





TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 577

# Relações de Curto e Longo Prazos entre as Poupanças Interna e Externa Brasileiras\*

*Adolfo Sachsida\*\**  
*Marcelo Abi-Ramia Caetano\*\**

, agosto de 1998

---

\* Os autores gostariam de agradecer a Joaquim P. de Andrade, Joânilio Rodolpho Teixeira e Eustáquio Reis pelos comentários e sugestões. Naturalmente, nenhum deles é responsável por eventuais erros ou omissões deste artigo.

\*\* Técnicos da Coordenação Geral de Finanças Públicas do IPEA.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO  
Ministro: *Paulo Paiva*  
Secretário Executivo: *Martus Tavares*



**Presidente**  
*Fernando Rezende*

**DIRETORIA**

*Claudio Monteiro Considera*  
*Gustavo Maia Gomes*  
*Hubimaier Cantuária Santiago*  
*Luís Fernando Tironi*  
*Mariano de Matos Macedo*  
*Murilo Lôbo*

O IPEA é uma fundação pública, vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

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: 170 exemplares

**COORDENAÇÃO DO EDITORIAL**

**Brasília — DF:**  
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10<sup>o</sup> andar  
CEP 70076-900  
Fone: (061) 315 5374 — Fax: (061) 315 5314  
E-Mail: editbsb@ipea.gov.br

**SERVIÇO EDITORIAL**

**Rio de Janeiro — RJ:**  
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14<sup>o</sup> andar  
CEP 20020-010  
Fone: (021) 212 1140 — Fax: (021) 220 5533  
E-Mail: editrj@ipea.gov.br

---

## SUMÁRIO

---

SINOPSE

1	INTRODUÇÃO	<b>5</b>
2	REVISÃO DE LITERATURA	<b>6</b>
3	EQUIVALÊNCIA ENTRE OS TESTES DE SUBSTITUTIBILIDADE ENTRE POUPANÇA INTERNA E EXTERNA E O TESTE DE FELDSTEIN-HORIOKA	<b>8</b>
4	RESULTADOS ECONÔMICOS	<b>11</b>
6	CONCLUSÃO	<b>22</b>
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	<b>23</b>

---

---

## SINOPSE

---

Este Texto para Discussão apresenta dois objetivos. Em primeiro lugar, procuram-se estabelecer fatos estilizados sobre poupança interna, externa e investimento brasileiros. O resultado empírico aponta para a substitutibilidade\* entre as poupanças externa e interna no curto prazo e complementaridade no longo. Em segundo lugar, discute-se a adequação do teste de Feldstein-Horioka. O resultado encontrado é que o teste não reflete mobilidade de capitais do lado real da economia, mas sim variabilidade da poupança externa em relação à interna.

---

\* Termo sugerido pelo autor (N.E.).

## 1 INTRODUÇÃO

A hipótese da perfeita mobilidade de capitais aparece em grande parte dos modelos macroeconômicos de economia aberta. A análise qualitativa de tópicos como velocidade de convergência, otimização da alocação de poupança e ataques especulativos depende da existência de mobilidade de capitais.

Em um artigo que gerou grande discussão, Feldstein & Horioka (1980), ou F-H, desenvolveram um modelo econométrico para testar o grau de mobilidade de capitais. Causou surpresa à comunidade acadêmica, pois os resultados empíricos encontrados foram interpretados como um indicativo de baixa mobilidade dos indicadores.

A idéia básica do estudo mostrava que, em um ambiente de baixa mobilidade de capitais, com uma economia fechada, toda poupança interna seria canalizada para o financiamento do investimento doméstico. Mas, em uma economia com alta mobilidade de capitais, os fluxos de poupança doméstica se destinariam às melhores oportunidades de investimento no mercado mundial. Da mesma forma, uma boa oportunidade doméstica de investimento poderia ser financiada por poupança externa. Assim, a correlação entre poupança doméstica e investimento interno seria baixa. Em outras palavras, o local de realização do investimento não seria necessariamente o mesmo da poupança.

Foi estimada uma regressão *cross-section* para 21 países da OECD, plotando taxa de investimento em relação ao PIB contra uma constante e a taxa poupança doméstica, em relação ao PIB. Essas taxas eram as médias para o período de 1960 a 1974. Segundo F-H, o coeficiente da taxa de poupança, caso se aproximasse de 1, indicaria baixa mobilidade de capitais. De outra maneira, com o coeficiente se aproximando de zero, poupança e investimento doméstico não estariam correlacionados, sinalizando assim para a existência de mobilidade de capitais.

Os resultados encontrados foram:

$$\frac{I}{PIB} = 0,035 + 0,887 \frac{S_{int}}{PIB}, \quad (1)$$

(0,018)      (0,074)

em que os valores entre parênteses indicam o valor do desvio-padrão. Os autores interpretaram esse resultado como indicador de baixa mobilidade de capitais.

As regressões de F-H provocaram um grande debate na literatura sobre a correlação entre taxa de investimento e taxa de poupança doméstica e sua relação com a mobilidade de capitais. De fato, a alta correlação é um dos poucos fatos estilizados da macroeconomia internacional.<sup>1</sup> Re-

---

<sup>1</sup> Na verdade, tal regularidade empírica nem sempre se verifica quando se trata de regressão em séries de tempo para países em desenvolvimento. Para maiores detalhes ver Montiel (1994).

