

UNIPLAN
CENTRO UNIVERSITÁRIO PLANALTO DO DISTRITO FEDERAL

Cesubra Scientia

Revista do Centro Universitário Planalto do Distrito Federal
– UNIPLAN –

Volume 4

Nº 1

ISSN 1807-4855



CENTRO UNIVERSITÁRIO PLANALTO DO DISTRITO FEDERAL

Sociedade Objetivo de Ensino Superior

Presidente

Doutor João Carlos Di Gênio

Diretor Administrativo

Administrador Hildebrando José Rossi Filho

Diretor Financeiro

Administrador Rudge Allegretti

Diretor Pedagógico

Professor Jorge Brihy

Centro Universitário Planalto do Distrito Federal

Reitor

Prof. Dr. Yugo Okida

Vice-Reitor

Prof. MS. Fabio Nogueira Carlucci

Pró-Reitor Acadêmico

Prof. Dr. Humberto Vendelino Richter

Pró-Reitor Administrativo

Prof. MS. Robson do Nascimento

Coordenadora Geral

Prof.(a) Maria Cecília Matos Grisi

Secretário Geral

Administrador Armindo Corrêa Brito

Comissão Editorial

Prof. Dr. Angel Rodolfo Baigorri

Prof. Dr. Carlos Alberto Fernandes de Oliveira

Prof.(a) Dr.(a) Cláudia da Silva Costa

Prof. Dr. Demóstenes Moreira

Prof. Dr. Eui Jung Chang

Prof. Dr. João Estevão Giunti Ribeiro

Prof.(a) Dr.(a) Maria Raquel Speri

Prof. Dr. Humberto Vendelino Richter

Produção Gráfica

Agência Práxis - Agência Modelo do Cesubra

Editoração Eletrônica

Geraldo de Assis Amaral

Revisão

Professora Claudete Matarazzo Nogueira Carlucci

Capa

Wilton Oliveira Cardoso

Cesubra Scientia

Volume 4, Nº 1, 2007

ISSN 1807-4855

Matérias assinadas são de exclusiva responsabilidade dos autores. Direitos autorais reservados. Citação parcial permitida com referência à fonte.

Cesbra Scientia

Volume 4, Nº 1, 2007

ISSN 1807-4855

SUMÁRIO

ESTUDO TEÓRICO E EMPÍRICO SOBRE RENDA E
ESCOLARIDADE

Fabio Nogueira Carlucci..... 819

UM ESTUDO DE PAINEL SOBRE A CORRELAÇÃO POUPANÇA-
INVESTIMENTO NA AMÉRICA LATINA

Fernando Sabbi Melgarejo e

Ronaldo Augusto da Silva Fernandes..... 839



Estudo teórico e empírico sobre renda e escolaridade

Fabio Nogueira Carlucci ¹

Resumo: O artigo investiga de forma teórica e empírica o comportamento da renda por nível de escolaridade, de empregados do mercado de trabalho brasileiro. Usando microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios – PNAD/2005 e regressão combinada com resultados geométricos, estudamos algumas propriedades da superfície de resposta. Nossos resultados indicam que o logaritmo natural dos rendimentos é crescente com o nível de escolaridade e com a experiência, mas a variação com respeito à experiência é uma função decrescente. Além disso, a superfície de resposta é uma superfície parametrizada regular, com curvatura Gaussiana nula e curvatura média não nula, similar a uma superfície cilíndrica sugerindo hélice como geodésica.

Palavras-Chave: mercado de trabalho, escolaridade, geometria diferencial.

¹ Fabio Nogueira Carlucci é Mestre em Matemática.
Professor do Centro Universitário Planalto do Distrito Federal - UNIPLAN.
Endereço eletrônico: fncarlucci@uol.com.br

Introdução

No Brasil, de acordo com a Nota RAIS/2005², o universo de vínculos formais (Celetistas e Estatutários), abrangido pela RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) no ano de 2005, totalizou 33,2 milhões. Esse conjunto está composto, majoritariamente, por vínculos regulados pela CLT, que representam 79% desse universo.

No caso de empregos Estatutários, as variáveis que determinam sua evolução têm nexos mais indiretos com o nível de atividade e estão mais estreitamente vinculados à implementação de Políticas Públicas e à própria formatação do Setor Público.

Os resultados da RAIS, nos últimos anos, reforçados pelas informações de 2005, apontam para um aumento do emprego formal em todos os setores e em todas as Unidades da Federação.

Em termos absolutos, o núcleo do crescimento de 2005 pode ser identificado no Setor Terciário (Comércio e Serviços). De um total de 1,8 milhões de postos de trabalho, 1 milhão pertencem ao Setor Terciário. A valorização da taxa de câmbio em 2005 parece ter afetado os setores cuja oferta é susceptível de ser comercializada no exterior. Por exemplo, na Indústria de Transformação, a variação relativa foi +3,49%, sensivelmente inferior à média para todos os setores que foi +5,83%.

O estudo da evolução do emprego, segundo a faixa etária, é muito relevante. Os dados da RAIS/2005 indicam que, em média, quanto maior a faixa etária maior a variação relativa do emprego. Por exemplo, o percentual de aumento na faixa de 18-24 anos foi +4,30% , que é inferior à média para toda a população que foi +5,83%, e amplamente inferior ao percentual da faixa etária de 65 anos ou mais que foi +8,17%.

Com relação à evolução do emprego, segundo a faixa de escolaridade, os dados da RAIS/2005 mostram que o emprego formal, em comparação com o ano anterior, cresceu nos intervalos de educação superior e diminuiu nas faixas inferiores. Nesse sentido, os dados da

² Ministério de Trabalho e Emprego/Secretaria de Políticas Públicas de Emprego/Departamento de Emprego e Salário/Coordenação-Geral de Estatísticas do Trabalho/NOTA RAIS/2005.

RAIS confirmam uma tendência estrutural, relativa à maior qualificação da força de trabalho, que é resultado da oferta e da demanda.

O nível de rendimentos está muito vinculado às características individuais dos assalariados, ainda que outros quesitos, como setor de atividade, não podem ser negligenciados. Nesse sentido, aspectos como a discriminação por gênero e o impacto do nível de escolaridade sobre o patamar dos salários são objetos de pesquisa.

Os dados da RAIS/2005 mostram que a remuneração média das mulheres (R\$ 1 mil) é inferior a dos homens (R\$ 1,2 mil). Sem embargo, a origem pode ser distintos níveis médios de escolaridade e, nesse sentido, seria pouco rigoroso atribuir a desigualdade a uma possível discriminação. Contudo, os dados da RAIS/2005 mostram que, em cada escala de Grau de Instrução, existe diferencial desfavorável às mulheres. No caso de indivíduos analfabetos, por exemplo, o salário médio dos homens é 22% superior ao das mulheres. No superior completo, este percentual se eleva a 76%.

Naturalmente, somos induzidos a uma investigação sobre o impacto do nível de escolaridade sob o patamar dos rendimentos no mercado de trabalho brasileiro.

No contexto de planejamento experimental, o principal objetivo do pesquisador é estabelecer uma relação entre uma ou mais variáveis resposta a um conjunto de fatores de interesse. Do ponto de vista matemático, isto pode ser executado por meio de um modelo que descreva a variável resposta em função dos fatores aplicáveis.

Por exemplo, a renda como função empírica do nível de escolaridade e a experiência do trabalhador. Isto pode ser feito utilizando-se uma superfície de resposta para modelar a situação, onde, por definição, a superfície de resposta é a representação geométrica obtida quando a variável resposta (renda) é plotada como função de um ou mais fatores (escolaridade e experiência).

Com base nos dados da PNAD/2005 investigamos a superfície de resposta da renda dos trabalhadores, com vínculo na CLT, usando alguns resultados simples de geometria diferencial.

