

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 715

# Estimativas do Grau de Abertura da Conta de Capitais no Brasil – 1988 a 1998

João Carlos Ramos Magalhães

Brasília, março de 2000



TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 715

# Estimativas do Grau de Abertura da Conta de Capitais no Brasil – 1988 a 1998\*

João Carlos Ramos Magalhães\*\*

Brasília, março de 2000

---

\* O autor agradece a Fernando de Holanda Barbosa, Maria Cristina T. Terra, Enstáquio J. Reis e Francisco C. Galvão pelos comentários e sugestões. Naturalmente, nenhum deles é responsável por eventuais erros ou omissões deste artigo.

\*\* Da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas do IPEA.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO  
Martus Tavares – Ministro  
Guilherme Dias – Secretário Executivo



**Presidente**  
Roberto Borges Martins

**DIRETORIA**

Eustáquio J. Reis  
Gustavo Maia Gomes  
Hubimaier Cantuária Santiago  
Luís Fernando Tironi  
Murilo Lôbo  
Ricardo Paes de Barros

*Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e torna disponíveis, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir dos estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.*

*TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.*

Tiragem: 130 exemplares

**COORDENAÇÃO EDITORIAL**

**Brasília – DF:**  
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10<sup>o</sup> andar  
CEP 70076-900  
Fone: (61) 315 5374 – Fax: (61) 315 5314  
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro – RJ:**  
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14<sup>o</sup> andar  
CEP 20020-010  
Fone: (21) 804 8118 – Fax: (21) 220 5533  
E-mail: editrj@ipea.gov.br

---

## SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1	INTRODUÇÃO	<b>5</b>
2	TESTES DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA	<b>6</b>
3	O MODELO E MECANISMOS DE APRENDIZAGEM	<b>18</b>
4	RESULTADOS ECONÔMICOS	<b>25</b>
5	CONCLUSÃO	<b>33</b>
	ANEXO	<b>35</b>
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	<b>40</b>

---



A produção editorial deste volume contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento, BID, por intermédio do Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, Rede IPEA, operacionalizado pelo Projeto BRA/97/013 de Cooperação Técnica com o PNUD. Este trabalho foi realizado no âmbito do Acordo de Cooperação Técnica IPEA/CEPAL.

---

## SINOPSE

---

Este trabalho faz uma resenha dos testes de integração financeira de uma economia. O grau de integração financeira da economia brasileira é estimado por um modelo de determinação da taxa de juros desenvolvido por Edwards e Khan, em uma extensão proposta por Haque e Montiel. Ao estimar-se a variação temporal do parâmetro pela técnica do Filtro de Kalman, encontra-se um valor alto e crescente da abertura financeira após 1992. Isso indica que há pequena autonomia da política monetária doméstica sobre a taxa de juros doméstica e que seu comportamento é explicado, principalmente, pela taxa de juros coberta dos EUA. O valor crescente do coeficiente a partir de 1992 mostra que a imposição de restrições sobre a entrada de capitais de curto prazo, a partir de 1993, foram ineficazes em garantir ao Banco Central maior controle sobre a taxa de juros.

---

## ABSTRACT

---

*This paper surveys the tests of an economy financial integration. The degree of financial integration of the Brazilian economy is estimated through a model of interest rate determination developed by Edwards and Khan, in an extension suggested by Haque and Montiel. Using time-varying parameter estimation based on the Kalman filter technique, it shows a high and increasing degree of financial openness after 1992. This indicates a small autonomy of domestic monetary policy over domestic interest rate and that its behavior is mainly explained by the covered US interest rate. The increasing value of the coefficient after 1992 shows that the imposition of restrictions over short run inflows after 1993 were inefficient in giving the Central Bank a bigger control over interest rate.*

.

## 1 INTRODUÇÃO

Os avanços na tecnologia de comunicação e transação, a criação de novos produtos financeiros, e a tendência generalizada de desregulamentação das atividades dos mercados de capitais domésticos e internacionais têm propiciado uma grande integração entre esses mercados nas últimas décadas. Além da integração entre os mercados financeiros nas economias industrializadas, houve, também, uma grande integração entre os mercados das economias industrializadas e emergentes. Com a queda na atividade econômica e nas taxas de juros dos países industrializados, os investidores internacionais passaram a investir em países emergentes para obterem maiores rentabilidades.

Devido a esses fatores e à estabilização da economia, o Brasil passou a receber enormes entradas de capitais estrangeiros, a partir da última década. Para beneficiar-se com esse novo cenário e viabilizar o financiamento e o desenvolvimento de longo prazo da economia, além de sustentar os crescentes déficits na conta corrente, ocasionados pela liberalização comercial a partir de 1990, o governo brasileiro liberalizou seu sistema financeiro doméstico e ampliou as possibilidades dos residentes e não residentes de realizarem transações financeiras entre o Brasil e o resto do mundo.

No entanto, para não alterar sua política monetária restritiva, o governo também impôs, a partir de 1993, novos controles sobre as entradas de capitais de curto prazo, direcionados para renda fixa, e relaxou alguns controles já existentes sobre a saída de capitais.<sup>1</sup> Essas medidas obedeciam a razão econômica conjuntural e eram, então, suspensas em momentos de reversão dos fluxos de capitais ocasionados por crises financeiras. Magalhães (1999) e Cardoso e Goldfajn (1997) mostram, pela análise do conjunto de todas essas medidas, que, apesar dos novos controles impostos, os últimos anos caracterizam-se como um período de liberalização financeira da economia brasileira.

Essa análise, no entanto, não é capaz de fornecer a medida exata do grau de abertura financeira da economia. Ao acreditarmos na existência de um processo em que os agentes aprendem a contornar grande parte dos novos controles impostos ao fluxo de capitais, é de se esperar que o grau de abertura da economia seja maior que aquele inferido pelo estudo da legislação e que a economia possa, inclusive, apresentar perfeita mobilidade de capitais. Apesar da dificuldade, obter a medida exata do

---

<sup>1</sup> Os capitais de curto prazo eram atraídos pelo alto diferencial de juros doméstico e externo. Caso os controles sobre essas entradas não fossem impostos, a única forma de manter a política monetária restritiva, com altas taxas de juros domésticas, e evitar uma maior expansão monetária decorrente da compra de divisa seria ampliar a colocação de títulos públicos, o que elevaria a dívida pública.

---

grau de abertura financeira da economia brasileira é uma importante tarefa, pois dele dependem o efeito e a autonomia de várias políticas macroeconômicas domésticas.

Este trabalho procura, assim, obter a medida do grau de abertura financeira da economia brasileira, por meio da estimação de um modelo apropriado. São apresentados vários testes de integração financeira e os problemas inerentes a cada um deles para justificar a escolha do modelo utilizado. Este é um modelo de determinação da taxa de juros doméstica, que supõe que a economia seja semi-aberta, ou seja, ambos os fatores, domésticos e externos, influenciam a taxa de juros. Ao incorporar ambos os fatores, esse modelo é capaz de testar se a economia encontra-se não só nas situações extremas de completa autarquia financeira ou perfeita mobilidade de capitais, mas também em situação intermediária.

O modelo também mostra qual a influência das políticas monetárias domésticas sobre o comportamento da taxa de juros. Essa resposta é importante para que as autoridades monetárias possam prever os efeitos de suas políticas sobre variáveis macroeconômicas como poupança, investimento, balanço de pagamentos e crescimento econômico.

A estimativa é feita para o período de 1988 a 1998, e utiliza-se, também, um algoritmo recursivo, conhecido como Filtro de Kalman, que fornece a variação do coeficiente estimado ao longo do período amostral. Espera-se que esse coeficiente seja variável, pois considera-se que a maior parte das mudanças na legislação ocorreram ao longo do período amostral e que o processo de aprendizagem descrito acima de fato ocorra.

O capítulo 2 define o conceito de integração financeira de uma economia pequena com o resto do mundo e descreve os testes utilizados pela literatura para estimá-la. Os testes que se baseiam nas condições de arbitragem são discutidos mais intensamente, pois o modelo incorpora uma dessas condições em sua formulação. O capítulo 3 descreve o modelo estimado neste trabalho e a técnica utilizada para estimar parâmetros variáveis. Os resultados econométricos são apresentados no capítulo 4. A conclusão é descrita no capítulo 5.

## 2 TESTES DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA

Para estimar o grau de abertura financeira de um país é importante que seja escolhido um modelo apropriado. No entanto, esse grau, além de ser difícil de se medir, não é um conceito claramente definido. Segundo Montiel (1993), uma definição fraca de abertura financeira é dada por uma situação em que “a lei de um preço rege um dado ativo financeiro, isto é, residentes domésticos e estrangeiros comercializam ativos idênticos sobre o mesmo preço, e, para isso, basta que não existam barreiras ao movimento de capitais”.

---



A definição forte acrescenta à definição fraca a restrição de que ativos identicamente definidos, emitidos em jurisdições políticas diferentes e denominados em moedas diferentes, sejam substitutos perfeitos em todas as carteiras de ativos privadas. Com isso, as taxas relativas de retorno nesses ativos não podem ser afetadas por suas ofertas relativas, o que eliminaria qualquer espaço para diferença nas preferências dos administradores de carteiras de ativos domésticos e externos.

Antes de os testes serem descritos, vale a pena citar o trabalho de Cardoso e Goldfajn (1997) que estuda a relação entre os fluxos de capitais e os controles de capitais. Eles construíram dois indicadores das mudanças mensais nos controles de capitais: *DRI* e *DRO*. *DRI* refere-se às mudanças nos controles sobre a entrada de capitais, e é construído ao atribuir-se o valor 1 para novas restrições impostas e  $-1$  para retirada dos controles. *DRO* refere-se às mudanças nos controles sobre a saída de capitais e é construído analogamente. Como o valor dos dois índices caiu entre 1983 e 1995, o período pode ser caracterizado como um período de liberalização financeira.

Além disso, ao utilizarem VAR impulso-resposta, eles mostraram que o efeito de *DRO* sobre o fluxo líquido de capitais é positivo.<sup>2</sup> Assim, ao obter uma correlação positiva entre o índice  $DCCI = DRI - 0,5DRO$  e o fluxo de capitais, que poderia ser interpretada como um sinal de que os controles de capitais são ineficazes, eles provam que os controles de capitais são de fato endógenos, ou seja, o governo reage aos fluxos de capitais ao impor controles de capitais. A correlação é positiva porque a reação do governo é instantânea e o efeito negativo dos controles sobre o fluxo de capitais é defasado. Os efeitos negativos dos controles de capitais sobre os fluxos de capitais têm um pico no quinto mês e desaparecem a partir do sexto mês.

Magalhães (1999) faz uma descrição extensa da legislação que regula o fluxo de capitais entre o Brasil e o resto do mundo e estuda a sua evolução. Garcia e Barcinski (1996) descrevem os mecanismos utilizados pelos agentes para burlar os novos controles impostos sobre o fluxo de capitais. Esses três estudos, apesar de mostrarem que houve um aumento no grau de integração financeira da economia brasileira, não são capazes de responder se a economia brasileira pode ou não ser caracterizada como perfeitamente integrada e qual é, então, o grau de abertura da economia.

Para isso, é importante utilizar um teste ou modelo capaz de estimar essa medida, pois dela dependem o efeito e a autonomia de várias políticas macroeconômicas domésticas. Importantes implicações macroeconômicas derivam da integração financeira no sentido forte e as implicações da integração financeira no sentido fraco tor-

---

<sup>2</sup> Restrições sobre saídas de capitais podem ter dois efeitos opostos sobre o fluxo líquido de capitais. Apesar de diminuir as saídas de capitais, os investidores estrangeiros podem perceber essas restrições como uma ameaça à remessa de seus retornos ao exterior no futuro e reduzir os fluxos de capitais. Assim, o efeito dessas restrições sobre o fluxo líquido de capitais dependerá de qual dos dois efeitos acima for maior.

---

nam-se mais relevantes quanto maior for o grau de substitutibilidade entre os ativos domésticos e externos. Quase todos os testes de integração financeira são construídos com base nesses efeitos, e, como existem diferentes efeitos, existem também diferentes testes. Não há, no entanto, um consenso sobre qual deles é o mais preciso. São descritos, a seguir, cinco tipos de testes de integração financeira.

Como o modelo estimado neste trabalho utiliza a paridade de juros coberta em sua formulação, faz-se, também, uma comparação entre as condições de arbitragem para explicar o porquê da escolha da paridade de juros coberta no modelo. São apresentadas, também, algumas, limitações dessa condição que justificam a inclusão de outras variáveis no teste e que resultam no modelo estimado.