---

*cross-section* e em séries de tempo confirmaram esse resultado. O que se põe em dúvida é a relação entre essa correlação e a mobilidade de capitais.

Este texto pretende explicar a controvérsia de Feldstein-Horioka com ênfase para o fato de que o coeficiente da regressão não está refletindo mobilidade de capitais, mas sim a relação de substitutibilidade entre as poupanças interna e externa. E mostrar qual seria a relação de substitutibilidade ou complementaridade entre esses dois tipos de poupança no Brasil. Além disso, o resultado empírico encontrado pode ser utilizado em calibrações de modelos de simulação.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A idéia de se estabelecer uma correlação entre taxa de poupança doméstica em relação ao PIB e taxa de investimento interno em relação ao PIB como uma medida de mobilidade de capitais deve-se ao artigo de F-H. Como a conclusão alcançada contradizia o senso comum, o estudo ficou conhecido na literatura como a controvérsia de Feldstein-Horioka.

Sachs (1981) faz uma ligeira modificação do modelo anterior. Substitui poupança interna por déficit em conta corrente. Nessa nova formulação, conclui pela mobilidade de capitais.

Desde então, vários estudos foram elaborados para decifrar a controvérsia. Questões estatísticas como cointegração e modelos econômicos mais complexos vêm sendo incorporados às análises para apoiar a conclusão de Sachs (1981) ou de F-H, ou ainda refutar ambas. Destacam, sobretudo, a endogeneidade do investimento e as políticas fiscais dos governos.

Uma crítica comum à formulação acima, deve-se ao fato de usar-se a correlação entre poupança e investimento como *proxy* para mobilidade de capital. Montiel (1994) ressalta a vulnerabilidade desse tipo de teste a correlações indiretas entre poupança e investimento, que nada teriam a ver com mobilidade de capital. Num estudo para o conjunto de países da OECD, Tesar (1991) conclui que países grandes e pequenos exibem uma correlação significativa entre as taxas de poupança e investimento. Mostra que tal fato é um fenômeno de curto e de longo prazo e não restrito a uma amostra particular de países. Conclui que essa correlação é uma importante regularidade empírica, mas oferece pouca evidência ao tema da mobilidade internacional de capitais.

A relação endógena, que surge em estudos de séries de tempo, entre poupança e investimento, de caráter procíclico, é criticada por Dooley, Frankel e Mathieson (1987). Demonstram ser incorreto relacionar mobilidade de capitais com a correlação entre essas variáveis. Já Romer (1996), que reforça esse argumento, faz um *constructo* de um país com indivíduos que têm baixa taxa de desconto e altas taxas de poupança. Para ele, essas pessoas poderiam criar um ambiente favorável ao investimento, para evitar, por exemplo, que o trabalhador forme sindicatos fortes. Assim, poupança e investimento não estariam correlacionados pela mobilidade de capital.

Tobin (1983) mostra que se o governo reage a um déficit comercial, induzido por um aumento no investimento interno, corta gastos governamentais ou eleva impostos, então a poupança doméstica e o investimento serão correlacionados. Barro, Mankiw e Sala-i-Martin (1995) concordam e fazem uma ligação entre taxa de imposto, investimento e poupança. Um modelo de nature-

---

za novo-clássica (tipo AK) permite que, num *cross-section* de países, a poupança e o investimento sejam perfeitamente correlacionados, mesmo com mobilidade total de capitais. Tal fato se daria em razão da igualdade, depois do imposto, do retorno do capital em todos os países.

Um estudo econométrico de importância sobre a controvérsia Feldstein-Horioka foi realizado por Bayoumi (1990). Ele usou a média de vários anos das taxas de investimento em relação ao PIB e da poupança doméstica em relação ao PIB, para eliminar os efeitos do ciclo econômico. Utilizou-se, também, de variáveis instrumentais adotadas de acordo com a hipótese da renda permanente; assim, elas afetariam a poupança mas dificilmente afetariam o investimento. Na análise *cross-section*, os resultados levam o autor a concluir que a alta relação entre poupança e investimento se deve a políticas de governo preocupadas com o déficit em conta corrente. Já em séries de tempo, essa correlação refletiria o comportamento endógeno do investimento em estoques, o que elimina a possibilidade de a relação representar mudanças na mobilidade de capital no tempo.

Uma outra explicação para a correlação entre poupança doméstica e investimento foi tentada por Murphy (1984). Ao fazer uma regressão *cross-section* para 17 países, concluiu que a correlação entre essas variáveis era maior em países maiores. Já Baxter e Crucini (1993) evidenciam a relação entre tamanho do país, investimento e poupança e impõem custos de ajustamento no capital como elemento necessário para evitar uma alta oscilação no estoque nacional de capital, em resposta a um choque exógeno. Tal abordagem dá suporte à conclusão de Sachs (1981) de que o fluxo de investimento internacional é um importante determinante de curto prazo dos movimentos em conta corrente.

Argumento estatístico mais sofisticado foi tentado por Coakley, Kulasi e Smith (1996). Num *OECD* verificam que a taxa de investimento em relação ao PIB e a taxa de poupança em relação ao PIB são integradas de ordem 1 (I(1)), mas a restrição de solvência obrigaria o balanço de pagamentos como proporção do PIB a ser estacionário. Dado que o déficit em conta corrente, por definição, é igual a investimento menos poupança, temos que poupança e investimento devem cointegrar com coeficiente unitário. Assim, uma regressão *cross-section* que mede a média do coeficiente de longo prazo tenderia a capturar o coeficiente unitário implicado pela restrição de solvência, sem relação com o grau de mobilidade de capitais.