Os resultados indicam que a superfície de resposta do logaritmo natural dos rendimentos por nível de escolaridade e idade (experiência) é

uma superfície parametrizada diferenciável regular cuja curvatura Gaussiana é nula, com curvatura média não nula, como em uma superfície cilíndrica, o que sugere hélices como geodésicas.

O artigo está estruturado em cinco seções, além dessa introdução. Na segunda seção, fazemos uma breve revisão da literatura sobre renda e escolaridade no mercado de trabalho. Na terceira seção apresentamos a amostra utilizada na pesquisa. Na quarta seção, apresentamos a metodologia empregada e o modelo empírico a ser estimado. Na quinta seção apresentamos os resultados e, na sexta seção, as conclusões. Os resultados das regressões, tabelas, figuras e demonstrações estão apresentados em apêndice.

2. Revisão da literatura

Na literatura nacional, estudos sobre a relação entre salário e educação, estão amplamente documentados. [Barros e Ramos (1992), Ramos e Vieira (1996) *inter alia*]

Barros e Ramos (1992) em seu estudo sobre diferenças por gênero no mercado de trabalho brasileiro argumentam que se considerarmos a idade e a educação, o grau de diferenças de salários entre homens e mulheres será maior do que se não considerarmos essas variáveis.

Ramos e Vieira (1996) realizam um estudo sobre a relação entre educação e salários no Brasil.

Por outro lado, a metodologia de superfícies de resposta pode ser encontrada em Neter, Wasserman & Kutner (1983), Khuri & Cornell (1987), Myers, R. H. & Montgomery, D.C. (1995), onde são apresentados vários exemplos de regressão múltipla usando o conceito de superfície de resposta.

Kreysig (1959), Eisenhart (1960), Carmo (1976), Teneblat (1988) são textos introdutórios à geometria diferencial, com várias aplicações ao estudo de superfícies.

Na literatura, aspectos locais de geometria, por meio do cálculo, são comumente utilizados em estudos da relação entre rendimentos e nível de escolaridade, mas aspectos globais de geometria, como

curvaturas, geodésicas etc., até o momento, não os encontrei. Daremos um passo nessa direção.

3. Amostra

No artigo, para estudar a relação entre renda, escolaridade e experiência foram usadas tabulações de microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios – PNAD/2005.

A amostra foi limitada aos adultos da faixa etária de 25 a 55 anos, para evitar uma maior variação relativa do emprego, com vínculos regulados pela CLT, da área urbana, com rendimentos positivos, com base em setembro de 2005, normalizados pelo número de horas trabalhadas. As variáveis em estudo e os dados da amostra estão nas Tabelas 1 e 2 em anexo.

[Tabela 1, Tabela 2]

4. Modelo estimado e superfície de resposta

Para investigar o comportamento da renda por escolaridade e experiência, o modelo a ser estimado, na forma escalar é

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 \text{escol} + \beta_2 \text{age} + \beta_3 \text{age}^2 + \sum_{i=1}^4 \beta_{i+3} e_i + \varepsilon \quad (1)$$

Em (3), β_0 é uma constante, age representa a variável idade, como *proxy* da experiência, escol representa a variável escolaridade como *proxy* das características pessoais ou habilidades, w representa os rendimentos totais de cada indivíduo da amostra, $\ln w$ representa o logaritmo natural de w . E, ainda, e_i , para $i = 1, \dots, 4$, representa os níveis de escolaridade, definidos na Tabela 1, e ε representa os termos de erro com média zero, independentes, identicamente distribuídos e não correlacionados.

Para investigar o impacto do nível de escolaridade sobre a renda, estimamos a equação (3), para cada valor de $i = 1, \dots, 4$ e estudamos a superfície de resposta correspondente.

A Tabela 3 é constituída de algumas estatísticas descritivas dos logaritmos naturais dos rendimentos dos trabalhadores da amostra, e alguns percentis da distribuição.

[Tabela 3]

A Figura 1 apresenta essa diferença em termos do logaritmo natural dos rendimentos.

[Figura 1]

Para investigar o impacto do nível de escolaridade sobre a renda, estimamos a equação (3), para cada valor de $i = 1, \dots, 4$ e investigamos algumas propriedades da superfície de resposta correspondente.

Proposição 1. A superfície de resposta S , para cada nível de escolaridade, definida por

$$\vec{X}(u, v) = (u, v, \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 u + \hat{\beta}_2 v - \hat{\beta}_3 v^2 + \sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_{i+3} e_i) \quad 2)$$

Onde $u = escol$ e $v = age$, para cada $i = 1, \dots, 4$, é uma superfície parametrizada diferenciável regular.

Prova: apêndice 4.

Proposição 2. A curvatura Gaussiana da superfície S parametrizada por (2) é igual a zero.

Prova: apêndice 4.

Corolário 3. Uma das curvaturas principais da superfície S parametrizada por (2) é igual a zero e a outra é igual ao dobro da curvatura média de S .

Prova: apêndice 4.

A principal consequência é que a superfície (2) se comporta como se fosse parte de uma superfície cilíndrica. Logo, fixado um ponto $q = (u_0, v_0)$, as geodésicas que passam por $X(q)$ são as hélices, além dos meridianos e dos paralelos (parametrizados por comprimento de arco).

Dessa forma, fixado o ponto $q = (\overline{escol}, \overline{age})$, podemos pensar nos rendimentos como hélices passando pelo ponto $X(q)$.

Resultados

No apêndice 2 temos os resultados das regressões realizadas e no apêndice 3, apresentamos uma comparação da variável resposta com o logaritmo natural do rendimento, em cada nível de escolaridade, verificando a qualidade do ajuste.

Alguns efeitos imediatos no logaritmo dos rendimentos são:

1) $\frac{\partial z}{\partial escol} = \hat{\beta}_1 = 0.113760 > 0$, para todas as faixas de escolaridade, o que significa um acréscimo no logaritmo dos rendimentos de, aproximadamente, 0.113760, para cada unidade de aumento na escolaridade.

2) $\frac{\partial z}{\partial age} = \hat{\beta}_2 - 2\hat{\beta}_3 age = 0.052532 - 0.000892 age > 0$, pois a faixa etária considerada é de 25-55 anos. Logo, há um aumento no logaritmo dos rendimentos, mas que decresce linearmente com o aumento da idade (experiência).

3) Uma mudança na faixa de variação, representada pelas variáveis indicadoras provoca um acréscimo na média dos logaritmos naturais dos rendimentos. Ou seja, a média parte de 1.905029, na faixa de escolaridade 0-3 anos, para chegar em 3.657128, na faixa de 12 anos ou mais de escolaridade. Assim, o diferencial de rendimentos médios dos trabalhadores de maior nível de escolaridade, normalizado pelas horas trabalhadas, em relação aos de menor escolaridade, é de 476.7 % .

As superfícies resposta, relativas às faixas de escolaridades definidas, determinadas no apêndice 3, são:

1º. Caso: nível de escolaridade entre 0 e 3 anos.

$$z = 0.1137599 * \text{escol} + 0.0525318 * \text{age} - 0.0004458 * \text{age}^2 + 0.3904617$$

2º. Caso: nível de escolaridade entre 4 e 7 anos.

$$z = 0.1137599 * \text{escol} + 0.0525318 * \text{age} - 0.0004458 * \text{age}^2 + 0.339758$$

3º. Caso: nível de escolaridade entre 8 e 11 anos.

$$z = 0.1137599 * \text{escol} + 0.0525318 * \text{age} - 0.0004458 * \text{age}^2 + 0.2142457$$

4º. Caso: estudo do efeito no logaritmo natural do nível de escolaridade de 12 anos ou mais.

$$z = 0.1137599 * \text{escol} + 0.0525318 * \text{age} - 0.0004458 * \text{age}^2 + 0.7077613$$

Pela Proposição 1, a superfície de resposta z é uma superfície parametrizada regular, para todos os casos considerados. Pela Proposição 2, a curvatura Gaussiana da superfície de resposta z é igual a zero, em todos os casos. Pelo Corolário 3, uma das curvaturas principais é nula e a outra é o dobro da curvatura média da superfície de resposta z .

