,02678	6,790666	5,263164
<b>1972</b>	58,44582	6,511543	-	74,84189	7,219736	5,000005
<b>1973</b>	61,24912	31,48598	-	361,5355	9,489048	12,04482
<b>1974</b>	23,47493	62,83615	-	504,7285	16,89166	23,75
<b>1975</b>	182,9268	7,976729	-	374,7355	23,61873	15,15149
<b>1976</b>	443,9655	4,494013	-	211,8089	33,48324	15,78951
<b>1977</b>	176,0019	8,107286	-	91,94218	38,05411	29,0025
<b>1978</b>	175,5148	10,35567	-	40,12213	57,84879	17,46111
<b>1979</b>	159,5071	19,71968	-	33,35631	66,6944	18,17346
<b>1980</b>	100,7644	47,24167	-	35,13833	59,14511	26,36444
<b>1981</b>	104,476	32,13359	101,7248	19,68685	75,43325	27,9281
<b>1982</b>	164,7768	123,5357	100,5435	9,941046	64,44814	58,92439
<b>1983</b>	343,8107	275,5863	135,0276	27,27353	111,1507	101,7592
<b>1984</b>	626,7185	1281,35	192,1217	19,85931	110,2084	65,53985
<b>1985</b>	672,181	11749,64	225,9916	29,46194	163,3995	57,74843
<b>1986</b>	90,09654	276,3359	147,1422	20,61463	77,92104	86,23386
<b>1987</b>	131,3271	14,57872	228,3351	19,88842	85,82227	131,8267
<b>1988</b>	342,9551	16,00209	629,1147	14,67841	667,0195	114,1617
<b>1989</b>	3079,81	15,17346	1430,723	17,03261	3398,679	20,00798
<b>1990</b>	2313,964	17,11877	2947,733	26,02901	7481,664	26,65266
<b>Média</b>	442,8707	667,0387	613,8457	94,53225	598,0955	41,14262
<b>Mediana</b>	164,7768	17,11877	209,0567	29,46194	64,44814	26,36444
<b>Desvio padrão</b>	781,0809	2554,698	916,7743	142,662	1739,95	38,13643

*Observação:* O Brasil só possuiu IPC nacional a partir dos anos oitenta. Apesar de não incluído na tabela, o IPC medido para a cidade do Rio de Janeiro já demonstra ser a inflação um sério problema.

*Fonte:* World Development Indicators, 2001.



## **Apêndice 2: Efeito-renda ou Erro de Especificação?: um Estudo sobre o Sinal da Variável $(\Delta \ln M_{it} - \Delta \ln M_{it}^*)$ que Excluiu o Chile de Nossa Amostra**

O objetivo deste apêndice é investigar o porquê do coeficiente negativo na variável  $(\Delta \ln M_{it} - \Delta \ln M_{it}^*)$ . Duas hipóteses são apresentadas na literatura:<sup>23</sup> efeito-renda ou erro de especificação. Testamos as duas hipóteses e achamos ser mais plausível existir um erro de especificação ocasionado por sucessivas políticas de câmbio fixo ou administrado num período de elevada inflação dos países.

### **1 – Efeito-renda**

Largos déficits no saldo do Balanço de Pagamento em Transações Correntes durante um elevado período de tempo gerariam um importante efeito riqueza não capturado adequadamente pelos modelos de taxa de câmbio mais simples (preços flexíveis e rígidos). Frankel (1982) corrigiu este problema ao introduzir nas suas estimativas de câmbio entre dólar/marco a riqueza financeira dos países. Como se pode observar na descrição do texto, o grupo de países latino-americanos que constitui a nossa amostra sofreram de contínuos déficits em Transações Correntes, o que poderia levantar suspeitas sobre o sinal de apreciação encontrado na variável  $(\Delta \ln M_{it} - \Delta \ln M_{it}^*)$ . Como não temos dados sobre a riqueza financeira destes países para introduzi-la em nossas estimativas, resolvemos utilizar como *proxy* deste efeito financeiro o próprio déficit em Transações Correntes uma vez que ele foi financiado pela entrada de capital ou capitais compensatórios. A movimentação de capitais naquele período não é a mesma que temos hoje em dia. De qualquer forma, o financiamento destes países ocorreu com um acúmulo de dívida externa. Vejamos