### 3 EQUIVALÊNCIA ENTRE OS TESTES DE SUBSTITUTIBILIDADE ENTRE POUPANÇA INTERNA E EXTERNA E O TESTE DE FELDSTEIN-HORIOKA

Nesta seção, será dada uma explicação geral e simples para a controvérsia de Feldstein-Horioka. Sempre que se limita a variância da poupança externa, o teste de Feldstein-Horioka indicará baixa mobilidade de capitais. A equivalência pode ser demonstrada matematicamente da seguinte forma, seja:

$$\frac{S_{ext}}{PIB} = \text{taxa de poupança externa em relação ao PIB}$$

$\frac{S_{int}}{PIB}$  = taxa de poupança doméstica em relação ao PIB

$\frac{I}{PIB}$  = taxa de investimento interno em relação ao PIB

$$(3.1) \frac{S_{ext}}{PIB} = \alpha + \beta \frac{S_{int}}{PIB} \quad (\text{equação de substitutibilidade entre as poupanças})$$

$$(3.2) \frac{I}{PIB} = \frac{S_{int}}{PIB} + \frac{S_{ext}}{PIB} \quad (\text{identidade contábil})$$

Substituindo a equação 3.1 na identidade, temos:

$$(3.3) \frac{I}{PIB} = \frac{S_{int}}{PIB} + \left( \alpha + \beta \frac{S_{int}}{PIB} \right)$$

Rearranjando os termos obtemos:

$$(3.4) \frac{I}{PIB} = \alpha + (1 + \beta) \frac{S_{int}}{PIB}$$

Ou seja,

$$(3.5) \frac{I}{PIB} = \alpha + \gamma \frac{S_{int}}{PIB} \quad (\text{equação de Feldstein-Horioka, em que } \gamma = 1 + \beta).$$

---

Assim, a álgebra utilizada acima significa que a constante da equação de F-H,  $\alpha$ , é a mesma da equação de substitutibilidade. Além disso, o coeficiente da equação de F-H é igual ao coeficiente da equação de substitutibilidade acrescido de 1; isto é,  $\gamma = 1 + \beta$ . Em outras palavras, os parâmetros de F-H são conhecidos a partir da equação de substitutibilidade e vice-versa.

A intuição para tal resultado não é complicada. Da identidade fundamental das contas nacionais entre poupança e investimento pode-se concluir que  $\Delta I = \Delta S_{int} + \Delta S_{ext}$ , em que  $\Delta$  representa variação. Suponha que para cada unidade de aumento na taxa de poupança interna ( $\Delta (S_{int}/PIB) = 1$ ) esteja associado um decréscimo de 0,3 unidade de taxa de poupança externa ( $\Delta (S_{ext}/PIB) = -0,3$ ). Nesse caso, a variação da taxa de investimento será igual a 0,7 ( $\Delta (I/PIB) = \Delta (S_{int}/PIB) + \Delta (S_{ext}/PIB) = 1 - 0,3 = 0,7$ ). Como corolário, tem-se que o caso chamado de perfeita mobilidade de capitais por F-H corresponde à perfeita substitutibilidade entre poupança interna e externa. Quando o aumento em uma unidade na taxa de poupança interna está associado a uma redução em igual montante na taxa de poupança externa, a variação na taxa de investimento é nula ( $\Delta (I/PIB) = \Delta (S_{int}/PIB) + \Delta (S_{ext}/PIB) = 0$ ). Em relação à imobilidade de capitais, valor de  $\gamma = 1$ , há uma correspondência direta com a ausência de correlação entre poupança interna e externa. Quando o aumento de uma unidade na taxa de poupança interna não provoca reação alguma na externa, a variação da taxa de investimento é igual ao da poupança interna ( $\Delta (I/PIB) = \Delta (S_{int}/PIB) + \Delta (S_{ext}/PIB) = 1$ ). Além disso, o coeficiente de F-H pode ser até maior que 1. Basta que haja uma correlação positiva entre poupança interna e externa.

É importante notar que o argumento acima foi desenvolvido sem qualquer referência a séries de tempo ou *cross-section*, de forma que a análise é geral o suficiente para ser válida com esses dois tipos de dados.

A título de ilustração, apresentam-se abaixo três casos hipotéticos nos quais o coeficiente de F-H não se relaciona necessariamente à mobilidade de capitais, mas à variância da poupança externa. No primeiro (quadro 1), o país apresenta alta participação da poupança externa no total de poupança, mas a taxa de poupança externa é constante (10%). A taxa de poupança interna, apesar de bem menor, tem uma variância maior.

Com os dados apresentados no quadro 1 tem-se correlação nula entre poupança interna e externa e, em consequência, o coeficiente de F-H é unitário. Usando a taxonomia usual, tal resultado indicaria que o país não apresenta mobilidade de capitais. Porém, a participação da poupança externa no financiamento do investimento é sempre superior à interna. Em princípio, não parece claro considerar esse exemplo como de baixa mobilidade, haja vista a importância da poupança externa.