Os resultados anteriores indicam a superfície de resposta z é parte de uma superfície cilíndrica, portanto as geodésicas (curvas que fornecem a menor distância entre dois pontos da superfície) são hélices.

6. Conclusões

Na investigação de forma teórica e empírica o comportamento da renda por nível de escolaridade, de empregados do mercado de trabalho brasileiro, usando microdados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios – PNAD/2005 e regressão combinada com resultados geométricos observamos algumas propriedades geométricas da superfície de resposta.

Nossos resultados indicam que o logaritmo natural dos rendimentos cresce com o nível de escolaridade e com a experiência (idade). Mas com respeito à experiência, esse crescimento é decresce com seu aumento.

Além disso, observamos que a superfície de resposta é uma superfície parametrizada regular, com curvatura Gaussiana nula e curvatura média não nula, para a faixa etária 25-55 anos, de modo similar a uma superfície cilíndrica sugerindo hélices como geodésicas.

Uma direção a seguir é, por exemplo, estudo sobre o comportamento do passo dessas hélices ao longo do tempo.

Referências bibliográficas

Barros, R. P.; Ramos, L. (1992). **Gender: Differences in Brazilian labor markets**. Anais do XX Encontro Nacional de Economia: 63-80.

Carmo, M. do (1976). **Differential Geometry of Curves and Surfaces**, Prentice-Hall.

Cavalcanti, T. e Guimarães, J. F. (1999). **Labor Market Discrimination: Quantile Regression Approach**. Anais XXI Encontro Brasileiro de Econometria. Pp. 198-218.

Einsenhart, L. P. (1960). **A treatise on the Differential Geometry of Curves and Surfaces**. Dover Publications, New York.

Khuri, A. I. and Cornell, J. A. (1987). **Response surfaces: Design and Analysis**. Marcel Decker, Inc.

Kreysig, E. (1959). **Differential Geometry**. University of Toronto Press.

Myers, R. H. & Montgomery, D. C. (1995). **Response Surface Methodology: process and Product optimization Using Designed Experiments**, Wiley, New York.

Neter, J., Wasserman, W., Kutner, M. H. (1983). **Applied Linear Regression Models**. Richard D. Irwin, Inc.

Teneblat, K. (1988). **Introdução à Geometria Diferencial**. Editora Universidade de Brasília.

Apêndice 1 – Tabelas descritivas da amostra e das variáveis utilizadas no estudo

Tabela 1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Tipo	Tam.	Dec.	Variação
escol	Escolaridade em anos	Numérica	8	0	0 – 15
wage	Redimento em R\$ (09/2005)	Numérica	8	2	$(0, +\infty)$
hrs	Horas semanais trabalhadas pelo empregado.	Numérica	8	0	[1,98]
w	Rendimento normalizado pelas horas semanais trabalhadas.	Numérica	8	2	$(0, +\infty)$
lnw	Logaritmo natural do rendimento normalizado.	Numérica	8	6	$(-\infty, +\infty)$
age	Idade em anos	Numérica	8	0	25 – 55
age2	Idade ao quadrado	Numérica	8	0	625 – 3025
e1	Variável indicadora do nível de escolaridade de 0 a 3 anos de estudo formal.	Numérica	8	0	0 – 3
e2	Variável indicadora do nível de escolaridade de 4 a 7 anos de estudo formal.	Numérica	8	0	4 – 7
e3	Variável indicadora do nível de escolaridade de 8 a 10 anos de estudo formal.	Numérica	8	0	8 – 11
e4	Variável indicadora do nível de escolaridade de 12 anos ou mais de estudo formal.	Numérica	8	0	12 ou mais

Tabela 2 – Variáveis segundo a amostra

Variável	No. Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1	2	3	4	5	6
Geral					
w	116277	849.1027	1454.313	1	200000
escol	116277	7.8346	4.468945	0	15
hrs	116277	42.0861	13.40116	1	98
age	116277	38.0282	8.485761	25	55
age2	116277	1518.1500	665.5892	625	3025

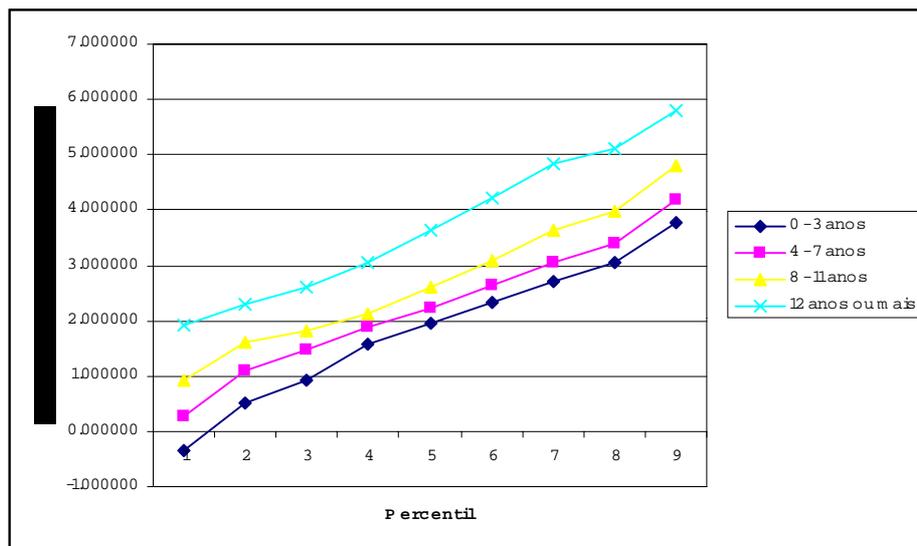
Fonte: PNAD (2005)

Tabela 3 - Estatísticas descritivas do logaritmo natural dos rendimentos médios segundo o nível de escolaridade. Brasil, 2005

Estatística	e1	e2	e3	e4
Geral				
Média	1.905029	2.247548	2.654130	3.657128
Desvio padrão	0.767769	0.718783	0.769988	0.864801
Máximo	5.940171	8.699514	7.600903	8.517193
Mínimo	-2.525729	-3.871201	-2.169054	0.040822
Percentil 1%	-0.364643	0.261365	0.916291	1.919593
Percentil 5%	0.510826	1.106334	1.609438	2.302585
Percentil 10%	0.916291	1.455287	1.832582	2.590267
Percentil 25%	1.568616	1.871802	2.120264	3.036554
Percentil 50%	1.957745	2.233592	2.590267	3.624341
Percentil 75%	2.325058	2.629488	3.101093	4.222178
Percentil 90%	2.716265	3.064725	3.624341	4.828314
Percentil 95%	3.036554	3.401197	3.992066	5.115996
Percentil 99%	3.784190	4.198705	4.808111	5.783825
Número de observações	21190	30505	46194	18388

Fonte: PNAD (2005).