---

<sup>23</sup> Taylor (1995)

os resultados ao introduzirmos o saldo do Balanço de Pagamento em Transações Correntes (TC) destes países em nossas estimativas:<sup>24</sup>

**Tabela 1 (A.2)**

**Inclusão do Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes**

	1	2	3	4
Constante	0,789 (0,070)	1,176 (0,100)	-16,306 (-2,390)	-16,264 (-2,290)
LnY-LnY*	-1,358 (-0,580)	-1,350 (-0,540)	-2,152 (-2,920)	-2,125 (-2,790)
LnM1-LnM1*	-5,334 (-2,570)		-5,497 (-2,120)	
LnM2-LnM2*		-5,438 (-2,550)		-5,629 (-2,170)
lnI-lnI*	- 0,00075 (-0,620)	- 0,00123 (-0,940)	- 0,00048 (-0,340)	- 0,00100 (-0,660)
TC	-20,559 (-0,840)	-21,291 (-0,820)	-20,325 (-0,990)	-20,092 (-0,950)
ELEI			-0,016 (-0,010)	0,309 (0,110)
GOVT			1,981 (0,820)	1,822 (0,730)
FRAG			17,483 (2,360)	18,103 (2,340)
R2	0,049	0,035	0,160	0,132
Nº Obs	98	98	98	98

**Nota técnica:** Estatísticas t assintóticas entre parênteses.

<sup>24</sup> Devido a não existência de dados completos para os países no World Development Indicators (2001), resolvemos trabalhar com a série do World Saving Database (Banco Mundial). A TC foi construída pela diferença entre Investimento Doméstico e Poupança Nacional, ambos expressos como percentagem da Renda Bruta Privada Disponível. É importante notar que, de acordo com os resultados expostos no corpo do texto, a variável TC é estacionária. Portanto, nenhuma transformação adicional se faz necessária com relação à esta variável antes de sua entrada na análise.

Percebe-se que os sinais negativos para as duas variáveis monetárias ainda permanecem, melhora-se a significância da variável tanto com M1 e M2, mas a variável TC em momento algum foi significativa ou se ofereceu como uma variável que ajudasse a comprovar a existência do efeito-renda. Passemos a investigação sobre o erro de especificação:

## 2 – Análise da Especificação

Erros de especificação podem ser o resultado tanto de quebras estruturais quanto de instabilidade na especificação entre os países. Dada a curta duração temporal da amostra por país, uma análise de quebras estruturais na linha de análise de séries de tempo se mostra problemática. Desta forma, nossa opção será a de estudar a estabilidade da relação entre os diferentes países. O resultado dos coeficientes da variável  $(\Delta \ln M_{it} - \Delta \ln M_{it}^*)$  presentes nas regressões para cada um dos países da amostra são apresentados na tabela 2 (A.2):

**Tabela 2 (A.2)**

### **Coeficientes Associados a Oferta Monetária – Estimações Individuais**

	Argentina	Bolívia	Brasil	Chile	México	Peru
M1	0.004	-0.030	7.99E-06	-20.504	0.047	1.210
M2	0.018	0.007	4.50E-06	-20.017	0.042	-0.068

Pelo resultado apresentado, notamos que o coeficiente geral da amostra foi afetado em grande parte pelo resultado do coeficiente do Chile, embora Bolívia e Peru apresentem sinais negativos dependendo da variável que se utilize como *proxy* da sua oferta de moeda. Até que ponto o resultado do coeficiente da variável monetária do Chile proporciona a mudança de sinal desta variável no resultado geral, só pode ser verificado retirando-se o Chile da amostra. É o que fizemos. Os resultados da tabela 3 (A.5) a seguir apresentam esta situação:

**Tabela 3 (A.2)****Excluindo o Chile da Amostra**

	1	2	3	4
Constante	-0,122 (-1,090)	-0,110 (-0,950)	-0,298 (-1,360)	-0,275 (-1,230)
LnY-LnY*	-0,044 (-1,650)	-0,045 (-1,680)	-0,040 (-1,600)	-0,040 (-1,570)
LnM1- LnM1*	0,051 (0,710)		0,000 (-0,010)	
LnM2- LnM2*		0,024 (0,340)		-0,029 (-0,390)
lnI-lnI*	- 0,00019 (-4,340)	- 0,00019 (-4,300)	- 0,00017 (-4,450)	- -0,00018 (-4,490)
ELEI			0,155 (1,700)	0,160 (1,690)
GOVT			-0,130 (-1,530)	-0,146 (-1,690)
FRAG			0,359 (1,630)	0,366 (1,620)
R2	0,190	0,185	0,258	0,255
Nº Obs	79	79	79	79