QUADRO 1  
Taxa de Poupança Externa Alta e Constante

i/PIB	Sint/PIB	Sext/PIB
12	2	10
11	1	10
13	3	10
17	7	10
16	6	10

I/PIB	Sint/PIB	sext/PIB
15	5	10
17,25	5,25	12
16,1	5,1	11
13,75	4,75	9
19	6	13

O caso III poderia ser considerado um exemplo típico de alta mobilidade de capitais, considerando-se que a taxa de poupança externa é alta e as variações na demanda por investimento são financiadas principalmente por poupança externa. Porém, como há alta correlação entre as poupanças externa e interna, o coeficiente de F-H é 4,08, com intervalo de confiança a 99% igual a (2,10; 6,05). Em outras palavras, o limite mínimo desse intervalo de confiança é 1,10 unidades maior que 1.

Tal equivalência mostra-se de grande utilidade. Por meio dela encontra-se a solução geral F-H. Dado que  $\gamma = 1 + \beta$ , o que determina o valor do coeficiente de F-H é o valor de  $\beta$ . Assim, quando se faz a regressão de F-H, na realidade está sendo testada a hipótese

sobre a substitutibilidade das poupanças; ou seja, quanto mais próximo  $\beta$  estiver de zero, mais o coeficiente de F-H se aproximará de 1. Desse modo, quanto menor for a correlação entre taxa de poupança externa e taxa de poupança doméstica, mais próximo estará  $\gamma$  de 1. Algebricamente temos que a correlação entre essas variáveis pode ser expressa como:

$$\rho_{Sext, Sint} = \frac{cov(Sext, Sint)}{\sqrt{var(Sext)}\sqrt{var(Sint)}}$$

Naturalmente, quanto menor a covariância entre as variáveis menor, será a correlação entre elas. No caso extremo de Sext e Sint serem independentes temos que  $\gamma$  será igual a 1. Com isso, quanto menor a covariância entre essas variáveis, mais  $\gamma$  se aproximará de 1. Essa é a solução geral para a controvérsia F-H, pois toda vez que se limita a variância da poupança externa aproxima-se o coeficiente de F-H para perto de 1.

#### 4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

No sentido de realizar a regressão de F-H para o Brasil, optou-se por usar dados anuais referentes a taxa de investimento em relação ao PIB e taxa de poupança externa (déficit em conta corrente) em relação ao PIB, obtidos junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A taxa de poupança interna em relação ao PIB foi obtida por resíduo dessas duas. A série utilizada abrange o período de 1947 a 1995. Embora os autores estejam convencidos da pouca importância do teste de F-H como medida de mobilidade de capitais, as correlações traçadas entre poupança interna e investimento e também entre poupança externa e interna servem para estabelecer fatos estilizados para a economia brasileira.

Apesar de esse estudo tratar de taxas de investimento e de poupança, isso não o exime de realizar os testes de estacionariedade das variáveis, como demonstra a tabela 1, com os resultados do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF).

Sendo o teste ADF sensível ao número de defasagens adotadas, para a escolha adequada da variável seguiu-se o procedimento sugerido por Hendry e Doornik (1996), que consiste em escolher um número de defasagens arbitrariamente alto e selecionar a defasagem estatisticamente significativa. Caso não existam defasagens significantes (estatisticamente diferentes de zero), o teste ADF equivale ao teste Dickey-Fuller.

Pelo procedimento exposto, utilizaram-se quatro defasagens para a taxa de investimento ( $I/PIB$ ), o que leva à não-rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a taxa de poupança externa ( $Sext/PIB$ ) houve uma dúvida: caso se aceitasse um nível de significância de 10% seria utilizado o *lag* 2 e se concluiria pela não-rejeição da hipótese nula. Todavia a exigência de um nível de significância de pelo menos 5% levaria à adoção de nenhum *lag* e à conseqüente rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade. Com base na análise gráfica dessa variável, aliada à baixa potência do teste ADF — ou seja, o teste tende a aceitar a hipótese nula mesmo quando é falsa — optou-se por rejeitar que a taxa de poupança externa seja não estacionária. Uma defesa teórica dessa escolha pode ser encontrada em Coakley, Kulasi e Smith (1996).

Em relação à taxa de poupança interna ( $S_{int}/PIB$ ) foram utilizadas duas defasagens e se concluiu pela não-rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade.

Ainda de acordo com a tabela 1, foi tirada a primeira diferença das variáveis  $I/PIB$  e  $S_{int}/PIB$ . Esse procedimento procura verificar se essas variáveis são integradas de ordem 1 ( $I(1)$ ). Caso se rejeite a hipótese nula de não-estacionariedade para as variáveis em primeira diferença e dado que em nível elas são não estacionárias, conclui-se que as variáveis são  $I(1)$ . Para a primeira diferença da taxa de investimento ( $DI/PIB$ ), utilizaram-se três defasagens e foi rejeitada a hipótese nula de não-estacionariedade. Em relação à primeira diferença da taxa de poupança doméstica ( $DS_{int}/PIB$ ), foram utilizadas duas defasagens e se concluiu pela rejeição da hipótese nula. Desse modo, ambas as variáveis são  $I(1)$ .

De acordo com os resultados da tabela 1, investimento e poupança interna são  $I(1)$ , ao passo que poupança externa é  $I(0)$ . A partir desse resultado, formulam-se dois modelos econométricos similares e adotam-se apenas procedimentos estatísticos diferentes. Dessa maneira, verifica-se a

icas diferentes.