Figura 1 – Rendimentos de empregados, da área urbana, com vínculo na CLT, da faixa etária 25-55 anos, com rendimentos positivos, segundo o nível de escolaridade. Brasil, 2005



Fonte: PNAD (2005)

Apêndice 2 – Resultados da regressão e análise de variância da amostra

ln w	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[Intervalo 95% Conf.]	
Escol	0.113760	0.001822	62.43	0	0.110188	0.117331
Age	0.052532	0.002498	21.03	0	0.047635	0.057428
age2	-0.000446	3.19E-05	-13.99	0	-0.000508	-0.000383
e1	0.390462	0.047616	8.20	0	0.297136	0.483787
e2	0.339758	0.048534	7.00	0	0.244632	0.434884
e3	0.214246	0.050909	4.21	0	0.114465	0.314027
e4	0.707761	0.054526	12.98	0	0.600891	0.814631

Análise de Variância - ANOVA

Fonte de variação	SS	df	MS	F*
Modelo	806841.3	7	115263.0	206544.9
Resíduo	64884.8	116270	0.558053	
Total	871726.1	116277		

R2 0.9256

Conclusão:

Há uma boa qualidade no ajuste, pois R2 é alto (0.9256). Além disso, a estatística t mostra que os coeficientes são significativos, ao nível de 95% de confiança.

Apêndice 3 - Criação da variável resposta z com base nos valores estimados no apêndice 2 e comparação com a variável ln w por meio da sumarização.

1º. Caso: estudo do efeito no logaritmo natural do nível de escolaridade entre 0 e 3 anos.

```
. gene z = 0.1137599* escol + 0.0525318* age - 0.0004458*age2 + 0.3904617
. summarize lnw z if escl == 1
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnw	21190	1.905029	0.767769	-2.52573	5.940171
z	21190	1.904947	0.195215	1.425132	2.272445

2º. Caso: estudo do efeito no logaritmo natural do nível de escolaridade entre 4 e 7 anos.

```
. drop z
. gene z = 0.1137599* escol + 0.0525318* age - 0.0004458*age2 + 0.339758
. summarize lnw z if esc2 == 1
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnw	30505	2.247548	0.718783	-3.8712	8.699514
z	30505	2.247475	0.178464	1.829468	2.676781