### **2.1 Tamanho dos Fluxos de Capitais**

Um dos fatos que faz que muitos economistas acreditem que os países industrializados são altamente integrados financeiramente é o grande fluxo financeiro bruto entre eles. Apesar de indicar o grau em que as transações entre os agentes desses países ocorre, o tamanho desses fluxos não é um indicador perfeito de integração financeira, pois a equalização nos preços dos ativos financeiros elimina os incentivos para esses fluxos. No entanto, existem duas razões para se esperarem fluxos substanciais de capitais em um país com um alto grau de integração financeira:

(a) as tomadas de empréstimos entre agentes de economias fortemente integradas financeiramente cruzam as fronteiras e a localização geográfica torna-se irrelevante; e

(b) a manutenção de um portfólio de equilíbrio por agentes domésticos em resposta às mudanças internacionais ou a distúrbios financeiros domésticos requer fluxos líquidos de capitais, mesmo com rápidas mudanças nas taxas de retorno domésticas para acompanhar as taxas internacionais.

Segundo Golub (1990), se os capitais tivessem mobilidade perfeita não existiria qualquer relação entre a origem dos tomadores e a dos doadores de empréstimos. Dessa forma, a participação dos residentes na compra total dos ativos emitidos em um país deveria ser igual à participação desse país nos empréstimos mundiais. Ele testou sua proposição para 12 países do OECD durante os anos 70 e 80 e observou que os agentes têm uma preferência por ativos domésticos, mas também observou que a mobilidade de capital tem crescido nos últimos anos nesses países.

Faria (1993) analisou o aumento no fluxo bruto da conta de capitais, entre 1982 e 1990, nos chamados sete grandes (G-7: EUA, Inglaterra, França, Itália, Japão, Alemanha e Canadá), na Coreia e em Singapura, e na América Latina, inclusive no Brasil. Observou, principalmente no grupo do G-7, grandes crescimentos nos fluxos, sobretudo nos fluxos de investimento direto, de carteira e em bônus e ações.

---

## 2.2 Grau de Esterilização dos Fluxos de Reserva na Oferta Monetária Doméstica

Se a economia for financeiramente integrada no sentido forte, sob taxas de câmbio fixas, as autoridades monetárias domésticas perdem o poder sobre a oferta monetária, pois mudanças na oferta monetária afetariam, instantaneamente, as taxas de retorno dos ativos domésticos, que seriam rapidamente arbitradas por meio da entrada e saída de recursos externos no país. Esse fluxo anularia a política do Banco Central e manteria a oferta monetária na mesma ordem.

Testes da efetividade da esterilização em países em desenvolvimento estimam o *coeficiente de compensação*, que relaciona as mudanças no estoque de ativos domésticos no Banco Central a mudanças nos fluxos de reservas. Sob integração financeira forte, esse coeficiente deveria ter o valor  $-1$ , pois qualquer aumento dos ativos domésticos no Banco Central levaria a uma fuga de capitais compensatória, o que deixaria o estoque de moeda no mesmo patamar e implicaria perda de autonomia monetária.

Outras formas utilizadas para se detectar a autonomia da política monetária são os testes de causalidade. Na ausência de autonomia monetária, sob taxas fixas de câmbio, agregados financeiros domésticos como moeda ou crédito não deveriam causar, no sentido de Granger, movimentos na renda nominal. Montiel (1989) e Dowla e Chowdhury (1991) testaram essa hipótese para um número de países em desenvolvimento. Cabe aqui citar o caso específico da Índia, em que, nos dois trabalhos acima, os agregados monetários não causaram, no sentido de Granger, o produto real doméstico, e entraram em contradição com o resultado obtido por Haque e Montiel (1990), que não puderam rejeitar a hipótese nula de autarquia financeira para esse país.

## 2.3 Correlações entre Poupança e Investimento (Feldstein-Horioka)

Ao considerarmos uma economia pequena e perfeitamente integrada com o mercado de bens mundiais e com o mercado financeiro internacional no sentido forte, uma mudança em sua poupança doméstica não teria nenhum efeito sobre as taxas de retorno domésticas, pois essas seriam determinadas no mercado de capitais internacional, e, conseqüentemente, não teriam nenhum efeito sobre o investimento doméstico. Com base nisso, Feldstein e Horioka (1980) propuseram estimar o grau de integração financeira mundial ao medir o grau de correlação entre poupança doméstica  $S$  e investimento doméstico  $I$ . Eles usaram dados anuais para 21 países da OCDE, no período entre 1960 e 1974, e estimaram várias regressões OLS em *cross-section* na forma de:

$$(I / PIB)_i = a + b(S / PIB)_i + e \quad (1)$$

$I/PIB$  e  $S/PIB$  foram as médias calculadas num período de cinco anos assim como no período completo de 15 anos. Feldstein e Horioka (1980) afirmaram que, sob a

hipótese nula de integração financeira perfeita,  $b$  deveria ser zero para um país pequeno e, para países grandes, deveria se aproximar a participação do país no estoque de capital mundial. No entanto, suas estimativas de  $b$  ficaram fortemente centradas ao redor de 0,9 e foram robustas a inclusões de variáveis explicativas adicionais e variáveis instrumentais. Esse resultado foi, então, interpretado como consistente, com um baixo grau de integração financeira entre os países da OCDE no período.

Os resultados de Feldstein e Horioka (1980) foram confirmados por outras pesquisas que usaram amostras e técnicas diferentes. Os resultados mais próximos da expectativa inicial de integração financeira conseguiram detectar valores para  $b$  estatisticamente diferentes do valor 1 de autarquia financeira, mas, mesmo assim, as estimativas pontuais continuaram elevadas. Alguns trabalhos feitos posteriormente por diferentes autores observaram queda, ao longo do tempo, no valor de  $b$ . Apesar do alto valor de  $b$  obtido por Feldstein e Horioka (1980) não ter sido refutado nesses trabalhos, a interpretação desse resultado, como um índice de baixa integração financeira, não tem sido usualmente aceita.<sup>3</sup>

Um grande grupo de economistas – Obstfeld (1986), Murphy (1984), entre outros – argumenta que, apesar de a inexistência de mobilidade financeira implicar alta correlação entre  $(I/PIB)$  e  $(S/PIB)$ , sua existência não implica necessariamente baixa correlação entre essas variáveis. Isso ocorre devido à endogeneidade de  $(S/PIB)$  na equação de Feldstein e Horioka (1980), ou seja, ela é correlacionada com o erro. Para um modelo de séries temporais, essa correlação poderia ser originada por três motivos:

(a)  $(I/PIB)$  e  $(S/PIB)$  são funções do estado de uma terceira variável; ou seja, elas são procíclicas [Obstfeld, 1986];

(b) a poupança nacional tornaria-se endógena a uma política fiscal que procurasse equilibrar a conta corrente pois  $CC=I-S$ ; e

(c) a inclusão de países grandes, como EUA, Japão e Reino Unido, aumenta o valor estimado de  $b$  por Feldstein e Horioka (1980), pois choques em seus níveis de poupança afetam a taxa de juros mundial e o nível de investimento [Murphy, 1984].

Para um modelo *cross-section*, a explicação dada por Obstfeld (1986) é que as taxas domésticas de poupança e investimento são funções da taxa de crescimento de longo prazo da economia. Um outro grupo aceita as correlações de Feldstein e Horioka (1980) como evidência de que a poupança e o investimento têm efeitos diretos entre si. No entanto, enquanto uma parte desse grupo interpreta essa evidência como um sinal de integração financeira limitada entre os países industrializados, Frankel (1992) considera que essa evidência é um sinal de integração limitada no mercado de bens e não nos mercados financeiros. Conclui, então, que esse teste não pode ser considerado um teste de integração financeira, como veremos na seção 2.4.

---

<sup>3</sup> Ver Montiel (1993) para uma descrição mais completa da literatura.

---

## 2.4 Equação de Euler para a Trajetória de Consumo Ótimo

Obstfeld (1986) propôs um teste baseado na equação de Euler. Essa equação representa a solução para o problema de maximização da trajetória de consumo intertemporal dos agentes. A equação de Euler para os residentes domésticos, para cada período  $t$ , pode ser escrita como:

$$U'(c_t) = \mathbf{b}(1 + i_t)E_t(P_t / P_{t+1})U'(c_{t+1}) \quad (2)$$

em que  $c$  é consumo;  $E$ , o operador esperança;  $P$ , o nível de preços;  $i$ , a taxa de retorno do investimento no mercado doméstico; e  $\mathbf{b}$ , a taxa de preferência intertemporal do consumo. Essa equação mostra que os residentes maximizam sua utilidade no ponto em que a utilidade marginal obtida pelo nível de consumo em  $t$  for igual à obtida ao adiar o consumo um período para investir no mercado doméstico e obter  $i_t$  de retorno menos o acréscimo esperado no nível de preços  $E_t(P_t / P_{t+1})$  e sua taxa de desconto  $\mathbf{b}$ .

A equação de Euler para os não residentes é:

$$U^*(c_t^*) = \mathbf{b}^*(1 + i_t)E_t(S_t P_t^* / S_{t+1} P_{t+1}^*)U^*(c_{t+1}^*) \quad (3)$$

em que  $S$  é a taxa de câmbio nominal e o asterisco refere-se às variáveis externas. O não residente maximiza sua utilidade no ponto em que a utilidade marginal obtida pelo consumo em  $t$  for igual à obtida ao adiar seu consumo um período e, após descontado  $\mathbf{b}^*$ , ao converter sua moeda em moeda doméstica para investi-la no mercado doméstico, obter  $i_t$  de retorno menos a taxa de desvalorização cambial esperada e (ao ser convertida à moeda estrangeira) a taxa de inflação esperada da moeda estrangeira (pois é nessa moeda que ele compra seus bens de consumo).

Caso as duas economias comparadas sejam fortemente integradas financeiramente, os não residentes terão acesso à mesma taxa de remuneração do capital investido na moeda doméstica  $i$ , e ao supor  $\mathbf{b} = \mathbf{b}^*$ , as equações (2) e (3) implicam que a taxa marginal de substituição esperada entre as unidades presente e futura da moeda doméstica deve ser igual para os residentes e os não residentes. Para testar essa proposição, Obstfeld supôs que os residentes e os não residentes têm função de utilidade de aversão relativa ao risco constante:

$$U(c_t) = \frac{1}{1-s} c_t^{1-s} \quad (4)$$

$$U'(c_t) = c_t^{-s} \Rightarrow \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} = \left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\right)^s$$

A equação que testa a integração financeira da economia é obtida pela substituição da expressão acima nas equações 2 e 3 e, a seguir, pela igualdade entre as duas resultantes:

$$E_t n_t = 0 \quad (5)$$

$$\text{em que } n_t = \left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\right)^s \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) - \left(\frac{c_t^*}{c_{t+1}^*}\right)^s \left(\frac{S_t P_t^*}{S_{t+1} P_{t+1}^*}\right)$$

Ao aplicar dados trimestrais do período entre 1962-II a 1985-II no teste para os EUA e o Japão e os EUA e a Alemanha, Obstfeld (1986) concluiu que, apesar da hipótese nula dos  $n_t$  passados serem iguais a zero ter sido rejeitada, ela não pode ser rejeitada para os EUA e o Japão a partir de 1973-II, o que sugere que esses dois países tornaram-se altamente integrados a partir desse período.

Quando comparamos esse teste aos anteriores, este estima a integração financeira fraca entre os países e não requer comparações entre taxas de retornos de ativos que podem não ser similares. Além disso, a hipótese nula do teste não é rejeitada devido a falhas na PPC *ex ante* e este não é vulnerável a fontes indiretas de correlações entre investimento e poupança. No entanto, a rejeição da hipótese nula pode ocorrer devido a diferenças entre as funções de utilidades dos agentes entre os dois países e não à falta de integração entre eles.

## 2.5 Condições de Arbitragem

O grau de integração financeira tem sido também estimado pelas oportunidades de arbitragem não exploradas no mercado de capitais doméstico.

### 2.5.1 Paridade de Juros

#### Coberta – PJC

Essa condição estabelece que, sob integração financeira perfeita, a taxa nominal de retorno de um ativo denominado em moeda doméstica deve ser igual à taxa de retorno de um ativo idêntico a esse, exceto pela moeda de denominação e jurisdição política do ativo externo, pois o risco cambial é eliminado pelo mercado a termo:<sup>4</sup>

$$(1 + i_{t+1}) = (1 + i_{t+1}^*) \frac{F_t}{e_t} \quad (6)$$

<sup>4</sup> Numa economia perfeitamente integrada financeiramente essa paridade deve ocorrer, pois um agente pode tomar um dólar emprestado, comprar  $1/e_t$  reais, investir nos ativos denominados em reais que pagam  $i_{t+1}$  por ativo, e adquirir um contrato futuro de compra de dólar para obter o dólar no próximo período à taxa  $F_t$ . Como toda essa operação é feita no período  $t$ , ela não envolve nenhum risco, com exceção do risco de *default*, e, assim, a taxa de retorno dessa operação deve ser igual a  $i_{t+1}^*$ .

em que  $e_t$  é o valor da taxa de câmbio à vista;  $F_t$ , a taxa dólar real a termo de um período;  $i_{t+1}$ , a taxa nominal de juros de um ativo denominado em moeda doméstica de um período; e,  $i_{t+1}^*$ , a taxa nominal de juros de um ativo denominado em moeda externa de um período. Escrita em *logs*, a relação de paridade de juros coberta (6) é aproximada por:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + fd_t \quad (6'')$$

em que  $fd = F_t - e_t$ . Assim,  $fd$  é o desconto do mercado futuro de câmbio (R\$/US\$) para contratos de 30 dias com vencimento em  $t+1$  – cotação do primeiro dia útil do mês.