Em ambos os modelos é feita a regressão de F-H e o teste de substitutibilidade entre poupanças interna e externa. No primeiro, adota-se o procedimento de Cochrane-Orcut, para corrigir heterocedasticidade, ou seja, roda-se o modelo por mínimos quadrados generalizado (GLS). No segundo, faz-se a regressão de um modelo autoregressivo de defasagens distribuídas (ADL) que permite verificar as relações de curto e de longo prazo entre as variáveis.

---

Modelo I

TABELA 1  
Testes de Estacionariedade das Variáveis

Testes de Raiz Unitária de 1953 a 1995			
Valores Críticos: 5%=-1.949 1%=-2.617			
	t-ADF	lag	t-prob
I/PIB	0.51384	5	0.9690
I/PIB	0.53482	4	0.0294
I/PIB	0.25051	3	0.4183
I/PIB	0.16265	2	0.0751
I/PIB	-0.049895	1	0.2641
I/PIB	0.058778	0	
	t-ADF	lag	t-prob
Sext/PIB	-1.2761	5	0.9996
Sext/PIB	-1.3180	4	0.6938
Sext/PIB	-1.2783	3	0.7272
Sext/PIB	-1.3881	2	0.0740
Sext/PIB	-1.9623*	1	0.8853
Sext/PIB	-2.1129*	0	
	t-ADF	lag	t-prob
Sint/PIB	0.32939	5	0.6757
Sint/PIB	0.42380	4	0.3481
Sint/PIB	0.30050	3	0.5069
Sint/PIB	0.19695	2	0.0442
Sint/PIB	-0.040819	1	0.7942
Sint/PIB	-0.073975	0	
Teste de Raiz Unitária das Primeiras Diferenças de 1954 a 1995			
Valores Críticos: 5%=-1.949 1%=-2.618			
	t-ADF	lag	t-prob
DI/PIB	-3.2260**	5	0.5635
DI/PIB	-3.7444**	4	0.7559
DI/PIB	-5.2977**	3	0.0280
DI/PIB	-4.6536**	2	0.4618
DI/PIB	-5.4920**	1	0.0594
DI/PIB	-5.3589**	0	
	t-ADF	lag	t-prob
DSint/PIB	-3.1775**	5	0.2736
DSint/PIB	-3.1456**	4	0.5783
DSint/PIB	-4.3951**	3	0.3938
DSint/PIB	-4.8946**	2	0.4505
DSint/PIB	-6.2614**	1	0.0440
DSint/PIB	-6.5931**	0	

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

A partir dos dados já mencionados estimou-se a regressão de F-H (equação 1) para o Brasil, por mínimos quadrados ordinários (OLS). O resultado pode ser visto na tabela 2.

GLS). Nessa estimação, foi adotado o procedimento de Cochrane-Orcut que pode ser encontrado em Judge *et alli* (1988). A tabela 3 mostra os resultados.

TABELA 3  
Regressão de Feldstein-Horioka por GLS para o Brasil de 1947 a 1995

---

$P^*I = +0.07178 \text{ Const} + 0.6656 P^*Sint \quad (3)$   
(desvio-padrão) (0.0177) (0.0992)  
RSS = 0.007956929487 para 2 variáveis e 49 observações  
Critérios de Informação: SC = -8.56668; HQ = -8.6146; FPE = 0.000176206  
 $R^2$  sazonal = 0.67057  
AR 1- 2F( 2, 45) = 1.0592[0.3552]

---

ARCH 1 F( 1, 45) = 0.9520 [0.3344]  
 Normality Chi<sup>2</sup>(2) = 0.9078 [0.6351]  
 Xi<sup>y</sup> F( 3, 43) = 0.8169 [0.4917]  
 Xi\*Xj F( 3, 43) = 0.8169 [0.4917]  
 RESET F( 1, 46) = 0.4701 [0.4964]

Testes de Raiz Unitária de 1953 a 1995

Valores Críticos: 5%=-3.29 1%=-4.12

	t-ADF	lag	t-prob
ResFH	-1.8991	5	0.3839
ResFH	-2.3332	4	0.8233
ResFH	-2.6368	3	0.7863
ResFH	-3.1095	2	0.4063
ResFH	-4.4264**	1	0.4559
ResFH	-5.0077**	0	

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

Na regressão 3, a letra P na frente da variável apenas indica que essa foi transformada pelo procedimento de Cochrane-Orcut. Segundo essa tabela, os testes para os resíduos não foram rejeitados. Isso indica uma boa especificação do modelo. Dado que as variáveis são I(1), realizou-se o teste de raiz unitária nos resíduos (ResFH) da regressão. Seguindo o procedimento já explicado, optou-se por escolher nenhum lag, o que leva à rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade. Desse modo, a série cointegra e a regressão não é esp. ria.

A tabela 3 nos informa os resultados do teste de F-H para o Brasil. De acordo com esta regressão, 66,56% da poupança doméstica seriam investidos internamente. Feitas as devidas ressalvas (que estão expostas na revisão de literatura), aproximadamente dois terços da poupança local seria investida no país.

O próximo passo será estimar a razão de substitutibilidade entre a poupança externa e a poupança doméstica. A tabela 4 mostra essa relação.