**Nota técnica:** Estatísticas t assintóticas entre parênteses.

Nas equações com apenas variáveis econômicas (1 e 2), o sinal da variável monetária foi alterado ao utilizarmos *proxy* tanto M1 como M2. Passou de negativo para positivo como se esperava, mas em nenhum momento a variável se mostrou significativa. Nas equações com variáveis econômicas e políticas (3 e 4), o sinal da variável monetária foi alterado para positivo (coeficiente igual a zero) apenas quando se utilizou M1. Com o M2, obtivemos o mesmo sinal (negativo). Manteve-se a ausência de qualquer significância. Embora não se possa dizer algo efetivo de resultados não significativos, parece-nos que o problema do sinal venha da instabilidade das variáveis. Pelo que observamos em algumas descrições incluídas no texto, com elevada inflação e políticas de câmbio fixo ou administrado continuamente, é de se esperar que os efeitos tradicionais previstos nos modelos não aconteçam. Por exemplo, o Chile permaneceu com câmbio administrado desde meados dos anos setenta até 1982.

### Apêndice 3: Estatísticas Sumárias

Variável	Pais	Média	Maximo	Mínimo
Fracionalização do Poder Legislativo (FRAG)	Argentina	0,699	0,835	0,61
	Bolívia	0,689857	0,847	0,474
	Brasil	0,845762	0,988	0,704
	Chile	0,88029	0,938	0,869
	Peru	0,771333	0,832	0,659
	Mexico	0,504	0,781	0,385
Taxa de Câmbio Nominal (Moeda Doméstica/Dólar) $E_{it}$	Argentina	0,252491	0,4875891	3,71E-11
	Bolívia	0,60167	3,1725	0,0000119
	Brasil	1,24E-06	0,0000248	1,67E-12
	Chile	85,96909	304,9033	0,0112775
	México	0,0090824	0,1878856	3,87E-08
	Peru	0,4925888	2,812599	0,0124999
Diferencial da Oferta Nominal de Moeda (M1) $\ln M_{it} - \ln M_{it}^*$	Argentina	-19,8024	-5,70883	-27,953
	Bolívia	-14,4575	-6,83276	-18,8812
	Brasil	-25,9332	-13,8238	-30,6791
	Chile	-3,24841	-0,22946	-10,0949
	México	-18,9383	-7,17611	-22,4475
	Peru	-6,41953	-2,97041	-8,4149
Diferencial do PIB real $\ln Y_{it} - \ln Y_{it}^*$	Argentina	-3,19991	-3,03507	-3,54665
	Bolívia	-6,89198	-6,71625	-7,11453
	Brasil	-2,37574	-2,22024	-2,7221
	Chile	-5,13726	-4,99207	-5,26708
	México	-4,74269	-4,60569	-5,06878
	Peru	-3,20891	-2,99391	-3,40481
Diferencial da Taxa Nominal de Juros $\ln I_{it} - \ln I_{it}^*$	Argentina	184,7686	603,9	-3,35311
	Bolívia	1193,865	12241,46	-0,97885
	Brasil	186,4245	1546,437	25,2326
	Chile	108,6416	612,7891	15,12845
	México	36,64513	117,96	1,761404
	Peru	530,3876	6815,163	5,188154
Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes TC	Argentina	-0,10019	0,030187	-0,2317
	Bolívia	0,016843	0,103529	-0,11475
	Brasil	0,021627	0,064732	-0,02265
	Chile	0,047488	0,142982	-0,03371
	México	-0,0194	0,021415	-0,11971
	Peru	0,022005	0,111421	-0,04576

## VI. BIBLIOGRAFIA

Alesina, A., Hausmann, R., Hommes, R., Stein, E. (1996). *Budget institutions and fiscal performance in Latin America*. NBER working paper 5586.

Arellano, M. e Bond, S.(1991) *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*. The Review of Economic Studies, Volume 58, Issue 2 , 277-297.