### 2.5.2 Paridade de Juros Descoberta – PJD

Se os agentes não podem cobrir-se do risco cambial, a taxa de retorno na moeda doméstica de um ativo denominado em moeda estrangeira torna-se aleatória diante das possibilidades de mudanças na taxa de câmbio. A PJD supõe que os agentes preocupam-se apenas com o primeiro momento de suas distribuições subjetivas dos retornos futuros nos ativos de risco estrangeiros, ou seja, com o valor esperado dos retornos. Nesse caso, se a economia for perfeitamente integrada financeiramente, os retornos esperados nos ativos doméstico e externo devem ser iguais:

$$(1 + i_{t+1}) = (1 + i_{t+1}^*) E_t \left\{ \frac{e_{t+1}}{e_t} \right\} \quad (7)$$

em que  $E$  é o operador de expectativas. Escrita em *logs*, essa relação é aproximada por:

$$i_{t+1} = i_{t+1}^* + \Delta e_{t+1}^e \quad (7')$$

em que  $\Delta e^e$  é a desvalorização esperada.

### 2.5.3 Paridade de Juros Real – PJR

Essa condição requer que a taxa doméstica de retorno real esperada  $r$  (descontada a taxa de inflação interna esperada) seja igual à taxa externa de retorno real  $r^*$  esperada (descontada a taxa de inflação externa esperada):

$$r_{t+1} = (1 + i_{t+1}) p_t / E(P_{t+1}) = r_{t+1}^* = (1 + i_{t+1}^*) p_t^* / E(P_{t+1}^*) \quad (8)$$

Escrita em *log* ela é aproximada a:

$$r_{t+1} - r_{t+1}^* = (i_{t+1} - p_{t+1}) - (i_{t+1}^* - p_{t+1}^*) \quad (8')$$

em que  $p$  é a taxa de inflação esperada.

### 2.5.4 Comparando-se as Três Condições

Apesar das condições serem testadas para responder se a economia é integrada financeiramente, o fato de elas não serem satisfeitas pode não ser explicado apenas por barreiras à mobilidade de capitais entre os países. Entre as três condições, a que requer menos hipóteses para ser satisfeita é a PJC.

A ocorrência de desvios na PJC deve-se ao que se denomina *risco país*. O *risco país* compreende os controles de capitais, custos de transações nas operações de arbitragem, custos de informação e *risco político*. O *risco político* está associado à possibilidade de uma imposição futura de novos controles de capitais ou tarifas e ao risco de *default*.

Ao utilizarmos as equações (6') e (7') podemos observar a relação entre a PJC e a PJD:

$$i_{t+1} - i_{t+1}^* - \Delta e_{t+1}^e = (i_{t+1} - i_{t+1}^* - fd_t) + (fd_t - \Delta e_{t+1}^e) \quad (9)$$

em que  $(i_{t+1} - i_{t+1}^* - \Delta e_{t+1}^e)$  é o diferencial descoberto da taxa de juros;

$(i_{t+1} - i_{t+1}^* - fd_t)$  é o diferencial coberto da taxa de juros; e

$(fd_t - \Delta e_{t+1}^e)$  é o prêmio de risco cambial.

Assim, para que a PJD ocorra, é necessário que a PJC ocorra e que o prêmio de risco da moeda, ou risco cambial, seja zero.

Enquanto a PJC tem sido observada por um grande número de trabalhos, o mesmo não tem acontecido com a PJD, ou seja, o desconto futuro é um estimador viesado das mudanças cambiais futuras. Então, pode-se atribuir a falha da PJD em uma situação em que a PJC é satisfeita ao fato de os especuladores serem estimadores ruins. Assim, a hipótese de expectativas racionais deixaria de ser válida. Isso pode ser explicado pela existência de um prêmio de risco cambial,<sup>5</sup> um prêmio de risco cambial variável ou pelo fato de a variância do prêmio de risco ser maior do que a variância da depreciação esperada. Ela pode falhar, também, devido ao que se denominou na literatura de *problema peso*, que ocorre em uma economia com a taxa de câmbio fixa em que os agentes percebem a probabilidade de uma desvalorização discreta no câmbio, que, de fato, não ocorre. Assim, a PJD falhará, mesmo que essa economia seja financeiramente integrada.

Ao utilizar amostras de fontes diferentes, para períodos diferentes e com uma regressão da mudança futura da taxa cambial à vista no desconto futuro, Froot e Frankel (1989) decompõem o viés do desconto futuro em seu componente atribuído a erros sistemáticos de expectativa e ao prêmio de risco. Seus testes não puderam rejeitar as hipóteses de que todo o viés deve-se a erros de expectativa sistemáticos e

---

<sup>5</sup> Quando dois ativos denominados em moedas diferentes não são substitutos perfeitos um do outro, o ativo com menor atratividade em termos de risco deve pagar um maior retorno para que os agentes o mantenham em seu portfólio.

---



nada ao prêmio de risco variável, pois a co-variância da depreciação esperada e do prêmio de risco é negativa e a variância do prêmio de risco é zero. Rejeitaram a hipótese de que o risco cambial é mais variável que a depreciação esperada e investidores ganhariam, assim, se pudessem diminuir a magnitude da depreciação esperada.

Suas conclusões são consistentes com as hipóteses de falha na racionalidade do investidor, com o *problema peso*, a não-estacionariedade na amostra (mudança no processo que governa a taxa cambial à vista) e a aprendizagem por parte dos investidores.

Para testar a hipótese da racionalidade dos investidores, Kaminsky (1993) desenvolve um modelo no qual estes se baseariam para fazer suas previsões cambiais. Seu modelo incorpora, nas previsões dos investidores, as declarações feitas pelas autoridades monetárias dos EUA sobre a política monetária corrente e futura, portanto, sobre o regime cambial. Como as probabilidades de mudança no regime cambial do modelo são estatisticamente diferentes de zero, este pode antecipar eventuais mudanças no processo estocástico gerado pelos fundamentos do mercado. Devido a falsos sinais emitidos pelas autoridades monetárias, ou sinais que são implementados em tempo defasado, o modelo, assim como os investidores, prevêem incorretamente o regime cambial e formam expectativas viesadas *ex post* para amostras pequenas.

Esse modelo demonstra que os investidores, apesar de errarem repetidamente, são, de fato, racionais, pois o regime cambial verdadeiro muda ao longo do tempo. Assim, o viés do desconto futuro pôde ser explicado pelo *problema peso generalizado*, definido como a soma do viés decorrente do *problema peso* (incerteza sobre o momento da mudança no regime) com o viés decorrente da aprendizagem do regime corrente. O modelo consegue explicar 75% do viés do desconto futuro.

Podemos concluir, então, que, entre as duas condições acima, a PJC é mais apropriada para se testar o grau de integração financeira de uma economia, pois a PJD pode falhar, mesmo se a economia for integrada.

Podemos agora derivar a expressão para a PJR:

$$r_{t+1} - r_{t+1}^* = (i_{t+1} - i_{t+1}^* - fd_t) + (fd_t - p_{t+1} + p_{t+1}^*) \quad (10)$$

em que  $(r_{t+1} - r_{t+1}^*)$  é o diferencial real da taxa de juros;

$(fd_t - p_{t+1} + p_{t+1}^*)$  é o desconto futuro real ou prêmio da moeda. O prêmio da moeda pode também ser dividido na soma do prêmio de risco cambial com a depreciação real esperada:

$$r_{t+1} - r_{t+1}^* = (i_{t+1} - i_{t+1}^* - fd_t) + (fd_t - \Delta e_{t+1}^e) + (\Delta e_{t+1}^e - p_{t+1} + p_{t+1}^*) \quad (11)$$

em que  $(\Delta e_{t+1}^e - p_{t+1} + p_{t+1}^*)$  é a depreciação real esperada. Assim, para que a PJR ocorra, é necessário que a PJC ocorra e que o prêmio da moeda seja zero.

Frankel e MacArthur (1988) derivaram a expressão (11) e utilizaram dados do mercado futuro de 24 países para explicar porque os testes baseados nas correlações de poupança/investimento (testes de Feldstein e Horioka) e diferenciais reais de juros têm fornecido um grau surpreendentemente baixo de integração financeira para países industrializados e decrescente a partir de 1973, quando, na verdade, esperava-se o contrário, pois muitos países retiraram controles de capitais a partir desse ano.<sup>6</sup>

Para que a poupança não seja correlacionada com o investimento, é necessário que as taxas de juros reais sejam equalizadas entre os países, pois é a taxa de juros real e não a taxa nominal, da qual dependem a poupança e o investimento. Assim, é melhor testar a Paridade de Juros Real que não apresenta todos os problemas econométricos das regressões de poupança e investimento.<sup>7</sup> Com a decomposição (11), verifica-se que a PJR pode falhar, não só devido a uma integração imperfeita dos mercados financeiros, mas também do mercado de bens, caso a depreciação real esperada seja diferente de zero. Desse modo, os testes de Feldstein e Horioka e da PJR dariam respostas erradas, pois não são testes apropriados para se medir o grau de integração financeira de uma economia.

A comparação entre as três condições mostrou que a condição da PJC é a condição apropriada para se testar o grau de integração financeira de uma economia, pois as outras duas podem falhar, mesmo se a economia for integrada. No entanto, como vimos, a presença de altos custos de transação entre os ativos comparados poderia gerar um diferencial na PJC mesmo com a economia financeiramente integrada. Para testar essa condição, retirando-se os custos de transação, duas formas têm sido utilizadas pela literatura.

A primeira consiste em desconsiderar o diferencial de juros coberto que se encaixa em uma banda neutra construída a partir de estimativas dos custos de transação [Frankel e Levich, 1975]. A segunda desconsidera o diferencial que não for serial-

---

<sup>6</sup> Os resultados obtidos foram interessantes: Alemanha, Japão, Holanda e Suíça tiveram descontos futuros reais substanciais, que constituíram quase o total do diferencial de juros real. Esses são países que passaram por grandes variações cambiais. Nesses quatro países e em Hong Kong, os fatores da moeda produziram um diferencial real negativo enquanto o diferencial coberto foi positivo. Conclui-se que os pequenos controles ou fricções remanescentes trabalharam para resistir à entrada de capital para esses países e não à saída, como concluiríamos ao observar apenas o critério do diferencial real de juros. Mostraram, também, que o prêmio moeda é muito mais importante para explicar o DJR do que o *risco político ou risco país*, apesar de essa última variável ser a variável que mede o grau de integração financeira entre economias, e que a depreciação real esperada está mais relacionada ao desconto futuro real, e portanto ao DJR, do que ao prêmio de risco cambial. Assim, o fato de os DJR terem se tornado mais variáveis a partir de 1973, apesar da redução nas barreiras políticas, pode ser explicado pelas mudanças nos regimes cambiais para regimes mais flexíveis, o que também pode explicar o aumento nas correlações de poupança/investimento.

<sup>7</sup> Suposições sobre a exogeneidade da poupança nacional ou de variáveis instrumentais escolhidas.

---

mente correlacionado, ou seja, se este for um ruído branco usualmente conclui-se que a taxa de juros doméstica depende somente de fatores externos.

No entanto, satisfazer a essas duas formas de testes não indica necessariamente que a economia seja integrada. No primeiro caso, mesmo que o diferencial encontre-se dentro da banda, o preço de equilíbrio do ativo determinado pelas variáveis domésticas pode estar dentro dessa faixa de variação. Apesar da inexistência de lucros de arbitragem inexplorados, pode-se dizer que os mercados não são integrados, pois os preços dos ativos financeiros domésticos são, nesse caso, determinados pelas variáveis domésticas.

Quanto à segunda forma, Edwards e Khan (1985) observam que, mesmo que o diferencial seja um ruído branco, ainda assim é possível que outras variáveis, além da taxa de juros internacional e da taxa de desconto futuro, afetem o comportamento da taxa doméstica de juros. Por isso, eles propõem testar, diretamente, se outras variáveis, sugeridas pela teoria econômica, têm um efeito sobre  $i_t$ .

O modelo utilizado neste trabalho, que é exposto e estimado a seguir, é baseado numa extensão do modelo originalmente desenvolvido por Edwards e Khan (1985). Esse modelo define a economia como semi-aberta e incorpora, além da PJC, variáveis domésticas para explicar o comportamento de  $i_t$ .