TABELA 4  
 Regressão da Poupança Externa na Doméstica por  
 OLS no Brasil entre 1947-95

$$\text{Sext/PIB} = +0.02128 - 0.03682 \text{ Sint/PIB} \quad (4)$$

(desvio-padrão) (0.0157) (0.0908)

R<sup>2</sup> = 0.00348544 F(1, 47) = 13438 [0.0000] DW = 0.610

RSS = 0.01828984587 para 2 variáveis e 49 observações

Cr<sup>2</sup> de Informação: SC = -7.73438; HQ = -7.7823; FPE = 0.000405029

R<sup>2</sup> sazonal = -0.55923

$$\begin{aligned} \text{AR 1- 2F( 2, 45) } &= 21.374 [0.0000] ** \\ \text{ARCH 1 F( 1, 45) } &= 9.1998 [0.0040] ** \\ \text{Normality Chi}^2(2) &= 9.0223 [0.0110] * \\ \text{Xi}^2 \text{ F( 2, 44) } &= 0.7859 [0.4620] \\ \text{Xi}^*\text{Xj F( 2, 44) } &= 0.7859 [0.4620] \\ \text{RESET F( 1, 46) } &= 4.5988 [0.0373] * \end{aligned}$$

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula a 5% e 1%, respectivamente.

Observa-se na tabela 4 que a regressão apresenta uma série de problemas com os resíduos. Então, mais uma vez se fará a transformação de Cochrane-Orcut nas variáveis.

A tabela 5 mostra a regressão da poupança externa na interna por mínimos quadrados generalizado (GLS).

Novamente, a letra P na frente da variável indica que esta foi transformada pelo procedimento de Cochrane-Orcut. Inspeção nos testes de resíduo mostra a ausência de problemas de autocorrelação serial e de heterocedasticidade, o que aponta para a conveniência da transformação utilizada. Devido ao fato de a variável poupança interna ser I(1), faz-se necessário checar a estacionariedade dos resíduos (ResSexSin) dessa regressão. De acordo com a tabela 5, rejeita-se que os resíduos sejam não estacionários. Assim, as variáveis se cointegram, mostrando que a regressão

A tabela 5 mostra a relação de substitutibilidade entre poupança externa e poupança doméstica para o Brasil. De acordo com essa regressão, haveria uma queda de 0,3344 pontos da poupança externa para cada ponto de aumento na poupança interna, ou seja, aproximadamente 1/3 doméstica se traduziria em diminuição da poupança externa.

TABELA 5  
Regressão da Poupança Externa na Doméstica por  
GLS no Brasil entre 1947-95

$$\begin{aligned} \text{P*Sext} &= +0.07178 \text{ Const } -0.3344 \text{ P*Sint} \quad (5) \\ \text{(desvio-padrão)} & \quad (0.0177) \quad (0.0992) \\ \text{RSS} &= 0.007956929487 \text{ para 2 variáveis e 49 observações} \\ \text{Critérios de Informação: SC} &= -8.56668; \text{hq} = -8.6146; \text{FPE} = 0.000176206 \\ \text{R}^2 \text{ sazonal} &= 0.59205 \\ \text{AR 1- 2F( 2, 45) } &= 1.0592[0.3552] \\ \text{ARCH 1 F( 1, 45) } &= 0.9520 [0.3344] \\ \text{Normality Chi}^2(2) &= 0.9078 [0.6351] \\ \text{Xi}^2 \text{ F( 3, 43) } &= 0.8169 [0.4917] \\ \text{Xi}^*\text{Xj F( 3, 43) } &= 0.8169 [0.4917] \\ \text{RESET F( 1, 46) } &= 0.1415 [0.7085] \end{aligned}$$

Testes de Raiz Unitária de 1953 a 1995

Valores Críticos: 5%=-3.29 1%=-4.12

	t-adf	lag	t-prob
ResSexSin	-1.8991	5	0.3839
ResSexSin	-2.3332	4	0.8233
ResSexSin	-2.6368	3	0.7863
ResSexSin	-3.1095	2	0.4063
ResSexSin	-4.4264**	1	0.4559
ResSexSin	-5.0077**	0	

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

### Modelo II

No segundo modelo utiliza-se uma abordagem mais recente para estimativas em séries de tempo. Procura capturar efeitos tanto de curto quanto de longo prazo, referentes ao comportamento das variáveis.

Para estimar a regressão de F-H partiu-se de um modelo autoregressivo de defasagens distribuídas com 5 lags para a variável dependente e 5 lags para a variável independente (ADL(5,5)). Utilizando-se de critérios de informação (Critério de Schwarz, Hanna-Quin e Erro de Previsão do Preditor), que visam obter um modelo mais parcimonioso, chegou-se a um ADL(1,1) sem a constante. O resultado dessa regressão pode ser visto na tabela 6.

TABELA 6  
Regressão de Feldstein-Horioka por ADL(1,1)  
para o Brasil de 1947 a 1995

$I/PIB = +0.7586 I/PIB_{-1} + 0.6124 Sint/PIB - 0.3477 Sint/PIB_{-1} \quad (6)$			
(desvio-padrão)	(0.09391)	(0.0961)	(0.1232)
RSS = 0.007104307163 para 3 variáveis e 48 observações			
Critérios de Informação: SC = -8.5763; HQ = -8.64906; FPE = 0.000167741			
R <sup>2</sup> sazonal = 0.46061			
AR 1- 2F( 2, 43) = 0.7634 [0.4723]			
ARCH 1 F( 1, 43) = 0.4808 [0.4918]			
Normality Chi <sup>2</sup> (2) = 0.2886 [0.8656]			
Xi <sup>2</sup> F( 6, 38) = 0.8325 [0.5524]			
Xi*Xj F( 9, 35) = 0.7762 [0.6390]			
RESET F( 1, 44) = 0.0606 [0.8068]			
Testes de Raiz Unitária de 1954 a 1995			
Valores Críticos: 5%=-3.29 1%=-4.12			
	t-adf	lag	t-prob
ResADL	-2.1719	5	0.4198
ResADL	-2.9070	4	0.9069
ResADL	-3.2933*	3	0.8385