Baer, W. (2002) *A Economia Brasileira*. Editora Nobel. Segunda edição revista, ampliada e atualizada.

Banks, A ed. (1995). *Political Handbook of the world: 1994:1995*. New York:CSA.

Banerjee, A. (1999) *Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, special issue 607-629.

Bonomo, M. e Terra, M. C. (1999) *The Political Economy of Exchange Rate Policy in Brazil: 1964-1997* Textos Para Discussão EPGE-FGV nº 341.

Cheung, Y., Chinn, M.D. and Pascual, A. G.(2002) *Empirical exchange rate models of the nineties: are any fit to survive?* NBER working paper number 9393.

Coppedge, M. (1997). *A Classification of Latin American Political Parties*. Kellogg Institute Working Papers Series, 244.

Dornbusch, R. (1976). *Expectations, and Exchange Rate Dynamics*. Journal of Political Economy. December.

Dornbusch, R. and Edwards, S. (1989). *Macroeconomic populism in Latin America*. NBER working paper number 2986.

Dornbusch, R., Sturzenegger and Wolf, H.(1990) *Extreme Inflation: dynamics and stabilization*. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, Issue 2.

Dornbusch, R., Werner, A (1994) *Mexico: Stabilization, Reform and no Growth*. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1.

Drazen, A. (2000) *Political Economy in Macroeconomics*. Princeton University Press.

Edwards, S. (1998). *Interest rate volatility, capital controls and contagion*. NBER working paper number 6756.

Frankel, J. (1979). On the mark: a theory of floating exchange rate based on the real interest differentials. American Economic review 69.

Frankel, J. (1982). The mystery of the multiplying marks: a modification of monetary model. Review of Economic and Statistics. August.

Frankel, J. (1999). *No single currency regime is right for all countries at all times*. NBER working paper number 7338.

Frankel, Jeffrey and Dominguez, Kathryn M.(1993). *Does Foreign-exchange intervention matter? The portfolio effect*. The American Economic Review, vol 83 number 85.

Frankel, Jeffrey (1996) *Recent Exchange-rate Experience and proposals for reform*. American Economic Review, vol.86 number 2.



Freeman, J.R., Hays, Hays, J.C. and Stix, H. (2000). *Democracy and markets: the case of exchange rates*. American Journal of Political Science, vol.44 no 3.

Gorvin,Ian.(ed)(1989). Elections since 1945: a worldwide reference compendium. London:Longman.

Ghezzi, P., Stein, E. e Streb, J. (2000) *Real Exchange Rate Cycles Around Elections*. Texto Para Discussão CEMA nº 174.

Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice-Hall. Fourth edition.

Mishkin, F.S. (1999) *Global Financial Instability: Framework, events, issues*. Journal of Economic Perspective, volume 13, number 4.

Reis, E.J., Castro, A.S.,Cavalcanti, M.A.F.H. Rossi Jr, J.L. e Araújo, E.R.(1999) *Perspectivas de ajustamento externo no Brasil*. Texto para Discussão Interna do IPEA número 640.

Rigobon, R. (2002) *Disinflation and Fiscal Reform: a neoclassical perspective*. NBER working paper number 8706.

Rodrik, D. (2001). *Por qué hay tanta inseguridad económica en América Latina?*. Revista de la CEPAL, 73.

Sachs, J. and Morales, J. A. (1988). *Bolivia's Economic Crisis*. NBER working paper number 2620.

Sachs, J.and Roubini (1989). *Political and economic determinants of the budget deficits in the industrial democracies*. European Economic Review, 33.

Santos, W. G. dos (2002). *Votos e Partidos Almanaque de dados eleitorais: Brasil e outros países*. FGV Editora e FAPERJ.

Stein, E. e Streb, J. (1999) *Elections and the Timing of Devaluations*. *Texto Para Discussão CEMA* nº 140.

Stein, E., Talvi, E. and Grisanti, A. (1998). *Institucional arrangements and fiscal performance: The Latin American experience*. Working paper number 6358.

Taylor, Mark.(1995) *The Economics of Exchange Rates*. *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXIII.

Volkerink, B. e Haan, J.de (2001). *Fragmented government effects on fiscal policy: new evidence*. *Public Choice*.