### 3 O MODELO E MECANISMOS DE APRENDIZAGEM

O modelo estimado a seguir é baseado na extensão proposta por Haque e Montiel (1990) do modelo de Edwards e Khan (1985). Além de se estimar o coeficiente constante de abertura, utiliza-se um algoritmo recursivo, conhecido como Filtro de Kalman, para observar a variação desse parâmetro ao longo do período amostral. É importante estimar parâmetros temporalmente variáveis, pois, durante o período amostral, ocorreram várias mudanças na legislação de capitais estrangeiros, e, devido a essas mudanças, as firmas e os indivíduos revêm sempre seus comportamentos, o que gera instabilidade nos parâmetros do modelo econométrico.<sup>8</sup>

#### 3.1 Taxas de Juros em Economias Semi-Abertas

O modelo de Edwards e Khan (1985) baseia-se no fato de que a maior parte das economias em desenvolvimento, inclusive o Brasil, apesar de terem desenvolvido e liberalizado seus setores financeiros e removido muitos con-

---

<sup>8</sup> Em sua crítica à avaliação de política econométrica, Robert Lucas fez a seguinte observação à estrutura dos modelos econométricos: “Dado que a estrutura de um modelo econométrico consiste em regras de decisões ótimas dos agentes econômicos, e que regras de decisões ótimas variam sistematicamente com as mudanças nas estruturas das séries relevantes para o tomador de decisões, segue-se que qualquer mudança na política altera sistematicamente a estrutura dos modelos econométricos” [Lucas, 1976, p.41].

---

troles sobre suas taxas de juros nas últimas décadas, ainda mantiveram ou impuseram novos controles sobre o fluxo de capitais, o que torna indefinido o grau de abertura de suas contas de capitais.

Trata-se de um modelo de determinação da taxa de juros doméstica para economias semi-abertas nas quais os fatores domésticos e externos influenciam a taxa de juros.<sup>9</sup> Para isso, a equação para a taxa de juros (nominal) doméstica é estabelecida como a combinação linear da PJC e da taxa de juros que equilibra o mercado monetário doméstico (*market clearing*), que seria observada caso a economia fosse totalmente fechada:

$$i_t = \mathbf{j} (i_t^* + fd_{t-1}) + (1 - \mathbf{j}) i_t' \quad (12)$$

O parâmetro  $\mathbf{j}$  é, então, interpretado como um índice de abertura financeira, que varia entre zero e 1 e cresce se o país aumenta sua integração financeira com os mercados financeiros internacionais. Se  $\mathbf{j} = 0$ , fatores externos não influenciam o comportamento da taxa de juros doméstica, o que só é possível se a conta de capitais for completamente fechada. Se  $\mathbf{j} = 1$ , a equação (12) transforma-se na equação (6'), e assume-se que a mobilidade de capitais é perfeita.

### 3.1.1 Taxa de Juros Hipotética de uma Economia Fechada

Pela abordagem padrão de Fischer,<sup>10</sup> a taxa nominal de juros pode ser especificada pela seguinte equação:

$$i_t = ir_t + \mathbf{p}_t^e \quad (13)$$

em que  $i$  é a taxa de juros nominal;  $ir$ , a taxa de juros real (*ex ante*); e  $\mathbf{p}^e$ , a taxa de inflação esperada.

Ao supormos que a economia é financeiramente fechada, a taxa real de juros pode ser especificada como:

$$ir_t = \mathbf{r} - \mathbf{IEOM}_t + \mathbf{w}_t \quad (14)$$

<sup>9</sup> Esse modelo foi posteriormente utilizado e estendido para responder a outras questões por diversos autores como Haque e Montiel (1990), Browne e McNelis (1990) e Reisen e Yêches (1993).

<sup>10</sup> Triches (1992), ao basear-se na equação de Fischer para verificar o poder de explicação dos testes de causalidade de Granger, constatou a ocorrência de causalidade bidirecional entre a taxa de inflação e a taxa de retorno do mercado aberto e da caderneta de poupança e da causalidade unidirecional da taxa de inflação para a taxa de juros sobre a letra de câmbio. Ele também observou a ocorrência de causalidade bidirecional entre M1, M2, M3 e M4 e a taxa de inflação, de M1 para o nível de renda da economia, e no sentido contrário do nível de renda para os agregados monetários mais amplos M3 e M4. Seus resultados mostraram a forte endogeneidade da moeda que impossibilita a avaliação da política de controle da demanda agregada e da variação dos preços via controle da oferta monetária.

em que  $\mathbf{r}$  é uma constante e representa a taxa real de juros de equilíbrio de longo prazo;  $EOM_t$ , o excesso de oferta de moeda real;  $\mathbf{I}$  é um parâmetro ( $\mathbf{I} > 0$ ) e  $\mathbf{w}_t$  é o erro aleatório. O excesso de oferta de moeda é definido como:

$$EOM_t = \log m_t - \log m_t^D * \quad (15)$$

em que  $m$  é o saldo real de moeda observado,  $m = M/P$ ,  $P$  é o nível de preços doméstico e  $m^{D*}$ , a demanda de equilíbrio por saldos reais de moeda ou encaixes reais. As equações (14) e (15) descrevem uma relação, chamada de efeito liquidez, na qual o valor da taxa de juros real de curto prazo eleva-se (decrece) em relação a seu valor de equilíbrio  $\mathbf{r}$  quando há um excesso de demanda (oferta) por encaixes reais. Edwards e Khan (1985)<sup>11</sup> supõem que o  $EOM$  ajusta-se de acordo com um mecanismo de ajustamento parcial.

Foram mudados alguns aspectos desse modelo para estimar seus parâmetros para o Brasil. Essas modificações baseiam-se na extensão proposta por Haque e Montiel (1990). Em primeiro lugar utiliza-se uma equação para a demanda por encaixes reais de curto prazo, e não de longo prazo. Esta é derivada ao incorporar-se o mecanismo de ajustamento parcial real na equação de demanda por encaixes reais.

A segunda modificação decorre da primeira, pois, como esse mecanismo é incorporado na equação de demanda por encaixes reais, e não no  $EOM$ , admite-se, então, um ajustamento instantâneo para o  $EOM$ , ou seja, no curto prazo, o mercado monetário encontra-se em equilíbrio, que é garantido pelas mudanças na taxa de juros de curto prazo (taxa de *market clearing*).

A terceira modificação refere-se à utilização de um valor calculado para a oferta de moeda da economia, pois, ao supor que esta seja completamente fechada, esse valor torna-se diferente do valor observado.

Para derivar a especificação dinâmica<sup>12</sup> para a demanda por encaixes reais de curto prazo, partimos da seguinte expressão *log-linear* estática:

$$\log \bar{m}_t^D = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \log y_t + \mathbf{a}_2 i_t + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_t^e \quad (16)$$

em que  $y_t$  é a renda real;  $y_t = (Y/P)$ ,  $\mathbf{p}_t^e$ , a taxa de inflação esperada; e  $i_t$ , a taxa nominal de juros de curto prazo, que equilibra o mercado monetário doméstico (*taxa*

<sup>11</sup> Incorpora-se o mecanismo de ajustamento parcial real  $\log m_t - \log m_{t-1} = \mathbf{b}[\log m_t^D * - \log m_{t-1}]$  para os saldos reais de moeda, em que  $\mathbf{b}$  é o parâmetro de ajuste  $0 \leq \mathbf{b} \leq 1$  para supor a existência de uma defasagem no ajustamento do  $EOM$ . Assim, o mercado monetário encontra-se em desequilíbrio no longo prazo. A equação de demanda de equilíbrio por saldos reais de moeda é:  $\log m_t^D * = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \log y_t - \mathbf{a}_2 \log(\mathbf{r} + \mathbf{p}_t^e) - \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_t^e$ . Nota-se que ela é uma função da renda real da taxa de inflação esperada e da taxa de juros de equilíbrio nominal, definida como a taxa de juros de equilíbrio real mais a taxa de inflação esperada, ao invés da taxa de juros nominal corrente.

<sup>12</sup> Ver anexo 1 com a justificativa teórica para essa especificação de demanda por moeda.

de *market clearing*). Deriva-se, então, sua especificação dinâmica ao postular um mecanismo de ajustamento parcial real, em que  $\mathbf{b}$  é o coeficiente de ajustamento,  $0 \leq \mathbf{b} \leq 1$ :

$$\log m_t^D - \log m_{t-1}^D = \mathbf{b}[\log \bar{m}_t^D - \log m_{t-1}^D] \quad (17)$$

Ao combinar (16) e (17):

$$\log m_t^D = \mathbf{a}_0 \mathbf{b} + \mathbf{a}_1 \mathbf{b} i_t + \mathbf{a}_2 \mathbf{b} \log y_t + \mathbf{a}_3 \mathbf{b} p_t^e + (1 - \mathbf{b}) \log m_{t-1}^D \quad (18)$$

Ao utilizarmos a condição de equilíbrio no mercado monetário doméstico:

$$\log m_t^D = \log m_t^S = \log m_t \quad (19)$$

derivamos a expressão reduzida para a taxa de juros doméstica observada:

$$i_t = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \log y_t + \mathbf{g}_2 \log m_t + \mathbf{g}_3 \log m_{t-1} + \mathbf{g}_4 p_t^e + \mathbf{w}_t \quad (20)$$

Para estimar o valor do estoque atual de moeda para uma economia financeiramente fechada, que seria diferente do nível de uma economia semi-aberta, partimos da identidade padrão da oferta monetária:

$$M_t \circ D_t + R_t \quad (21)$$

em que  $M$  é a oferta de moeda doméstica;  $R$ , o nível de reservas; e  $D$ , o estoque atual de crédito da economia. Essa identidade pode ser desagregada na seguinte equação:

$$M_t \circ D_t + R_{t-1} + \mathbf{D}R_t + \circ D_t + R_{t-1} + (CA_t + KA_{Gt} + KA_{Pt})$$

em que  $\mathbf{D}$  é um operador de primeira diferença e o termo à direita é obtido pela identidade da balança de pagamentos.  $CA$ ,  $KA_G$  e  $KA_P$  são os valores em reais da conta corrente, da conta de capitais do governo e da conta de capitais privada, respectivamente.

Caso a conta de capitais privada fosse fechada, o fluxo de recursos via conta de capitais seria inexistente,  $KA_P = 0$  e os desequilíbrios em conta corrente só poderiam ser financiados pela variação de reservas. Como o estoque de reservas é limitado, os desequilíbrios na conta corrente não poderiam ser sustentados por muito tempo e o governo teria que liberar a taxa de câmbio de modo a garantir o equilíbrio na conta corrente:  $CA=0$ .<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Segundo Edwards e Khan (1985), mesmo que a conta de capitais do balanço de pagamentos seja fechada mas exista algum comércio com o resto do mundo, fatores econômicos externos podem indiretamente afetar a taxa de juros doméstica. Por exemplo, um choque nos termos de troca pode produzir mudanças na renda real e nos preços que vão afetar a demanda doméstica por crédito e, então, as taxas de juros de equilíbrio.

Ao supor que a maior parte dos fluxos da conta de capitais do governo surge para saldar compromissos privados, esta também tenderia a zero ( $KA_{Gt} = 0$ ).