3º. Caso: estudo do efeito no logaritmo natural do nível de escolaridade entre 8 e 11 anos.

```
. drop z
. gene z = 0.1137599* escol + 0.0525318* age - 0.0004458*age2 + 0.2142457
. summarize lnw z if esc3 == 1
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnw	46194	2.654130	0.769988	-2.16905	7.600903
z	46194	2.654064	0.203873	2.158995	3.006309

4º. Caso: estudo do efeito no logaritmo natural do nível de escolaridade de 12 anos ou mais.

. drop z

. gene z = 0.1137599* escol + 0.0525318* age - 0.0004458*age2 + 0.7077613

. summarize lnw z if esc4 == 1

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnw	18388	3.657128	0.864801	0.040822	8.517193
z	18388	3.657057	0.209061	3.10755	3.954864

Apêndice 4 – Provas dos teoremas

Proposição 1. A superfície de resposta S , para cada nível de escolaridade, definida por

$$\vec{X}(u, v) = (u, v, \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 u + \hat{\beta}_2 v - \hat{\beta}_3 v^2 + \sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_{i+3} e_i) \quad (2)$$

Onde $u = \text{escol}$ e $v = \text{age}$, para cada $i = 1, \dots, 4$, é uma superfície parametrizada diferenciável regular.

Prova:

Para a prova da Proposição 1, consideremos o lema 1, a seguir.

Lema 1. Seja $f : U \subset \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$ uma função definida em uma região U de \mathbb{R}^2 por $z = f(u, v)$, tal que f é diferenciável de classe $C^\infty(U)$. Então a superfície S de equação $\vec{X}(u, v) = (u, v, f(u, v))$ é uma superfície parametrizada regular.

Prova do Lema 1:

Sejam $\vec{X}_u = (1, 0, f_u(u, v))$ e $\vec{X}_v = (0, 1, f_v(u, v))$ as velocidades das linhas coordenadas de \vec{X} .

Então

$$\vec{X}_u \times \vec{X}_v = \begin{vmatrix} \vec{i} & \vec{j} & \vec{k} \\ 1 & 0 & f_u \\ 0 & 1 & f_v \end{vmatrix} \Rightarrow |\vec{X}_u \times \vec{X}_v| = \sqrt{1 + f_u^2 + f_v^2} > 0, \text{ para}$$

todo $(u, v) \in U$. Logo, \vec{X} é regular. O que prova o Lema 1.

Para a prova da Proposição 1, basta observar que, para cada $i = 1, \dots, 4$, tem-se que $e_i = 1$ ou $e_i = 0$, o que implica somente um efeito sobre o termo $\hat{\beta}_0$, dado pela sua soma com o termo $\sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_{i+3} e_i$. Seja $\hat{\alpha}$ o valor dessa soma. Então a parametrização dada por (2) pode ser escrita na forma

$$\vec{X}(u, v) = (u, v, \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 u + \hat{\beta}_2 v - \hat{\beta}_3 v^2) \quad (3)$$

onde $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3 \in \mathbb{R}$.

Além disso, $f(u, v) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 u + \hat{\beta}_2 v - \hat{\beta}_3 v^2$ é uma função diferenciável de classe C^∞ , pois é uma função polinomial. Logo, pelo Lema 1, a superfície parametrizada por (2) é uma superfície parametrizada regular. Dessa forma, está demonstrada a Proposição 1.

Proposição 2. A curvatura Gaussiana da superfície S parametrizada por (2) é igual a zero.

Prova:

Para provar a Proposição 2, vamos usar o Lema 2, a seguir.

Lema 2. Seja S uma superfície regular parametrizada por

$$\vec{X}(u, v) = (u, v, h(u, v))$$

Então, a curvatura Gaussiana de S é identicamente nula se, e somente se, $h_{uu}h_{vv} - h_{uv}^2 = 0$.

Prova:

Por definição, a curvatura Gaussiana da superfície S é dada por:

$$K = \frac{eg - f^2}{EG - F^2}$$

Portanto, $K = 0 \Leftrightarrow eg - f^2 = 0$ e $EG - F^2 \neq 0$,

onde

$$e = \langle \vec{X}_{uu}, \vec{N} \rangle, \quad g = \langle \vec{X}_{vv}, \vec{N} \rangle \quad \text{e} \quad f = \langle \vec{X}_{uv}, \vec{N} \rangle$$

Por outro lado, pela identidade de Lagrange, temos:

$$EG - F^2 = |\vec{X}_u \times \vec{X}_v|^2$$

Como, por hipótese, S é regular, temos que $EG - F^2 > 0$.

Além disso, como

$$\vec{X}_{uu} = (0, 0, h_{uu}) \quad \text{e} \quad \vec{X}_{vv} = (0, 0, h_{vv}) \quad \text{e} \quad \vec{X}_{uv} = (0, 0, h_{uv}) \quad \text{e, ainda,}$$

$$\vec{N} = \frac{1}{EG - F^2} (-h_u, -h_v, 1), \quad \text{segue que } e = h_{uu}, \quad g = h_{vv}, \quad f = h_{uv}$$

Portanto,

$$K = 0 \Leftrightarrow h_{uu}h_{vv} - h_{uv}^2 = 0$$

O que prova o Lema 2.

Para provar a Proposição (2), basta observar que podemos usar a parametrização dada por (3) e, além disso, que, sendo $h(u, v) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 u + \hat{\beta}_2 v - \hat{\beta}_3 v^2$, temos:

$$h_{uu} = 0, h_{vv} = -2\hat{\beta}_3, h_{uv} = 0 \Rightarrow h_{uu}h_{vv} - h_{uv}^2 = 0$$

Desta última relação e do Lema 2, temos o resultado da proposição.
Dessa forma está provada a Proposição 2.

Corolário 3. Uma das curvaturas principais da superfície S parametrizada por (2) é igual a zero e a outra é igual ao dobro da curvatura média de S.

Prova:

Das definições de curvatura Gaussiana (K), curvatura média (H) e curvaturas principais ($k_1 \leq k_2$) segue que as curvaturas principais são soluções da equação $x^2 - 2Hx + K = 0$.

Dessa última equação e da Proposição 2, temos o resultado do corolário.

Desta forma está provado o Corolário 3.

Um Estudo de Painel sobre a Correlação Poupança-Investimento na América Latina

Fernando Sabbi Melgarejo¹
Ronaldo Augusto da Silva Fernandes²

Resumo: Este estudo apresenta uma evidência empírica adicional sobre a correlação entre poupança e investimento na América Latina – onde há carência de trabalhos sobre o tema – usando a equação desenvolvida por Feldstein-Horioka (1980). Foi utilizado o método de *panel data*, com uma amostra de 21 países da região, no período de 1970 a 2000. Os resultados indicaram a existência de um alto grau de mobilidade de capitais nos países, tendo em vista que um aumento de 1% na taxa de poupança doméstica resulta num incremento de 0,401% na taxa de investimento na América Latina. Estes resultados são similares aos de outras pesquisas para países em desenvolvimento. Adicionalmente, os resultados diferem das evidências encontradas para países desenvolvidos, onde a alta correlação entre poupança e investimento é um fato estilizado da macroeconomia internacional.

Palavras-Chave: mobilidade de capitais, correlação poupança-investimento, américa latina, *panel data*.

¹ Fernando Sabbi Melgarejo, é Mestre em Economia de Empresas, Professor da Universidade Católica de Brasília – UCB e Gerente de Divisão do Banco do Brasil – Endereço Eletrônico : fsmelgarejo@hotmail.com.br

² Ronaldo Augusto Da Silva Fernandes, Mestre em Economia de Empresa, Professor do Centro Universitário do Planalto do Distrito Federal – UNIPLAN, Consultor Empresarial – Endereço Eletrônico: ronaldofernandes@bol.com.br

Introdução

A alta correlação entre as taxas de poupança doméstica e investimento, analisada por Feldstein-Horioka em 1980 é usada como uma forma de estimar o grau de mobilidade de capitais internacionais. Apesar da importância da extensão da mobilidade de capitais, tanto para a economia teórica quanto para a economia aplicada, para podermos estimar a magnitude da eficiência das políticas financeiras nas economias abertas, pesquisas empíricas em regiões em desenvolvimento têm aumentado apenas recentemente, embora poucos, ou nenhum trabalho, tem estudado exclusivamente a América Latina.

Nesse sentido, a importância deste trabalho é analisar o perfil dos países da América Latina, no que diz respeito à abertura aos capitais internacionais, verificando se nesta região é preciso adotar medidas que estimulem a entrada de recursos externos para aumentar o nível de investimento, vis à vis as evidências internacionais demonstrarem que os mercados emergentes que recebem poupança externa, quer seja sob a forma de investimentos diretos ou sob a forma de empréstimos, podem crescer mais do que seria possível apenas com seus próprios recursos.

A América Latina passou por consideráveis mudanças econômicas, sociais e políticas nas últimas três décadas. Nos anos de 1970, no Brasil, Argentina e Chile, foi observada uma pequena redução em suas taxas de crescimento, principalmente em virtude da política de substituição de importações que inibiu a produção eficiente. Por outro lado, em alguns pequenos países³ foram verificadas elevadas taxas de crescimento, atribuídas, principalmente, ao aumento da absorção de novas tecnologias e ao crescimento da produção de manufaturados.

Na década seguinte, nos anos de 1980, foi verificada uma inversão, o crescimento econômico foi concentrado nos países de médio e grande porte da região (Brasil, Argentina, Venezuela e Colômbia), enquanto que na maioria dos pequenos países o crescimento econômico foi insuficiente para compensar os efeitos do crescimento populacional. Além disso, restrições internas, estruturais e cíclicas, e exacerbados

³ Bolívia, Costa Rica, Equador e República Dominicana.

desequilíbrios macroeconômicos, dificultaram a administração das políticas econômicas.

O início de uma expansão econômica na região que excedia as taxas de crescimento populacional foi visto nos anos de 1990. A América Latina obteve sucesso nos programas de estabilização monetária e a queda das taxas de juros internacionais em 1993 implicaram no retorno dos capitais estrangeiros para a região, provendo fortes incentivos para o seu crescimento. A performance econômica da região foi favorecida também, pela manutenção dos investimentos internos e reformas estruturais adotadas⁴.