ResADL	-3.7704*	2	0.9434
ResADL	-4.7019**	1	0.3399
ResADL	-5.3011**	0	

---

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

De acordo com a equação 6, um aumento de 1 ponto na taxa de poupança interna em relação ao PIB, em determinado ano, levaria a um aumento de 0,61 da taxa de investimento interno em relação ao PIB no mesmo ano, e a uma redução da taxa de investimento de 0,35 ponto no ano seguinte. Para obter o efeito líquido, sobre a taxa de investimento, dado um aumento da taxa de poupança doméstica, faz-se uso dos resultados contidos na tabela 6 para se construir uma equação que explicita a relação de longo prazo entre poupança doméstica e investimento interno. A tabela 7 fornece a equação de longo prazo para taxa de investimento e taxa de poupança.

---

**TABELA 7**  
Equação de Longo Prazo para Taxas de Investimento e Poupança Doméstica

---

$I/PIB = +1.097 \text{ Sint}/PIB \quad (7)$
(desvio-padrão) (0.04373)
Teste de WALD $\text{Chi}^2(1) = 628.86 [0.0000]$ **

---

Nota: \*\* indica rejeição da hipótese nula de que o coeficiente de longo prazo é zero a 1%.

O resultado contido na tabela 7 não deixa de ser uma surpresa. Afinal, o coeficiente de longo prazo da taxa de poupança indica que, no longo prazo, uma variação de 1% da taxa de poupança gera uma variação de 1,097% na taxa de investimento. Na construção de uma trajetória que faça a ligação entre o curto e o longo prazo, estima-se uma regressão usando-se o mecanismo de correção de erros (ECM). Essa regressão pode ser vista na tabela 8.

**TABELA 8**  
Regressão de Feldstein-Horioka com o Mecanismo de Correção de Erros

---

$DI/PIB = +0.6124 \text{ Dsint}/PIB - 0.2414 \text{ ECM}_{-1} \quad (8)$
(desvio-padrão) (0.09505)      (0.09226)
RSS = 0.007104307163 para 2 variáveis e 48 observações
Crterios de Informaço: SC = -8.65696; HQ = -8.70546; FPE = 0.000160877
R <sup>2</sup> sazonal = 0.69385
AR 1- 2F( 2, 44) = 0.7797 [0.4648]
ARCH 1 F( 1, 44) = 0.4920 [0.4867]
Normality $\text{Chi}^2(2) = 0.2886 [0.8656]$
$\text{Xi}^2 \text{ F}( 4, 41) = 1.8491 [0.1379]$
$\text{Xi}^* \text{Xj F}( 5, 40) = 1.4781 [0.2185]$
RESET F( 1, 45) = 0.8206 [0.3698]

---

O coeficiente da primeira diferença da taxa de poupança doméstica (Dsint/PIB) nos indica que uma variação de 1 ponto nessa variável gera, no mesmo instante de tempo, variação de 0,61 na primeira diferença da taxa de investimento (DI/PIB). O mecanismo de correção de erros defasado ( $\text{ECM}_{-1}$ ) mostra a velocidade de ajustamento dessa trajetória em relação à equação de longo prazo (Enders, 1995).

Seguindo o procedimento já realizado no modelo I, estima-se agora a relação de substitutibilidade entre as poupanças interna e externa. Novamente, iniciou-se o processo partindo-se de uma ADL(5,5) e chegou-se a um ADL(1,1) sem constante. A tabela 9 mostra os resultados da re-

gressão da taxa de poupança externa em relação ao PIB (Sext/PIB) e taxa de poupança doméstica em relação ao PIB (Sint/PIB).

TABELA 9  
Teste de Substitutibilidade por ADL(1,1)  
para o Brasil de 1947 a 1995

---

$Sext/PIB = +0.7586 Sext/PIB_{-1} - 0.3876 Sint/PIB + 0.4109 Sint/PIB_{-1} \quad (9)$		
(desvio-padrão)	(0.09391)	(0.0961) (0.09494)
RSS = 0.007104307163 para 3 variáveis e 48 observações		
Critérios de Informação: SC = -8.5763; HQ = -8.64906; FPE = 0.000167741		
R <sup>2</sup> sazonal = 0.38078		
AR 1- 2F( 2, 43) = 0.7634 [0.4723]		
ARCH 1 F( 1, 43) = 0.4808 [0.4918]		
Normality Chi <sup>2</sup> (2) = 0.2886 [0.8656]		
Xi <sup>2</sup> F( 6, 38) = 0.9375 [0.4798]		
Xi*Xj F( 9, 35) = 0.7762 [0.6390]		
RESET F( 1, 44) = 0.9207 [0.3425]		
Testes de Raiz Unitária de 1954 a 1995		
Valores Críticos: 5%=-3.29 1%=-4.12		
	t-ADF	lag t-prob
ResADL	-2.1719	5 0.4198
ResADL	-2.9070	4 0.9069
ResADL	-3.2933*	3 0.8385
ResADL	-3.7704*	2 0.9434
ResADL	-4.7019**	1 0.3399
ResADL	-5.3011**	0

---

Nota: \* e \*\* indicam rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade a 5% e 1%, respectivamente.