Assim, a oferta de moeda que corresponderia a uma economia financeiramente fechada [ $DR_t \circ CA_t + KA_{Gt} + KA_p = 0$ ] é:

$$M_t \circ M_t - DR_t \quad (21')$$

Ao estimarmos a equação (20) para obter os valores de seus coeficientes, podemos calcular a taxa de juros hipotética  $i$  para uma economia fechada ao utilizar, também, a condição de equilíbrio no mercado monetário:  $\log m'_t = \log m_t^u$  e, para isso, substituir  $m_t$  por  $m_t$ , obtido pela equação (21'):

$$i'_t = g_0 + g_1 \log y_t + g_2 \log m'_t + g_3 \log m_{t-1} + g_4 p_t^e + w_t \quad (22)$$

### 3.1.2 Taxa de Juros em uma Economia Totalmente Aberta

Como no Brasil os agentes podem se proteger do risco cambial, ao dispor do mercado futuro de dólares, o modelo utiliza a condição da PJC, equação(6'), para estimar a taxa que prevaleceria na economia, caso a conta de capitais fosse totalmente aberta. Para considerar as fricções decorrentes de custos de transações e *lags* de informação, que retardam a resposta da taxa de juros doméstica às mudanças na taxa de juros internacional, introduz-se o mecanismo de ajustamento parcial a seguir:

$$\Delta i_t = q[(i_t^* + fd_{t-1}) - i_{t-1}] \quad (23)$$

em que  $q$  é um parâmetro,  $0 < q < 1$ , que descreve a velocidade de ajustamento. Essa equação pode ser reescrita pela forma abaixo:

$$i_t = q(i_t^* + fd_{t-1}) + (1-q)i_{t-1} \quad (23')$$

### 3.1.3 Caso Geral

Como vimos inicialmente, a equação (12), que determina a taxa de juros de curto prazo para uma economia semi-aberta, é uma combinação linear da PJC e da taxa de juros de curto prazo que equilibra o mercado monetário. Se incorporarmos o mecanismo de ajustamento descrito pela equação (23) e adicionarmos uma taxa constante  $h$  à PJC, para considerar as diferenças na qualidade dos ativos comparados, ela assume a seguinte forma:

$$i_t = j h + j q(i_t^* + fd_{t-1}) + j(1-q)i_{t-1} + (1-j)i'_t \quad (24)$$

A estimativa do grau de abertura financeira da economia também pode ser feita sem a imposição de que os fatores domésticos e externos determinam a taxa de juros doméstica por uma combinação linear:

$$i_t = \mathbf{j} \mathbf{h} + \mathbf{j} \mathbf{q} (i_t^* + f d_{t-1}) + \mathbf{j} (1 - \mathbf{q}) i_{t-1} + \mathbf{m}'_t \quad (25)$$

### 3.2 Processo de Aprendizagem e Parâmetro Temporalmente Variável

Se considerarmos que algumas restrições ao fluxo de capitais e que vários mecanismos utilizados para realizar esse fluxo foram criados nos últimos anos, ou seja, ao longo do período amostral, e que existe um processo no qual firmas e indivíduos aprendem, ao longo do tempo, a contornar esses novos controles, espera-se que o grau de abertura financeira da economia seja temporalmente variável.

Se os coeficientes das equações (24) e (25) forem variáveis, esperamos que, com a imposição de novos controles, o valor de  $\mathbf{j}$  diminua e que, por outro lado, com a retirada de controles existentes, a criação de novos mecanismos legislativos e o processo de aprendizagem descrito acima, o valor de  $\mathbf{j}$  aumente.

Para estimar parâmetros temporalmente variáveis, foi utilizado o algoritmo recursivo, conhecido como Filtro de Kalman. As explicações para a técnica estatística e a aplicação nesse texto está baseada em McNelis e Nefçti (1982), Browne e McNelis (1990) e Hamilton (1994).

Para estimar parâmetros temporalmente variáveis, é necessário representar as equações (24) e (25) em uma forma geral conhecida como *forma espaço estado* (FEE). Nessa forma, a equação de medida descreve a variável observável  $y_t$  como a soma de um componente controlável  $\hat{y}_t$  (em que  $\hat{y}_t = X_t \mathbf{b}_t$ ) e de um componente não controlável  $u_t$ :

$$y_t = X_t \mathbf{b}_t + u_t, \quad t = 1, \dots, N \quad (26)$$

em que  $\mathbf{b}_t$  é o vetor de variáveis não observáveis  $\mathbf{b}_{it}$ , conhecido como vetor estado, e  $X_t$ , o vetor de variáveis observáveis, que podem incluir valores defasados de  $y$  ou variáveis independentes do distúrbio  $u_t$ , que é um ruído branco, serialmente não correlacionado, ortogonal a  $X_t \mathbf{b}_t$  e com variância  $\mathbf{S}^2$ .

A equação de transição que descreve o processo de evolução do vetor estado ao longo do tempo é:

$$\mathbf{b}_{t+1} = T \mathbf{b}_t + R \mathbf{h}_{t+1} \quad (27)$$

em que  $T$  e  $R$  são matrizes fixas e o vetor de distúrbios  $\mathbf{h}_{t+1}$  é um ruído branco, serialmente não correlacionado, e com a matriz de covariância igual a  $M_t$ . Vale observar que  $u_t$  e  $\mathbf{h}_t$  são independentes,  $\mathbf{S}^2$  e  $M_t$  são supostamente conhecidas e que  $M_t$  <sup>1</sup>  $0$  é condição necessária para a existência de variação temporal.



O Filtro de Kalman será utilizado aqui como um algoritmo para calcular estimativas lineares por mínimos quadrados do vetor estado, com base nos dados observados até o período  $t$ :

$$b_t \equiv \hat{E}(b_t | I_{t-1})$$

em que  $I_{t-1} \equiv (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, X'_{t-1}, X'_{t-2}, \dots, X'_1)'$  (28)

e  $E(b_t | I_{t-1})$  representa a projeção linear de  $b_t$  no conjunto de informações  $I_{t-1}$  e em uma constante. Essas estimativas são calculadas recursivamente e geram  $b_{1/0}$ ,  $b_{2/1}$ , ...,  $b_{T/T-1}$  sucessivamente. A matriz de covariância associada a essas estimativas é uma matriz de erros mínimos quadráticos ( $EMQ$ ), representada por:

$$P_{t/t-1} = E[(b_t - b_{t/t-1})(b_t - b_{t/t-1})'] \quad (29)$$

O processo recursivo começa com uma estimativa incondicional de  $b_t$  e com uma matriz de  $EMQ$  associada. A partir desse valor inicial, pode-se calcular, pelas equações (27) e (29),  $b_{2/1}$  e  $P_{2/1}$  e o resto da série. Como esses cálculos são iguais para  $t = 2, 3, \dots, T$ , o processo será descrito a seguir para o passo  $t$ :

Seja  $b_t$  o estimador ótimo de  $b_t$  baseado no conjunto de informações  $I_{t-1}$  (observe que  $y_{t-1}$  está incluída) e  $P_{t-1}$ , a  $EMQ$  representada por  $P_{t-1} = E[(b_{t-1} - b_{t-1})(b_{t-1} - b_{t-1})']$ . Por suposição, não existe em  $X_t$  nenhuma informação adicional sobre  $b_t$  além da contida em  $I_{t-1}$ ,  $E(b_t | X_t, I_{t-1}) = E(b_t | I_{t-1}) = b_{t/t-1}$  e o estimador ótimo de  $b_t$  será dado por  $b_{t/t-1} = T b_{t-1}$ . Estima-se, a seguir, um valor para  $y_t$ :  $\hat{y}_{t/t-1} \equiv E(y_t | X_t, I_{t-1})$ . Observa-se, então, pela equação (26), que  $\hat{E}(y_t | X_t, b_t) = X_t b_t$ , e pela lei das projeções iteradas:

$$\hat{y}_{t/t-1} \equiv X_t \hat{E}(b_t | X_t, I_{t-1}) = X_t b_{t/t-1} \quad (30)$$

A partir do momento em que dispomos do valor observado de  $y_t$ , podemos obter o erro associado à estimativa anterior:

$$v_t = y_t - \hat{y}_{t/t-1} = X_t (b_t - b_{t/t-1}) + u_t \quad (31)$$

Como  $u_t$  não é correlacionado com  $b_t$ :

$$E[u_t (b_t - b_{t/t-1})'] = 0 \quad (32)$$

Assim,  $E[v_t v_t'] = E[X_t (b_t - b_{t/t-1})(b_t - b_{t/t-1})' X_t'] + E[u_t u_t']$ , ao substituir a equação (29):

$$E[v_t v_t'] = f_t, \text{ em que } f_t = X_t P_{t/t-1} X_t' + S^2 \quad (33)$$

Assim, com a nova observação  $y_t$ , podemos atualizar a estimativa do valor de  $b_t$  ao utilizarmos a fórmula de atualização de uma projeção linear:

$$b_t = b_{t/t-1} + K_t v_t \quad (34)$$

em que  $K_t = P_{t/t-1} X_t' f_t^{-1}$  é conhecida como *matriz de ganho* e a matriz de covariância associada a essa projeção é:

$$P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} X_t' f_t^{-1} X_t P_{t/t-1} \quad (35)$$

O processo continua a produzir uma estimativa para  $b_{t+1/t}$  e sua respectiva matriz de *EMQ*. Pela equação (35), pode-se observar que  $P_t$  é independente de  $y_{t+1}$ , e pode ser calculada antecipadamente.

#### 4 RESULTADOS ECONOMETRICOS

O modelo foi estimado com dados trimestrais do segundo trimestre de 1988 ao quarto trimestre de 1998.<sup>15</sup> Antes de se proceder à estimativa das equações (24) e (25) foram feitos testes de estacionariedade nas variáveis que entram nessa equação para sabermos a forma mais apropriada de estimá-las.

Os testes de Philips Perron e Dyckey Fuller Aumentado aceitaram a hipótese de não-estacionariedade para as variáveis *logy* e *logm*, como podemos ver nas tabelas 1 e 2. Como a hipótese nula de não-estacionariedade para essas variáveis diferenciadas foi rejeitada, concluiu-se, então, que elas são variáveis I(1).

TABELA 1  
Teste de Phillips Perron

Lags	Logm	Logy	Dlogm	Dlogy
8	-1,32	-0,60	-7,27	-7,25
7	-1,27	-0,57	-7,27	-7,30
6	-1,30	-0,55	-7,22	-7,30
5	-1,24	-0,55	-7,23	-7,22
4	-1,19	-0,61	-7,24	-6,99
3	-1,06	-0,66	-7,28	-6,86
2	-1,21	-0,66	-7,19	-6,82
1	-1,15	-0,83	-7,19	-6,70
0	-1,23	-0,85	-7,19	-6,70

Obs.: Valores críticos: 5% = - 2,89, 1% = -3,51.

<sup>14</sup> A derivação para as equações (34) e (35) pode ser encontrada em Hamilton (1994), seção 4.5.

<sup>15</sup> Ver anexo com a definição e a fonte dos dados utilizados.

TABELA 2  
 Teste de Dickey Fuller Aumentado

	Lags <sup>1</sup>	Valor Observado
logy	0	-0,80
logm	3	-0,39
dlogy	0	-6,81
dlogm	2	-5,94
i	0	-2,53
i* + fd	0	-2,56
inf	0	-2,66

Nota: <sup>1</sup>Nº escolhido pelo critério de Ljung Box.

Obs.: Valor crítico a 5% = -2,93.

De acordo com a tabela 2, deveríamos aceitar a hipótese nula de não-estacionariedade para as variáveis *i*, inflação (*inf*) e para a PJC (*i\*+fd*). No entanto, é importante observar que séries que apresentam quebra estrutural durante o período amostral tendem a aceitar a hipótese nula de não-estacionariedade quando, na verdade, são estacionárias; ou seja, testes de estacionariedade costumam ter baixa potência.

Apesar de as séries para essas três variáveis só apresentarem quebras de nível a partir do Plano Real, os índices crescentes de inflação foram eliminados, o que ocasionou, no período, a primeira quebra de tendência para as mesmas. Ao testá-las pelo teste de Perron (1989), com quebra estrutural exógena em suas tendências a partir do segundo semestre de 1994 (devido ao término do período inflacionário), e por Perron (1997), com quebra endógena, a hipótese nula de não-estacionariedade é rejeitada para as três variáveis (ver tabelas 3 e 4).

TABELA 3  
 Teste de Perron (1989) com Quebra Estrutural  
 Exógena de Tendência

	Lags <sup>1</sup>	Valor Observado
i	0	-5,079
i* + fd	0	-5,172
inf	0	-4,979

Nota: <sup>1</sup>Nº escolhido pelo critério de Ljung Box.

Obs.: Valor crítico a 5% = -3,95 (Lambda = 0.6).

Data da quebra: 1994:2.

TABELA 4  
 Teste de Perron (1997) com Quebra Estrutural  
 Endógena de Tendência

	Lags	Data da Quebra	Valor Observado
i	7	1994:1	-9,208
i* + fd	7	1994:2	-7,691
inf	7	1994:1	-9,707

Obs.: Valor crítico a 5% = -5,33.  
 Data da quebra endógena.

Como as variáveis  $\log y$  e  $\log m$  são não estacionárias, é necessário realizar testes de cointegração nas mesmas antes de diferenciá-las para que a análise de regressão possa ser feita com séries estacionárias. Caso suas tendências estocásticas estejam ligadas a uma relação de equilíbrio ou cointegração, exprimir esse processo em primeira diferença, com a remoção de suas tendências estocásticas sem incorporar um modelo de correção de erros, implica perda de informação dos dados.

A hipótese de cointegração entre as variáveis  $I(1)$   $\log y$  e  $\log m$  foi testada pelo método de máxima verossimilhança multivariada de Johansen (1988). Para escolher o número adequado de  $lags$  do VAR partiu-se de um número suficientemente grande de  $lags$  para capturar a dinâmica do sistema.<sup>16</sup> Foram utilizados dois critérios para a escolha de  $lags$ : os testes multivariados de AIC (Akaike Information Criterion) e SBC (Schwartz Bayesian Criterion), calculados como:

$$AIC = T \log |\Sigma_n| + 2N$$

$$SBC = T \log |\Sigma_n| + N \log(T),$$

em que  $|\Sigma_n|$  é o determinante da matriz de variância/co-variância dos resíduos;  $n$ , o número de  $lags$  da estimação; e  $N$ , o número total de parâmetros estimados em todas as equações. Pelo critério de Akaike, o número de  $lags$  escolhido foi cinco enquanto, por Schwartz, esse número foi 1, como podemos ver na tabela 5.