Nesse contexto, o estudo da mobilidade de capitais internacionais tem grande relevância, na medida em que a própria teoria econômica demonstra que é aconselhável e plenamente normal que regiões emergentes, como é o caso da América Latina, tenham déficit nas transações externas em conta corrente. Segundo Romer (1996), a taxa de retorno sobre capital é menor em países intensivos em capital. Assim, há incentivo para o capital sair de países ricos em direção aos países pobres.

Neste trabalho é apresentada uma evidência empírica adicional, no que diz respeito ao grau de mobilidade de capitais em países em desenvolvimento, mais especificamente, em 21 países integrantes da América latina fazendo uso da abordagem estabelecida por Feldstein-Horioka (1980), de correlação entre poupança e investimento, no período de 1971 a 2000.

Realizamos, também, estimações de três sub-períodos, referentes as décadas de 1970, 1980 e 1990, verificando, dessa forma, a evolução da abertura econômica da região aos capitais internacionais e, ainda, se nos anos de 1990 o retorno do crescimento da economia foi corroborado com maior mobilidade de capitais.

A contribuição deste trabalho será a utilização do método de *panel data* para um conjunto de países em que existem poucos estudos sobre mobilidade de capitais internacionais. Com este instrumental, verifica-se se existem efeitos específicos em um país, num contexto de integração financeira internacional. A coexistência de duas dimensões, individual

⁴ Uma ampla abordagem sobre o assunto pode ser visto em Dobson e Ramlogan (2002) e em Krugman e Obstfeld (2000).

(país por país) e temporal (ano por ano) nos permitem estimar o coeficiente de correlação de poupança doméstica e investimento para os países da América Latina.

O trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2 apresentada a revisão da literatura; na seção 3 estão descritos os resultados econométricos encontrados; e, por fim, na seção 5, a conclusão deste estudo.

Revisão da Literatura

“A associação entre mobilidade de capitais e integração dos mercados parecer ser clara: se os mercados são integrados, então o capital irá mover-se mais livremente e, desse modo, é plausível ver o volume dos fluxos como um indicador da extensão da integração dos mercados” [Moosa (1997) p. 439].

Nesse contexto, vários trabalhos têm sido desenvolvidos com o objetivo de mensurar o grau de integração financeira entre os países. Ressaltem-se os estudos de Montiel (1994) e Eijffinger e Lemmen (2001) que discutem a aplicação e os resultados de diversos métodos⁵, bem como o trabalho de Sachsida, et al. (2001) que aplicaram o método *uncovered interest parity* (UIP) para o Brasil⁶.

O procedimento adotado neste trabalho foi a abordagem de Feldstein-Horioka (1980), que apresentaram um teste empírico sobre a correlação entre poupança e investimento como uma forma de mensurar a mobilidade de capitais internacionais. O raciocínio para o teste é que se o capital tem perfeita mobilidade, acréscimos na poupança doméstica de um país poderia gerar fluxos de investimento em qualquer lugar do mundo, e não, necessariamente, no país de origem da poupança. Em outras palavras, em um país que tem perfeita mobilidade de capitais, o nível de investimento não dependerá do nível da poupança doméstica.

⁵ Alguns exemplos de métodos elaborados para mensurar a integração financeira internacional são: *deviations from interest rate parity*; *saving-investment correlation*; *cross-country consumption growth correlation*; *Euler Equation Tests*.

⁶ Segundo os autores, os testes econométricos aplicados para o período de 1984 a 1998 validaram a UIP somente para o período de jan/1990 a jun/1994.

Por outro lado, quando não há mobilidade de capitais, os investimentos serão financiados exclusivamente pela poupança gerada no próprio país, caso em que o nível do investimento irá depender do nível da poupança doméstica. Neste caso, em uma economia fechada para os movimentos dos capitais internacionais, o total da poupança doméstica é dado pela equação a seguir: $S = Y - C - G$, que será igual ao investimento doméstico, onde S representa a poupança nacional, Y o produto, C o consumo das famílias e G os gastos do governo.

A equação desenvolvida por Feldstein-Horioka (1980), a cerca da relação entre as taxas de poupança e investimento, encontra-se descrita a seguir:

$$\frac{I}{PIB} = \alpha + \beta \frac{S_{int}}{PIB}, \quad (2.1)$$

onde I/PIB é a taxa de investimento em relação ao Produto Interno Bruto e S_{int}/PIB corresponde à taxa de poupança doméstica em relação ao Produto Interno Bruto. Em casos extremos, esses autores interpretaram a equação da seguinte forma: i) se a poupança e o investimento são totalmente independentes, então o β estimado seria igual a zero, implicando na aceitação da hipótese de perfeita mobilidade de capitais; ii) por outro lado, se há total imobilidade de capitais, o β estimado seria um, já que poupança e investimento apresentariam correlação unitária.

Feldstein-Horioka (1980) estimaram uma regressão *cross-section*, onde a amostra era composta por 21 países da OECD, utilizando as médias das variáveis (I/PIB e S_{int}/PIB) no período de 1960 a 1974. O coeficiente da taxa de poupança doméstica (β) foi de 0,887, que foi interpretado como indicativo de baixa mobilidade de capitais. Como os mercados, à época, eram considerados integrados, os resultados contradisseram o senso comum. Assim, essa evidência ficou conhecida como a controvérsia de Feldstein-Horioka.

A partir do trabalho original, foi desencadeada uma série de estudos posteriores sobre a correlação entre poupança e investimento —

concentrando-se em países da OECD — quer seja confirmando seus resultados, refutando-os ou tentando ajustar o modelo original por outros métodos de estimação. Os primeiros estudos fizeram uso do método *cross-section*, como no trabalho original, em seguida surgiram estudos utilizando *time series* e, recentemente, têm surgido trabalhos com uma abordagem mais sofisticada, a exemplo do método de *panel data*.

Utilizando o mesmo método do trabalho original, Sachs (1981) aborda que a diferença entre as taxas de poupança e investimento, interpretada como um indicador de mobilidade de capitais, pode ser representada pela conta corrente. Este autor examina as flutuações no saldo da conta corrente para países desenvolvidos no período de 1960 a 1979.

Sachs (1981) analisa o ajustamento das variáveis conta corrente, poupança doméstica e investimento doméstico para explicar a relação entre poupança e investimento. Ele conclui que o investimento em uma determinada economia é estritamente mais correlacionado com as variações na conta corrente do que com a poupança. Entretanto, não obstante a causalidade entre as variáveis poupança, investimento e conta corrente serem ambíguas, as regressões estabelecem uma significativa correlação negativa entre o investimento e a conta corrente. Seus resultados, com essa abordagem, indicaram que há alto grau de mobilidade de capitais internacionais.

Com o objetivo de eliminar os efeitos dos ciclos econômicos, Bayoumi (1990) elaborou um importante trabalho econométrico sobre a controvérsia de Feldstein-Horioka, utilizando a média de vários anos das taxas de investimento e poupança doméstica, ambas em relação ao PIB e as variáveis instrumentais adotadas de acordo com a hipótese da renda permanente⁷. Dessa forma, essas variáveis afetariam a poupança, mas provavelmente não afetariam o investimento.

Os resultados indicaram que na análise utilizando *cross-section*, a alta relação entre poupança e investimento deve-se a adoção de políticas governamentais preocupadas com os déficits em conta corrente. No que

⁷ Porcentagem da população entre 15 e 64 anos; total de empregados como porcentagem da população entre 15 e 64 anos; transferências de seguro social; e, os desembolsos correntes do governo como porcentagem do PIB.

diz respeito à análise utilizando *time series*, a alta relação estaria refletindo o comportamento endógeno do investimento em estoque, não indicando, dessa forma, que a relação representa mudanças na mobilidade de capitais ao longo do tempo.

A respeito dos aspectos teóricos e empíricos sobre a relação entre poupança e investimento, o estudo de Tesar (1991) utilizou o método *cross-section*, para uma amostra de 23 países da OECD. O resultado foi uma correlação positiva entre poupança e investimento, tanto no curto prazo quanto no longo prazo. Contudo, segundo Tesar (1991), o comportamento entre as taxas de poupança e investimento dos países da OECD é uma característica imutável, que independe do período amostral, bem como de quais países serão selecionados. A principal conclusão diz respeito à constatação de uma importante regularidade empírica. Todavia, isto não implica numa clara evidência de mobilidade de capitais internacionais.

Com a abordagem intertemporal da balança de pagamentos, Sinn (1992) sugere que o cálculo do coeficiente de correlação usando médias de longo prazo (*long-term averages*) de poupança e investimento viesam os resultados para a aceitação da hipótese de imobilidade de capitais internacionais.