Pela regressão 9, um aumento de 1% na taxa de poupança interna em relação ao PIB levaria a uma redução de 0,39% da taxa de poupança externa no mesmo período, mas aumentaria a taxa em 0,41% no ano seguinte. Para verificar o efeito líquido de uma variação na Sint/PIB sobre a Sext/PIB estimou-se a equação de longo prazo que pode ser observada na tabela 10.

TABELA 10  
Equação de Longo Prazo para Taxas de Poupança Externa e Doméstica

---

$Sext/PIB = +0.09659 Sint/PIB \quad (10)$	
(desvio-padrão)	(0.04373)
WALD test Chi <sup>2</sup> (1) = 4.8793 [0.0272] *	

---

Nota: \* indica rejeição da hipótese nula de que o coeficiente de longo prazo é zero a 5%.

upança externa em relação ao PIB ( $DS_{ext}/PIB$ ).

Vale observar que a velocidade de ajustamento é igual nas regressões 8 e 11. Além disso, os testes para resíduos são iguais nas regressões citadas e também nas regressões 3, 5, 2 e 4.

## 5 CONCLUSÃO

Esse texto procurou analisar dois aspectos da controvérsia de Feldstein-Horioka. Em primeiro lugar, foi apresentada uma explicação simples, porém geral, para a controvérsia. Seja em regressões *cross-section* ou em séries de tempo, o coeficiente de Feldstein-Horioka não é explicado pela mobilidade de capitais, mas pela variância da poupança externa. Assim, países que apresentem altas taxas de poupança externa, porém com baixa variância, serão considerados, por esse critério, como de baixa mobilidade de capitais. Explicações apresentadas por

Coakley, Kulasi e Smith (1996a, 1996b) caem na categoria em discussão, pois o fato de o investimento e a poupança interna serem integrados de ordem 1, enquanto a poupança externa é estacionária, implica que a variância da poupança externa é baixa em relação à interna. Da mesma forma, a explicação usual de que valores altos do coeficiente de Feldstein-Horioka são encontrados por reações de política econômica também pode ser entendida como um caso particular do que foi exposto. Se há uma política deliberada para a contenção de déficits no balanço de pagamentos, a poupança externa não pode apresentar grande variância. Além disso, não há nada que garanta que o coeficiente não seja superior a 1.

Em segundo lugar, as regressões entre poupança doméstica e externa explicitaram um fenômeno interessante, qual seja, o fato de as poupanças serem substitutas no curto prazo, com coeficiente de -0,38. Assim, aumentos da poupança doméstica tenderiam a diminuir a poupança externa no curto prazo. Contudo, no longo prazo, as regressões são complementares, com coeficiente positivo e estatisticamente diferente de zero a 3%, implicando que um aumento da poupança imularia o crescimento da poupança externa no longo prazo.

---

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARRO, J.; MANKIW, G. e SALA-I-MARTIN, X. Capital mobility in neoclassical models of growth. *The American Economic Review*, v.85, n.1, p.103-115, Mar. 1995.
- BAXTER, M. e CRUCINI, M. Explaining saving-investment correlations. *The American Economic Review*, v.83, n.3, p.416-436, June 1993.
- BAYOUMI, Tamim. Saving-investment correlations. *Staff Papers*, v.37, n.2, p.360-387, June 1990.
- COAKLEY, J.; KULASI, F. e SMITH, R. Current account solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *The Economic Journal*, v.106, p.620-627, May 1996a.
- COAKLEY, J.; KULASI, F. e SMITH, R. *Saving investment and capital mobility in LDCs*. Birkbeck College, University of London, 1996b. (Discussion Paper in Economics)
- DOOLEY, M.; FRANKEL, J. e MATHIESON, D. J. International capital mobility: What do saving- investment correlations tell us? *Staff Papers*, v.34, n.3, p.503-531, Sept. 1987.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 1ª ed. John Wiley & Sons, 1995.
- FELDSTEIN, M. e HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, v.90, n.358, p.314-329, June 1980.
- HENDRY, D. e DOORNIK, J. *Empirical econometric modelling: using pcgive for windows*. International Thomson Business Press. 1996.
- JUDGE, G. *et alii. Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2ª ed. John Wiley & Sons, 1988.
- MONTIEL, P. J. Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *The World Bank Economic Review*, v.8, n.3, p.311-350, Sept. 1994.
- MURPHY, R. G. Capital mobility and the relationship between Saving and Investment in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, v.3, p.327-342, Dec. 1984.
- PENATI, A. e DOOLEY, M. Current account imbalances and capital formation in industrial countries, 1949-81. *Staff Papers*, v.31, n.1, p.1-24, Mar. 1984.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. McGraw-Hill, 1996.
- SACHS, J. The current account and macroeconomic adjustment in the 1970's. *Brookings Papers on Economic Activity*, v.1, p.201-268, 1981.
- SACHS, J. D. Aspects of the current account behavior of OECD economies. *In: Recent issues in the theory of flexible exchange rates*. Editado por E. Claassen and P. Salin.— Amsterdam: North-Holland, 1983. p.101-28.

TESAR, L. Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics*, v.361, n.1/2, p.55-78, Aug. 1991.

TOBIN, J. Domestic savings and international capital movements in the long-run and short-run. *European Economic Review*, v.21, p.153-156, Mar./Apr. 1983.

---