<sup>16</sup> Como o programa utilizado para testar a hipótese de cointegração entre as variáveis – RATS – trabalha com as variáveis em nível, partiu-se de uma defasagem de 13 trimestres no VAR com base na hipótese de que três anos é um período suficientemente longo para capturar a dinâmica do sistema.

TABELA 5  
 Teste de AIC e SBC para Escolha de *lags*

<i>lags</i>	AIC	SBC
13	-447,351	-352,246
12	-438,996	-350,936
11	-435,764	-354,748
10	-441,668	-367,697
9	-448,882	-381,956
8	-455,138	-395,257
7	-457,901	-405,065
6	-457,544	-411,753
5	-462,707	-423,96
4	-450,518	-418,817
3	-449,805	-425,148
2	-442,992	-425,38
1	-446,441	-435,874

Variáveis: Logm Logy.

Para resolver a contradição entre os resultados dos testes, foi utilizado o teste de razão de verossimilhança. Pela razão de verossimilhança, o teste  $(T-c)(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_i|)$  pode ser comparado a uma distribuição  $\chi^2$ , com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições em que  $\Sigma_r$  e  $\Sigma_i$  são as matrizes de variância/co-variância dos resíduos do sistema restrito e irrestrito, respectivamente;  $c$ , o número de parâmetros estimado em cada equação do sistema irrestrito; e  $T$ , o número de observações utilizadas. Se a restrição de um número reduzido de *lags* não estiver equalizada (*binding*), espera-se que o  $\log|\Sigma_r|$  seja igual ao  $\log|\Sigma_i|$  e escolhe-se, então, o menor número pelo critério da parcimônia. Ao estimarmos as razões entre 13 e 9, 9 e 5; e 5 e 1 *lags*, obtivemos apenas um valor significativo para a razão entre 5 e 1, e conclui-se então, pelo modelo com cinco *lags*, como pode-se ver na tabela 6.

TABELA 6  
 Razão de Verossimilhança

	G.l.	Valor Observado	Grau de Significância
13/9	16	11,34	0,79
9/5	16	10,14	0,86
5/1	16	35,92	0,00

Obs.: Valores críticos: 5% = 26,3 1% = 32,00.

Variáveis: logm logy.

Pela razão de verossimilhança, pode-se ver, também, que a inclusão de variáveis *dummies* sazonais é não significativa (tabela 7).

TABELA 7  
Razão de Verossimilhança, para Inclusão de Valores Críticos a 5% *Dummies* Sazonais

G.l.	Valor Crítico	Valor Observado	Grau de Significância
6	12,59	9,51	0,14690

O teste de cointegração é feito então para o VAR com cinco *lags* e sem *dummies* sazonais. Como a hipótese nula de não-autocorrelação e normalidade nos resíduos desse VAR é aceita, o teste de cointegração pôde ser feito (tabela 8).

TABELA 8  
Teste de Cointegração entre as Variáveis: Logm Logy

Estimativa com constante e sem tendência						
Eigenvalue	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90%	Trace90%
0,2783	12,4	14,07	0	2	10,29	17,79
0,043	1,67	1,67	1	1	7,5	7,5
Estimativa sem constante e sem tendência						
Eigenvalue	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max90%	Trace90%
0,1716	7,15	8,1	0	2	7,37	10,35
0,0246	0,95	0,95	1	1	2,98	2,98

Vemos, na tabela 8, que a hipótese nula de cointegração entre as variáveis  $I(1)$ ,  $\log m$  e  $\log y$  é rejeitada; assim, a equação (20) foi estimada por OLS com essas variáveis em primeira diferença e as outras em nível:

$$i_t = 0,0478 + 0,368 \text{ dly}_t - 0,0463 \text{ dlm}_t - 0,089 \text{ dlm}_{t-1} + 0,928 \mathbf{p}_t^e$$

$$\begin{array}{cccccc} 5,454 & 2,543 & -2,073 & -3,711 & 40,149 & \end{array}$$

$$- 0,026 T1 - 0,041 T2 - 0,031 T3$$

$$\begin{array}{ccc} -1,797 & -3,868 & -2,715 \end{array}$$

$$\bar{R}^2 = 0,98, \quad DW = 2,48, \quad F(7,35) = 293,45$$

$$Q(4) = 6,56, \quad Q(8) = 11,24, \quad Q(10) = 11,26$$

$$\Pr(\mathbf{c}^2) = 0.33$$

Nessa equação foi utilizada a hipótese de expectativas racionais  $p_t^e = p_t$  para a inflação esperada  $p^e$ , pois esta apresentou os melhores resultados e  $T1$ ,  $T2$  e  $T3$  são *dummies* sazonais. Pelo teste de DW e pela estatística Ljung-Box Q, que segue uma distribuição  $\chi^2$ , a hipótese nula de não-autocorrelação nos resíduos é aceita. Os coeficientes da equação acima são, então, substituídos na equação (22) para calcularmos a taxa de juros hipotética para a economia fechada  $i$ . A partir daí pode-se calcular o coeficiente de integração financeira da economia.

#### *Resultados com parâmetros constantes*

Para que se possa posteriormente analisar a estabilidade dos parâmetros durante o processo de abertura financeira, com a aplicação do filtro de Kalman, é importante que as equações (24) e (25) satisfaçam testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade nos resíduos baseados na hipótese de parâmetros constantes. A equação (24) foi primeiramente estimada por OLS. Como seus resíduos apresentaram autocorrelação, ela foi reestimada por um processo auto-regressivo de ordem 1 (AR1) pelo procedimento de procura por máxima verossimilhança.<sup>17</sup>

Esse procedimento transforma todas as variáveis pelo filtro  $F(L) = 1 - rL$ . Sob a hipótese nula de parâmetros temporalmente invariáveis, que é feita no momento inicial da aplicação do procedimento de Kalman, o uso de um  $r$  fixo é defensável e o procedimento acima fornece uma estimativa consistente de  $r$  que é utilizada para produzir uma estimativa consistente dos parâmetros  $j$  e  $m$ . Os resultados obtidos por (AR1) foram os seguintes:

$$i_t = \underset{1,795}{0,013} + \underset{10,262}{0,891}(i_t^* + fd_{t-1}) + \underset{1,094}{0,093}i_t' - \underset{-1,132}{0,026}i_{t-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0,990 \quad DW = 2,014$$

$$Q(10-0) = 4,777 \quad Prob = 0,853$$

$$r = \underset{3,716}{0,540}$$

O resultado acima mostra que a soma dos coeficientes é próxima a 1 e que o parâmetro de ajustamento, que procura considerar as fricções decorrentes de custos de

<sup>17</sup> O procedimento de Cochrane Orcutt pode convergir para a raiz errada na presença de variáveis defasadas. O procedimento por máxima verossimilhança, apesar de convergir mais lentamente, garante encontrar um ótimo global para a raiz. A estimação por máxima verossimilhança de um modelo como:

$$m_t = am_{t-1} + bx_t + u_t,$$

$$u_t = ru_{t-1} + e_t,$$

com uma amostra de tamanho  $T$ , pode ser obtida ao minimizar-se  $s_e^2/(1-r^2)^{1/T}$ , em que

$$(T-1)s_e^2 = \sum_{t=3}^T [(m_t - rm_{t-1}) - b(x_t - rx_{t-1}) - a(m_{t-1} - rm_{t-2})]^2 + (1-r^2)(m_2 - bx_2 - am_1)^2.$$

transações e *lags* de informação, é, estatisticamente, igual a 1, o que implica ajustamento instantâneo da taxa de juros doméstica às mudanças na PJC. Assim, a exclusão do parâmetro de ajustamento não afeta o resultado das estimativas. A constante ***h*** adicionada à PJC para considerar as diferenças na qualidade dos ativos comparados, além de apresentar um valor extremamente baixo (0,013), é, estatisticamente, não significativa.

Ao estimarmos a equação (24) que impõe a restrição de soma igual a um dos coeficientes (***j*** = 1-***m***) e ao corrigirmos a autocorrelação serial pelo mesmo procedimento antes descrito e sem o coeficiente de ajustamento, obtemos um valor semelhante para o grau de integração financeira:

$$(i_t - i'_t) = \underset{1,180}{0,005} + \underset{10,015}{0,873}([i_t * + fd_{t-1}] - i'_t)$$

$$\bar{R}^2 = 0,589 \quad DW = 1,997$$

$$Q(10 - 1) = 4,699 \quad \Pr(\mathbf{c}^2) = 0,859$$

$$\mathbf{r} = \underset{3,350}{0,470}$$

O parâmetro satisfaz os limites teóricos (0,1) e é significativamente diferente de 0 e não diferente de 1. Assim, a hipótese de mobilidade perfeita de capitais não pode ser rejeitada. As estatísticas DW e Q – Ljung-Box aceitam a hipótese nula de não-autocorrelação nos resíduos. A constante que procura captar as diferenças entre as qualidades dos ativos também foi não significativa, além de apresentar um valor extremamente baixo (0,005).

Podemos, pela tabela abaixo, comparar o resultado constante obtido por esse trabalho com o resultado obtido por outros trabalhos para outros países e para o Brasil, num período amostral diferente.

Ao compararmos o resultado do coeficiente constante para o Brasil, obtido por este trabalho para o período de 1988-II/1998, com o obtido por Haque e Montiel (1990) para o período de 1969/1987, observamos que houve uma abertura da conta de capitais entre 1969 e 1998. Este trabalho, além de ter obtido resultado maior em valor, também aceita a hipótese nula de perfeita mobilidade de capitais (***j*** = 1), enquanto o segundo a rejeita.



TABELA 9  
Estimativas Constantes do Grau de Abertura Financeira

Fonte	País	$\phi$	Teste t	Período
Haque e Montiel (1990)	Brasil	0,723	6,71	1969-1987
Haque e Montiel (1990)	Índia	0,158	1,41	1969-1987
Haque e Montiel (1990)	Uruguai	0,890	14,14	1969-1987
Edwards e Khan (1985)	Colômbia	0,840	5,94	III/1968-IV/1982
Robinson <i>et alii</i> (1991)	Tailândia	0,590	6,30	1978-1990
Reisen e Yèches (1993)	Coréia	0,594	7,94	1980-1990
<b>Estimado neste trabalho</b>	<b>Brasil</b>	<b>0,873</b>	<b>10,02</b>	<b>1988-II/1998</b>

É importante observar que o modelo poderia ter apresentado problemas decorrentes de diferenças na qualidade dos ativos comparados entre o Brasil e o resto do mundo; caso não existisse, na economia, uma taxa de juros interna determinada pelo mercado e sobre a qual não incidisse nenhum tipo de restrição legal interna, como ocorre em muitas economias emergentes. Nesse caso, a hipótese de integração financeira perfeita poderia ser rejeitada, mesmo quando, de fato, ela ocorre. Com isso, uma baixa qualidade na série de dados disponíveis a ser utilizada no teste daria um grau de mobilidade de capitais menor do que o existente. Como o coeficiente de abertura obtido pelas estimativas foi alto e significativo, podemos afirmar que não há problemas com a especificação do modelo e com os dados utilizados.

#### 4.1 Parâmetro Variável

Antes de implementar o Filtro de Kalman para observarmos a trajetória desses parâmetros entre 1988 e 1998, é necessário especificar os valores iniciais para as variáveis de estado e substituir as matrizes desconhecidas por suas estimativas. Na estimativa, a matriz de transição foi especificada como uma matriz identidade, e admite-se, então, que o vetor estado segue um processo de passeio aleatório. Os valores iniciais foram estimados por OLS, após tratar as matrizes como coeficientes fixos. Após obtidos esses valores, os parâmetros  $\mathbf{S}^2$  e  $M_t$  foram estimados ao maximizar-se a função de verossimilhança, e supor que a distribuição de  $y_t$ , condicionada em  $X_t$  e nos valores passados de  $(y_s, X_s)$  é normal multivariada (gaussiana).