No referido estudo, foram realizadas estimações *cross-section* para o período de 1960 a 1988, totalizando 29 regressões, englobando uma amostra de 23 países da OECD. Os resultados resumem-se em duas conclusões principais: i) a mobilidade de capitais durante o período analisado é muito baixa; ii) as estimações variam consideravelmente ano a ano, isto é, verifica-se o crescimento da mobilidade de capitais durante cada período, ao contrário dos resultados encontrados por Feldstein-Horioka (1980), que utiliza as médias de longo prazo.

Apesar das novas evidências apresentadas, Sinn (1992) conclui, ainda, que não se pode rejeitar os resultados encontrados por Feldstein-Horioka (1980) de alta correlação entre poupança e investimento.

Uma crítica comum apresentada à equação desenvolvida por Feldstein-Horioka, se deve ao fato do uso da correlação entre poupança e investimento como *proxy* para mensurar o grau de mobilidade de capitais internacionais. Montiel (1994), por exemplo, ressalta a

vulnerabilidade deste tipo de teste a correlações indiretas entre poupança e investimento, que nada teriam a ver com mobilidade de capitais. O autor indica que a forma mais correta seria a paridade de juros não coberta, sendo esta uma forma coerente de se verificar mobilidade de capitais.

Buscando uma explicação alternativa para a alta correlação entre poupança e investimento, Coakley *et al.* (1996) analisaram 23 países da OECD, durante o período de 1960 a 1992. Os autores desenvolveram um modelo teórico e realizaram uma análise empírica por um mecanismo de correção de erros como *proxy* para determinar o prêmio de risco sobre empréstimos. Seus resultados econométricos indicaram que o modelo foi consistente, mostrando também, que sua explicação poderia resolver a controvérsia de Feldstein-Horioka, que apresenta alta correlação entre poupança e investimento, mesmo na presença de alta mobilidade de capitais.

Na amostra de países analisados por Coakley *et al.* (1996), as taxas de poupança e investimento em relação ao PIB mostraram-se integradas de ordem 1 (I(1)), mas a restrição de solvência obrigaria a conta corrente, como proporção do PIB, a ser estacionária (I(0)). Como os déficits em conta corrente são, por definição, a diferença entre investimento e poupança doméstica, tem-se que a poupança doméstica e o investimento cointegram com um coeficiente unitário. Dessa maneira, uma regressão *cross-section* que mede a média do coeficiente de longo prazo tenderia a capturar o coeficiente unitário, que é proveniente da restrição de solvência, independentemente do grau de mobilidade de capitais.

Utilizando o modelo empírico desenvolvido por Coakley *et al.* (1996), Sinha e Sinha (1998 a, b) elaboraram estudos com o objetivo de estimar a equação de Feldstein-Horioka para os países da América Latina e também para países integrantes do MERCOSUL. Nesses trabalhos, para verificar a ocorrência de cointegração entre as variáveis do modelo, os autores usaram a metodologia de Johansen e Juselius (1990).

No trabalho para os países do MERCOSUL, não foi verificada a cointegração entre as taxas de poupança e investimento. A falta de

relação de longo prazo entre poupança doméstica e investimento foi interpretada como um componente de instabilidade macroeconômica no longo prazo. No trabalho para a América Latina, apenas para o Equador, Honduras, Jamaica e Panamá foi verificada a cointegração entre as taxas de investimento e poupança doméstica. Entretanto, para a Colômbia, El Salvador, Guatemala, México e Venezuela não se aceita a cointegração entre as variáveis, o que indica problemas de instabilidade macroeconômica no longo prazo.

Sachsida e Caetano (2000) apresentam outra interpretação sobre a controvérsia de Feldstein-Horioka, baseada na equação de substitutibilidade entre poupança doméstica e poupança externa. Substituíram a equação de identidade contábil do investimento, que é

dada por $\frac{I}{PIB} = \frac{Sd}{PIB} + \frac{Se}{PIB}$, na equação proposta por Feldstein-Horioka (1980), onde I é a taxa de investimento, Sd é a taxa de poupança doméstica e Se é a taxa de poupança externa, todas em relação ao PIB.

O resultado, após a substituição e algumas manipulações algébricas, foi a apresentação da equação de substitutibilidade a seguir:

$$\frac{Se}{PIB} = \alpha + (\beta - 1) \frac{Sd}{PIB},$$

ou

$$\frac{Se}{PIB} = \alpha + y \frac{Sd}{PIB}, \text{ onde } y = \beta - 1. \quad (2.2)$$

Esta equação demonstra que a constante (α) na equação de Feldstein-Horioka é a mesma da equação de substitutibilidade. Além disso, que o coeficiente da regressão de Feldstein-Horioka é igual ao coeficiente da equação de substitutibilidade mais um, isto é, $\beta = y + 1$. Dessa forma, os autores indicam que os parâmetros são equivalentes em ambas as equações.

Para Sachsida e Caetano (2000), o argumento de Coakley et al. (1996), de que a condição de solvência da conta corrente gera um

coeficiente de Feldstein-Horioka unitário, indica apenas uma condição necessária, mas não suficiente. Assim sendo, o coeficiente da equação desenvolvida por Feldstein-Horioka não representaria adequadamente mobilidade de capitais do lado real da economia, mas a relação de substitutibilidade entre poupança doméstica e externa. Além disso, nesta nova interpretação, tem-se a inabilidade do uso do coeficiente da equação de Feldstein-Horioka para inferir sobre a solvência da conta corrente.

Usando a técnica *dynamic OLS* para *time series*, Hussein (1998) estimou o grau de mobilidade de capitais internacionais, em 23 países integrantes da OECD, no período de 1960 a 1993. Seus resultados indicaram que em apenas cinco países o coeficiente da regressão entre poupança doméstica e investimento foi unitário. Segundo o autor, uma possível explicação para um coeficiente unitário seria a compensação das entradas e saídas de capitais. Nos outros dezoito países a correlação unitária entre as taxas de poupança e investimento foi rejeitada, sendo que em dez deles o β da equação foi menor que um. Para o autor, isto indica que as saídas de capitais excederam as entradas.

Por outro lado, no caso dos países em que o β foi maior que um, a argumentação foi que houve evidências de que as entradas de capitais foram superiores as saídas. Por fim, a conclusão de seu trabalho é que os capitais têm tido mobilidade na maioria dos países integrantes da OECD durante as últimas três décadas.

Utilizando *time series*, Gollás (1999) analisou o grau de mobilidade de capitais para o México, nas décadas de 1960 a 1990, com base no modelo desenvolvido por Feldstein-Horioka (1980). Os altos coeficientes de correlação entre poupança e investimento, obtidos como resultados, indicaram pela não rejeição da hipótese de que o capital foi imóvel nas décadas de 1960 e 1970. Por outro lado, nas décadas de 1980 e 1990, a mobilidade de capitais aumentou, tendo em vista que o coeficiente estimado para o período reduziu.

Para mensurar o grau de mobilidade de capitais internacionais na Argentina, no período de 1993-I a 2000-II, Melgarejo (2003) estimou a equação proposta por Feldstein-Horioka (1980). O objetivo do trabalho foi verificar se o aumento da dependência por recursos externos na

Argentina na década de 1990, conforme abordado por Hermann (2001)⁸, foi corroborado pela mobilidade de capitais.

Os resultados encontrados por Melgarejo (2003) indicaram que não se pode rejeitar a hipótese de alta mobilidade de capitais na década de 1990 no curto prazo, pois o incremento de 1% na taxa de poupança interna em relação ao PIB impacta positivamente a taxa de investimento em 0,49%. Estes resultados sugerem que a liberalização ocorrida nos anos de 1990 proporcionou um cenário favorável à mobilidade de capitais internacionais na Argentina. Por outro lado, no longo prazo, os resultados indicaram que o aumento de 1% na taxa da poupança interna em relação ao PIB, incrementa a taxa de investimento em 1,21%, indicando que os investimentos domésticos da Argentina são dependentes de sua própria poupança.

Um dos primeiros estudos com a utilização de *panel data* foi realizado por Krol (1996). Este autor argumenta que o uso da média anual das variáveis (*time-averaged data*) poupança e investimento durante a década, utilizando uma regressão *cross-section* de investimento-poupança, torna viesado os resultados sobre mobilidade de capitais.

Para Krol (1996), a restrição orçamentária intertemporal de uma economia aberta, como foi abordado por Sinn (1992), não permite que um país tenha déficits ou superávits indefinidamente⁹. Sendo assim, espera-se que os déficits serão seguidos por superávits e vice-versa, de forma que o valor presente de todos os desequilíbrios dos saldos em conta corrente seja igual a zero. Num caso hipotético de dois períodos, essa condição pode ser expressa da seguinte forma: $CC(t) + CC(t+1)/(1+r) = 0$, onde CC é a conta corrente no período t ou t+1, sendo r, taxa real de juros.