O gráfico 1 descreve, pela linha central, a trajetória do coeficiente estimado sob a restrição de que a soma de  $\mathbf{j}$  e  $\mathbf{m}$  seja igual a 1 (equação (24)), e, pelas linhas pontilhadas, seu respectivo intervalo de confiança. Apesar de seu valor não extrapolar o

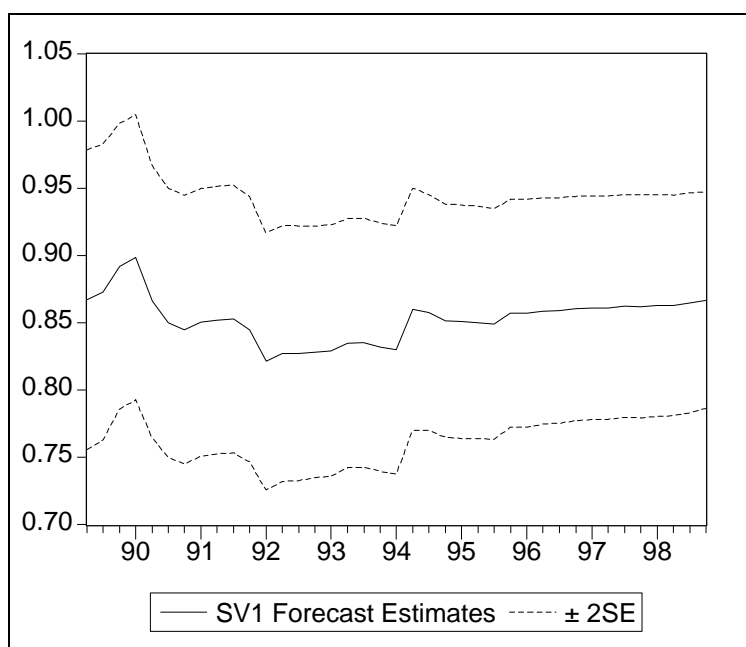
intervalo de confiança de 95% obtido na estimativa dos parâmetros constantes, como o intervalo de confiança variável é mais estreito, a hipótese nula de perfeita mobilidade de capitais é rejeitada em todo o período.

É importante, ainda, observar que, apesar de o comportamento da taxa de juros doméstica ser explicado principalmente pelo comportamento da PJC, o mercado monetário doméstico ainda exerce uma pequena e decrescente influência sobre o mesmo. Esse resultado confirma a suposição de que nenhum dos fatores, domésticos e externos, poderia ser ignorado na modelagem da taxa de juros.

O grau de abertura da economia apresentou uma tendência crescente a partir de 1992 e confirmou a existência de um mecanismo no qual os agentes aprendem a contornar os novos controles impostos sobre a economia a partir de 1993.

### GRÁFICO 1

Trajetória do Parâmetro  $j$  Estimado sob a Restrição de que  $m=1-j$



## 5 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou estimar a medida do grau de abertura financeira da economia brasileira, ou da conta de capitais do balanço de pagamentos. Além de ser uma variável-chave para o estudo de políticas macroeconômicas, sua estimação tem se tornado cada vez mais importante, pois os últimos anos se caracterizaram por uma tendência de liberalização financeira da economia brasileira. O modelo estimado descreve a taxa de juros de equilíbrio doméstico, por meio de uma média ponderada da taxa de paridade de

juros coberta e da taxa de equilíbrio do mercado monetário doméstico, que seria observada caso a conta de capitais fosse completamente fechada.

A determinação do comportamento da taxa de juros e de como ela responderá a influências externas e a políticas domésticas são questões de política econômica. Com essa resposta, as autoridades monetárias podem prever os efeitos de suas políticas sobre variáveis macroeconômicas, como poupança, investimento, balanço de pagamentos, e crescimento econômico. A influência dos fatores domésticos e externos sobre a taxa de juros doméstica foi estimada, por um lado, com a imposição de que a soma desses dois coeficientes seja igual a 1, e, por outro, sem impor essa restrição. O coeficiente varia entre 0 e 1, e quanto mais próximo a 1, maior o grau de abertura financeira da economia.

A estimativa irrestrita dos parâmetros constantes mostrou que a soma dos coeficientes é próxima a 1. O valor do coeficiente de abertura para a estimativa restrita foi alto (0,873), estatisticamente igual a 1, e muito próximo do obtido pela estimativa irrestrita (0,891). Ambas as estimativas mostraram que o parâmetro de ajustamento, que procura considerar as fricções decorrentes de custos de transações e *lags* de informação, é, estatisticamente, igual a 1, o que implica um ajustamento instantâneo da taxa de juros doméstica às mudanças na PJC. Assim, a exclusão do parâmetro de ajustamento não afeta o resultado das estimativas. A constante adicionada à PJC, para considerar as diferenças na qualidade dos ativos comparados, além de apresentar um valor extremamente baixo, foi, estatisticamente, não significativa.

Ao comparar-se resultado do coeficiente constante para o Brasil, obtido por este trabalho para o período de 1988-II/1998, com aquele obtido por Haque e Montiel (1990) para o período de 1969/1987, observa-se que houve uma abertura da conta de capitais entre 1969 e 1998.

Como a estimativa da equação irrestrita forneceu resultados muito próximos da restrita, foi estimado apenas o coeficiente variável da equação restrita. Essa estimativa foi de extrema importância. Pelo intervalo de confiança do coeficiente constante, a hipótese nula de plena mobilidade de capitais ( $j = 1$ ) não poderia ser rejeitada, mas, como o intervalo de confiança do coeficiente variável é mais estreito, pois o valor do coeficiente é corrigido a cada momento, a hipótese nula de plena mobilidade de capitais foi rejeitada.

A estimativa variável mostrou que as autoridades monetárias ainda mantêm um pequeno e decrescente controle sobre a taxa de juros doméstica, apesar de seu comportamento ser quase que totalmente determinado internacionalmente, pela paridade de juros coberta. Esse resultado confirmou a necessidade de se incorporarem tanto as variáveis externas quanto as domésticas para explicar o comportamento da taxa de juros doméstica.

O valor do coeficiente de abertura da conta de capitais, obtido pelas estimativas constante e variável, também é maior que o esperado pelo estudo da legislação, pois

ainda existem controles sobre o fluxo de capitais e, a partir de 1993, foram impostos vários controles sobre a entrada de capitais de curto prazo para investimentos em renda fixa.

O fato de o valor do coeficiente variável ter sido crescente a partir de 1992 mostrou a pequena eficácia dos novos controles impostos a partir de 1993 e a existência de um mecanismo no qual os agentes aprendem a contornar os novos controles impostos ao fluxo de capitais.

---

## ANEXO 1

*Especificação da Equação de Demanda por Moeda*

Os estudos teóricos e empíricos da demanda por moeda têm uma história impressionante que começa no século passado. Goldfeld e Sichel (1990) apresentam uma revisão extensa dos trabalhos teóricos e empíricos mais recentes.

A partir desses estudos, considera-se, hoje em dia, que a moeda pode ser demandada por pelo menos dois motivos: para suavizar as diferenças entre o fluxo de renda e de consumo do agente econômico ou como um dos vários ativos em seu portfólio. Essas duas demandas levam à especificação na qual a moeda nominal demandada  $M^d$  depende do nível de preços  $P$ , de uma variável de escala  $Y$ , da taxa de inflação  $\mathbf{p}^{18}$  e de um vetor  $R$  das taxas de retorno em vários ativos, que representa o custo de oportunidade de reter moeda  $M$ :

$$M^d = g(P, Y, \mathbf{p}, R)$$

Por suposição, a função  $g(\cdot)$  é homogênea de grau 1 em  $P$ , crescente em  $Y$ , decrescente em  $\mathbf{p}$  e nos elementos de  $R$  associados aos ativos excluídos da moeda  $M - r^x$  - e crescente em relação aos retornos dos ativos incluídos na moeda  $M - r^i$ . Por ser homogênea de grau 1 em  $P$ , essa função pode ser expressa em estoques reais de moeda e, ao utilizarmos como variável dependente o ativo  $M_t$ , que não rende juros, as variáveis poderiam ser relacionadas pela seguinte expressão *log-linear*<sup>19</sup> estática:

$$\log \bar{m}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \log y_t + \mathbf{a}_2 i_t + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_t^e, \quad (1)$$

em que  $m_t = (M/P)_t$ ;  $y_t$ , a renda real<sup>20</sup>;  $y_t = (Y/P)_t$ ;  $\mathbf{p}_t^e$ , a taxa de inflação esperada; e  $i_t$ , a taxa nominal de juros. Os coeficientes  $\mathbf{a}_0, \dots, \mathbf{a}_3$ , são, respectivamente, um

<sup>18</sup> Ver Cagan (1956) para a explicação da inclusão da taxa de inflação em  $g(\cdot)$ . Tourinho (1995) também utiliza o modelo de Cagan para demonstrar teoricamente a necessidade de se incluir a variável inflação esperada em períodos de altas inflacionárias. Triches (1992) testa e não rejeita a inclusão da taxa de inflação na equação como uma variável que mede o custo de oportunidade em reter moeda. Em períodos de altas inflacionárias e ao adotar conceitos mais amplos de moeda para representar a variável endógena, a taxa de inflação torna-se mais importante do que a taxa de juros para explicar a demanda por moeda, pois os agentes optam por reter ativos físicos e não financeiros, o que indica que ambas as variáveis devem entrar na equação.

<sup>19</sup> A equação de demanda por moeda é usualmente especificada na forma *log-linear*, mas pode também ser especificada pela forma linear, logarítmica ou Box Cox, como em Tourinho (1995).

<sup>20</sup> Poderiam também ter sido utilizadas, como variáveis de escala, a renda permanente ou a riqueza, todas em termos reais. O PIB é, tradicionalmente, utilizado em modelos transacionais, enquanto a renda permanente, freqüentemente medida como uma média exponencial ponderada dos valores correntes e passados do PIB, é mais utilizada por teóricos quantitativos modernos. Como a renda

intercepto à elasticidade renda e à semi-elasticidade da taxa de juros e da taxa de inflação esperada. Os sinais antecipados são  $\mathbf{a}_1 > 0$ ,  $\mathbf{a}_2 < 0$  e  $\mathbf{a}_3 < 0$ .

Ao supormos que no curto prazo a função demanda por saldos reais de moeda ou por encaixes reais segue uma especificação dinâmica, a equação de curto prazo é então derivada ao postular-se um mecanismo de ajustamento parcial real, em que  $\mathbf{b}$  é o coeficiente de ajustamento,  $0 \leq \mathbf{b} \leq 1$ :

$$\log m_t - \log m_{t-1} = \mathbf{b}[\log \bar{m}_t - \log m_{t-1}] \quad (2)$$

Ao combinarmos (1) e (2):

$$\log m_t = \mathbf{b}\mathbf{a}_0 + \mathbf{b}\mathbf{a}_1 \log y_t + \mathbf{b}\mathbf{a}_2 i_t + \mathbf{b}\mathbf{a}_3 p_t^e + (1 - \mathbf{b}) \log m_{t-1} \quad (3)$$

O mecanismo de ajustamento parcial real pressupõe que o ajustamento entre os saldos monetários e a mudança do nível de preços é instantâneo e que o saldo real de moeda defasado é um determinante do saldo real de moeda corrente. A explicação, apesar de muito discutida, baseia-se em custos de ajustamentos quadráticos de saldos reais de moeda ou no desejo dos agentes em se prevenirem de variações não antecipadas na renda.

Para definir o tratamento mais adequado de se estimar a equação de demanda por moeda no Brasil, Triches (1992) estimou, na forma *log-log*, a função demanda por moeda estática ou de longo prazo, de curto prazo, com mecanismo de ajustamento parcial real e nominal e a demanda por moeda com distribuição defasada. Todos os modelos foram estimados por OLS e, em alguns deles, a correlação serial foi removida pelo método de Cochrane – Orcutt.

Os resultados mais próximos daqueles esperados pela abordagem teórica, com sensibilidades mais significativas e maiores coeficientes de determinação, foram obtidos pela equação de curto prazo com ajustamento parcial real e de distribuição defasada. Os coeficientes de ajustamento situaram-se num intervalo entre 0,10 e 0,50 e, aproximadamente, 0,83 para estimativas anuais, devido à maior disponibilidade de tempo para o ajustamento dos saldos desejados.

Apesar de obter os melhores resultados, a especificação de ajustamento parcial real apresenta alguns problemas. Como em Triches (1992), a maior parte dos trabalhos econométricos, usualmente, obtém um valor de  $1 - \mathbf{b}$  próximo a 1, o que implica uma pequena velocidade de ajustamento ( $\mathbf{b} @ 0$ ) para os saldos reais de moeda e, além disso, os resíduos são autocorrelacionados, mesmo na presença da variável dependente defasada.

---

permanente é vista como uma *proxy* para a riqueza, medidas diretas de riqueza (riqueza não humana) também podem ser utilizadas, o que também é consistente com o motivo transacional. Dado que o PIB e a renda permanente são altamente correlacionados, estes tendem a funcionar igualmente bem.

---

Para explicar esse problema, Goodfriend (1985) defende que erros de medida nas variáveis independentes induziriam os resíduos da regressão a apresentarem correlação serial, que seria captada pela presença da variável dependente defasada. Assim, essa variável se tornaria significativa, mesmo que a relação de demanda fosse estática. Ao utilizarmos uma especificação mais simples da equação (2), o modelo sob a hipótese nula de que não existe dinâmica, mesmo no curto prazo, e nem erro de medida é:

$$m_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \tilde{y}_t + \mathbf{a}_2 i_t \quad (4)$$

Supostamente, a série para a variável exógena  $\tilde{y}$  não é disponível à investigação empírica e a série utilizada em seu lugar está relacionada a ela pelas seguintes equações de medida:

$$y_t = \tilde{y}_t + \mathbf{x}_t \quad (5)$$

$$\mathbf{f}(L)\mathbf{x}_t = \mathbf{y}(L)\mathbf{e}_t; \quad \mathbf{e}_t \sim IN(0, \mathbf{S}^2) \quad (6)$$

em que  $\mathbf{f}(L)$  e  $\mathbf{Y}(L)$  denotam escalares polinomiais com o operador defasagem  $L$ . Ao substituírmos (5) e (6) em (4):

$$m_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_t + \mathbf{a}_2 i_t + \mathbf{m}_t \quad (7)$$

$$\text{em que } \mathbf{m}_t = -\mathbf{a}_1 \mathbf{x}_t \quad (8)$$

Assim,  $\mathbf{m}_t$  é um processo estacionário ARMA:

$$\mathbf{f}(L)\mathbf{m}_t = \mathbf{y}(L)\mathbf{n}_t, \quad \mathbf{n}_t \sim IN(0, \mathbf{a}_1^2 \mathbf{S}^2) \quad (9)$$

Ao usarmos (9) em (7) obtemos:

$$\mathbf{f}(L)m_t = \mathbf{a}_0 \mathbf{f}(1) + \mathbf{a}_1 \mathbf{f}(L)y_t + \mathbf{a}_2 \mathbf{f}(L)i_t + \mathbf{y}(L)\mathbf{m}_t \quad (10)$$

Dadas as equações de (4) a (6), a relação (10) explicaria porque funções de demanda por moeda podem ser estimadas dinamicamente e, ainda assim, apresentar erros serialmente correlacionados. Goodfriend (1985) também demonstra que os erros nas variáveis ou variáveis omitidas nessas especificações viesam o coeficiente para o valor de 1 quando os erros de medida exibem um alto grau de autocorrelação positiva.

Como as variáveis que entram na equação de demanda por moeda são, em geral, bem caracterizadas por processos com raízes unitárias (ou seja, integrados de ordem  $1 - I(1)$ ), exprimir esse processo em primeira diferença, com a remoção de suas tendências estocásticas, para que a análise de regressão possa ser feita com séries estacionárias pode implicar perda de informação dos dados, pois suas tendências estocásticas podem

estar ligadas a uma relação de equilíbrio ou cointegração entre as variáveis. No caso de variáveis cointegradas, uma regressão OLS das variáveis em nível proporciona estimativas superconsistentes dos parâmetros.

Isso ocorre quando, apesar de  $m_t$ ,  $y_t$  e  $i_t$  serem processos  $I(1)$ ,  $\mathbf{m}_t$  é um processo estacionário –  $I(0)$ . Então (7) demonstra que  $m_t$ ,  $y_t$  e  $i_t$  devem ser co-integradas com os parâmetros da combinação linear de cointegração (depois de normalizada em  $m_t$ ) igual aos parâmetros da função demanda estática, que, de acordo com a teoria de Goodfriend (1985), deve ser chamada de curto prazo. Assim, métodos de cointegração poderiam ser usados para estimar os parâmetros da função de curto prazo (4), pois seriam supereficientes e robustos à omissão de variáveis e ao viés de erros nas variáveis.

Taylor (1994) desenvolve um modelo para testar a hipótese nula de Goodfriend (1985), que interpreta as relações de cointegração como funções demanda de curto prazo, sob a hipótese alternativa, normalmente utilizada em trabalhos empíricos, de que essas relações são funções demanda de longo prazo. Sabemos que, se essas relações forem de longo prazo, a dinâmica de curto prazo das variáveis deve ser expressa por um modelo de correção de erros e, sob a hipótese nula – ou seja, caso a dinâmica da demanda por moeda seja devida somente a erros de medida, o que importaria uma estrutura dinâmica idêntica para as variáveis explicativas e explicada –, os erros poderiam ser resolvidos com a limpeza dos resíduos.

Ao obtermos, por cointegração, estimativas consistentes do processo de erro da equação (7), Taylor (1994) estimou a ordem de  $\mathbf{f}(L)$  e  $\mathbf{Y}(L)$ , por Box-Jenkins (1976), e pôde, assim, testar a presença de fatores comuns na especificação dinâmica (10). Os testes, feitos com dados trimestrais de 1952-II/1972-IV, para um período com função de demanda estável, rejeitaram as restrições de fatores comuns e, assim, a hipótese nula de Goodfriend, e aceitaram a alternativa de que erros de medida não são os únicos responsáveis para a natureza dinâmica das relações empíricas da demanda por moeda.

A solução obtida de dinâmica intrínseca à função demanda mostra que modelos dinâmicos que, devido à existência de um vetor de cointegração, incorporam essas restrições de longo prazo, são o caminho certo a seguir.

---



## ANEXO 2

*Definições dos Dados e Fontes*

Ao invés de se trabalhar com uma série de renda permanente, utiliza-se o nível de renda corrente, representado pelo produto interno bruto trimestral real com ajuste sazonal, obtido do Anuário Estatístico do Brasil – IBGE e da página do IBGE na internet. O índice de preço utilizado para ajustar a série de M1 ao valor presente foi o IGP-DI, disponível no Suplemento Estatístico – Séries Históricas do Banco Central do Brasil. A série de taxa de juros interna utilizada foi a *Over Selic*, fornecida pela Andima, e a externa foi a U.S. Treasury Bills do *International Financial Statistics*. A série de desvalorização cambial esperada  $\dot{e}_t$  foi medida com base no primeiro dia do mês do mercado futuro de dólares, e os dados foram fornecidos pela Bolsa de Mercadorias & Futuros. O conceito de moeda utilizado é o conceito restrito M1. Como a hipótese de homogeneidade de preços é aceita, M1 é deflacionada pelo índice de preços IGP-DI. As séries de M1, reservas (liquidez internacional) e taxa de câmbio (venda) foram obtidas nos boletins mensais do Banco Central do Brasil. As taxas trimestrais de juros e o índice de preço trimestral foram calculados como a média dos três meses do período, de acordo com a metodologia do *International Financial Statistics*.

---

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BABA, Yoshihisa, HENDRY, David F. STARR, Ross M. *The Demand for M1 in the USA. 1960-1988*. Review of Economic Studies 59, 1992. p. 25-61.
- BOX, G. E. P., G. M. Jenkins. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*; revised ed. San Francisco: Holden-Day, 1976.
- BROWNE, Francis, MCNELIS, Paul. *Exchange Controls and Interest Rate Determination with Traded and Non-traded Assets: The Irish-United Kingdom Experience*, Journal of International Money and Finance 9, 1990, pag. 41-59.
- CAGAN, P. *The Monetary Dynamics of Hyperinflation..* Capítulo 2 in M. Friedman: Studies in the Quantity Theory of Money, University of Chicago, Chicago, 1956. p. 25-117.
- CARDOSO, Eliana, GOLDFAJN, Ilan. *Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls*. International Monetary Fund. Working Paper 115, 1997.
- DOWLA, Asif, CHOWDHURY, Abdur. *Money, Credit, and Real Output in the Developing Economies*. St. Mary's College, Division of History and Social Studies, St. Mary's City, Md., and Marquette University, Department of Economics, Milwaukee, Wis. Processed.
- DEKLE, Robert, e PRADHAN, Mahmood. *Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implications for Monetary Policy*. International Monetary Fund Working Paper/ 97/36.
- EDWARDS, Sebastian, KHAN, Mohsin. *Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework*. IMF Staff Papers, v.32, n.3, 1985. p. 377-403.
- ERICSSON, Neil, D. F. Hendry, K. M. Prestwich. *The Demand for Broad Money in The United Kingdom, 1873-1993*. International Finance Discussion Papers, nº 596, novembro, 1997.
- FARIA, Lauro V. - *Liberalização da Conta de Capitais do Balanço de Pagamentos*. A Última Década - Ensaios da FGV sobre o Desenvolvimento Brasileiro nos anos 90. Ed. da FGV, 1993.
- FELDSTEIN, Martin, HORIOKA, Charles. *Domestic Saving and International Capital Flows*. Economic Journal, , junho, 1980. p. 314-329.
- FRANKEL, Jeffrey A., MACARTHUR, Alan. *Political vs Currency Premia in International Real Interest Differentials*. A Study of Forward Rates for 24 Countries, European Economic Review 32, 1988. p. 1083-1121.
- FRANKEL, Jeffrey A. *Quantifying International Capital Mobility in the 1980s*. In: D. Bernheim J. Shoven, National Saving and Economic Performance, Chicago, University of Chicago Press, 1991. p. 227-60.
- FRANKEL, Jeffrey A. *International Capital Mobility: A Review*. American Economic Review, 1992. p. 197-202.
- FRENKEL, Jacob A., LEVICH, Richard. *Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?* Journal of Political Economy, abril, 1975. p. 325-338.
-

- FRIEDMAN, Benjamin, KUTTNER, Kenneth. *Money, Income, Prices, and Interest Rates*. The American Economic Review, vol. 82, nº 3, 1992. p. 472 – 492.
- FROOT, Kenneth A., J. Frankel. *Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?* Quarterly Journal of Economics, , fevereiro, 1989. p. 139 – 161.
- GARCIA, Márcio G. P., BARCINSKI, Alexandre. *Capital Flows to Brazil in the Nineties: Macroeconomic Aspects and the Effectiveness of Capital Controls*. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 1996.
- GOODFRIEND, Marvin S. *Reinterpreting Money Demand Regressions*. Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy 22. 1985, p. 207-42.
- GOLDFELD, Stephen, SICHEL, Daniel. *The Demand for Money*, cap. 8 In B. M. Friedman e F. H. Hahn. Handbook of Monetary Economics, Vol 1, North Holland, Amsterdam, 1990. 299 – 353.
- GOLUB, Stephen S. *International Capital Mobility: Net versus Gross Stocks and Flows*. Journal of International Money and Finance, dezembro 1990. p. 424-439.
- HAMILTON, James D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey. 1994.
- HAQUE, Nadeem MONTIEL, Peter. *Capital Mobility in Developing Countries: Some Empirical Tests*, IMF, 1990. (Working Paper, 90/117).
- JOHANSEN, Soren. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control 12. 1988, p. 231-54.
- JOHANSEN, Soren, JUSELIUS, Katharina. *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 1990. p. 169-210.
- KAMINSKY, Graciela. *Is There a Peso Problem? Evidence from the Dollar/Pound Exchange Rate, 1976 – 1987*. The American Economic Review, vol. 83, nº 3, 1993. p. 450 – 472.
- LUCAS, Robert E., Jr., *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, In K. Brunner, A. H. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy 1 (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1976).
- MAGALHÃES, João C. *Liberalização da Conta de Capitais do Balanço de Pagamentos no Brasil*. Dissertação de Mestrado, Departamento de Economia, Escola de Pós Graduação em Economia – Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro, 1999.
- McNELIS, Paul, NEFTCI, Balih. *Policy-dependent Parameters in the Presence of Optimal Learning: An Application of Kalman Filtering to the Fair and Sargent Supply-side Equations*, The Review of Economic and Statistics 64, , 1982. p. 296-306.
- MONTIEL, Peter J. 1998. *Money versus Credit in the Determination of Output for small Open Economies*. IMF Working Paper WP/89/78. International Monetary Fund, Washington, D.C. 1998.
- MONTIEL, Peter. *Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates*, The World Bank, Working Papers 1103, 1993.
- MURPHY, Robert. *Capital Mobility and the Relationship Between Saving and Investment in OECD Countries*, Journal of International Money and Finance, dez, 1984. p. 327-343.
-

- OBSTFELD, Maurice. *Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 24, 1986. p. 55-104.
- OBSTFELD, Maurice. *How Integrated Are World Capital Markets? Some New Tests*. National Bureau of Economic Research Working Paper nº 2075, novembro, 1986.
- REISEN, Helmut, YÈCHES, Hélène. *Time-Varying Estimates on the Openness of the Capital Account in Korea and Taiwan*. Journal of Development Economics, vol.41, North-Holland, 1993. p. 285-305.
- TAYLOR, Mark P. *On the Reinterpretation of Money Demand Regressions*. Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 26, nº 4, 1994. p. 851-866.
- TOURINHO, Octávio A. F. *A demanda por moeda em processos de inflação elevada*. Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 25 , nº 1, 1995. p. 7-67.
- TRICHES, Divanildo. *Demanda por Moeda no Brasil e a Causalidade entre as Variáveis Monetárias e a Taxa de Inflação: 1972/87.16º Prêmio BNDES de Economia*. 1992.
-