⁸ Hermann (2001) examinou a experiência de liberalização financeira ocorrida nos anos 1990. Segundo a autora, após a crise bancária em 1995, o sistema bancário passou a ser um típico sistema de bancos universais, caracterizado por um alto grau de dolarização e pela hegemonia estrangeira. Nessa década os bancos estrangeiros lideraram o sistema financeiro do país e, com isso, ampliaram a dependência externa de recursos.

⁹ Ver também Blanchard e Fischer (1989).

Conforme a equação, assumindo que no período t seja verificado déficit em conta corrente $CC(t) < 0$, esta situação deve ser compensada em um período futuro, ou seja, havendo superávits no período $t + 1$.

Por definição, a conta corrente de um país num período é igual à diferença entre investimento e poupança, logo, isto implica que a média da conta corrente precisa ser igual a zero durante o tempo. Se a diferença média entre investimento e poupança é igual a zero no decorrer do tempo, este fato gera alta correlação entre as duas variáveis. Uma regressão *cross-section*, usando *time-averaged data* tende para a rejeição da mobilidade de capitais internacionais, tendo em vista que poupança e investimento aparecerão mais similares do que eles realmente são.

Para evitar este problema, Krol (1996) utiliza *panel data* com observações anuais de investimento, poupança e conta corrente para 21 países da OECD no período de 1962 a 1990. O método de *panel data* permite controlar melhor os efeitos cíclicos dos negócios do que o método utilizado por Feldstein-Horioka (1980), além de permitir controlar os efeitos por tamanho do país.

Os resultados encontrados sugerem que há mobilidade internacional de capitais, contrariando os resultados indicados por Feldstein-Horioka (1980). Além disso, que investimento e poupança têm impacto significativo sobre a conta corrente, corroborando a hipótese de que há mobilidade de capitais.

A partir do questionamento apresentado por Krol (1996), colocando em dúvida o fato estilizado da alta correlação entre poupança e investimento, Coiteux e Oliver (2000) realizaram um exame da robustez dos resultados encontrados pelo autor, fazendo o uso dos métodos de *panel data* e *cross-section* ano a ano, sendo que este último foi o mesmo método utilizado por Sinn (1992). Os dados utilizados foram de 22 países da OECD, incluindo ou excluindo Luxemburgo, no período de 1960 a 1995.

Coiteux e Oliver (2000) resumem a discussão sobre o modelo de correlação entre poupança e investimento, avaliando os métodos de estimação utilizados por Feldstein-Horioka (1980), Krol (1996) e Sinn (1992). Segundo este estudo, as conclusões de Krol (1996) resultam da presença de Luxemburgo nas estimativas feitas com *panel data*, tendo

em vista, que este país é considerado um *outlier* significativo na amostra utilizada.

Coiteux e Oliver (2000) concluem que Krol (1996) estava errado ao rejeitar o fato estilizado do resultado de Feldstein-Horioka (1980). Entretanto, concordam que Krol (1996) estava correto em afirmar que o grau de mobilidade de capitais internacionais é maior no curto prazo do que no longo prazo, o que vem a confirmar os resultados encontrados por Feldstein-Horioka (1980). Esta aparente contradição foi resolvida excluindo os dados referentes a Luxemburgo e estimando um modelo de correção de erros dos efeitos fixos do modelo utilizado por Krol (1996).

Da mesma forma que o trabalho anterior, Jansen (2000) crítica o trabalho realizado por Krol (1996), argumentando que a baixa correlação entre investimento e poupança não se deve à utilização da técnica de estimação de *panel data*, mas sim pela inclusão de Luxemburgo na amostra. Segundo Jansen (2000), outros autores, incluindo Feldstein-Horioka (1980), rotineiramente excluem o país, tendo em vista que a presença do grande setor bancário internacional torna os dados das contas nacionais de Luxemburgo menos fidedignas.

A discussão da exclusão dos dados de Luxemburgo para estimar a correlação entre poupança e investimento, criticada por Jansen (2000) e Coiteux e Oliver (2000) ao trabalho realizado por Krol (1996), foi retomada por Ho (2002). O autor revisitou os referidos trabalhos aplicando os modelos *dynamic OLS* (DOLS) e *fully-modified OLS* (FMOLS) de Kao e Chiang (2001), para estimar a correlação entre poupança e investimento usando *panel data* não estacionário de 20 países da OECD.

Ho (2002) apresenta as seguintes conclusões de seu trabalho: i) é reconfirmada a regra das variações *cross-section* com testes mais rigorosos; ii) embora os dados de Luxemburgo sejam discrepantes quando utilizada a técnica de *panel data*, o coeficiente de correlação não muda quando os dados do país são excluídos, deixando assim, dúvidas quanto aos argumentos propostos por Jansen (2000) e Coiteux e Oliver (2000); iii) e, finalmente, os resultados ressaltam a robustez da análise de cointegração utilizando *panel data*.

Quanto ao estudo de mobilidade de capitais em países em desenvolvimento, utilizando a abordagem baseada na correlação entre poupança e investimento, Rocha (2000) defende os mesmos argumentos apresentados por Sinn (1992) e Krol (1996)¹⁰.

Nesse sentido, segundo a autora, o uso de *panel-data* para mensurar o grau de mobilidade de capitais seria a forma mais adequada, pois esse método apresenta duas vantagens: i) impede que os resultados viessem em direção a baixa mobilidade de capitais; ii) e, possibilita controlar os efeitos do tamanho do país, bem como os efeitos dos ciclos de negócios.

Os resultados estimados, no período de 1960 a 1996, para 36 países em desenvolvimento indicaram que as hipóteses de perfeita mobilidade e perfeita imobilidade de capitais, foram rejeitadas. Entretanto o teste de Feldstein-Horioka aplicado no estudo indicou alto grau de mobilidade de capitais.

Outro exame da controvérsia de Feldstein-Horioka (1980) foi apresentado por Coakley *et al.* (2001), que reestimou a equação, fazendo o uso de *panel data* ao invés de *cross-section*, conforme utilizado no trabalho original, para 12 países da OECD, com dados trimestrais no período de 1980 I e 2000 IV.

Os resultados encontrados pelos autores indicaram que o coeficiente estimado para a equação é consistente com mobilidade de capitais no longo prazo e a integração dos mercados financeiros internacionais. Dessa forma, estes resultados anulariam a hipótese de baixa mobilidade de capitais apurada pelo tradicional método *cross-section*, constante da literatura de Feldstein-Horioka (1980).

Kim (2001) testa empiricamente os efeitos dos choques cíclicos dos negócios (produtividade, fiscal e *terms of trade*) no coeficiente de correlação entre poupança e investimento, para os países da OECD. O autor explica que uma redução no coeficiente de correlação, resultante

¹⁰ Para Rocha (2000), devido ao fato de que os países obedecem a suas restrições orçamentárias intertemporais, o valor presente da conta corrente, bem como a diferença entre a poupança e o investimento, deve ser igual a zero. Portanto, a utilização da regressão *cross-section* com *time-averaged data* tornará o resultado viesado em direção a rejeição da mobilidade de capitais.

do controle de um determinado choque, indicaria que este seria capaz de explicar a positiva correlação entre poupança e investimento. Além disso, testou os efeitos das diferenças entre os países, tal como tamanho do PIB e tamanho do setor *non-traded*.

Para estimar a regressão, Kim (2001) utilizou o método de *panel data*, com dados de 19 países da OECD no período de 1960 a 1992. Os resultados revelaram que os choques cíclicos dos negócios não explicam a alta correlação entre poupança e investimento. Particularmente, quando extraídos os efeitos dos choques de produtividade, há uma insignificante redução do coeficiente da correlação, passando de 0,69 para 0,64. Este resultado contradiz as conclusões apresentadas por Tesar (1991) e também por Baxter e Crucini (1993), de que a alta correlação entre poupança e investimento aumenta naturalmente com a presença de choques contínuos de produtividade. A extração dos efeitos de todos os choques juntos reduziu o valor do coeficiente, embora tenha permanecido significativamente acima de zero.

Outra importante conclusão apresentada por Kim (2001) é o fato de que choques de produtividade global afetam significativamente o coeficiente de correlação entre poupança e investimento, o qual reduziu para 0,48. Esta observação é consistente com os resultados empíricos apresentados por Glick e Rogoff (1995) de que choques globais têm significantes efeitos sobre investimento, embora efeitos insignificantes sobre a conta corrente. Por fim, o autor conclui que os resultados de sua pesquisa sugerem que a correlação entre poupança e investimento continua uma controvérsia.

Como podemos verificar, há uma ampla literatura a respeito da controvérsia de Feldstein-Horioka, que incluem, para tentar encontrar uma solução definitiva para o fato, seleções de amostras e períodos, choques cíclicos, omissão de variáveis relevantes, setor *non-traded*, políticas governamentais, solvência da conta corrente, bem como a utilização de métodos como *cross-section*, *time series* e, recentemente, *panel data*.

Não obstante, nenhuma das explicações até o momento têm sido extremamente conclusivas para refutar a utilização da correlação entre poupança e investimento como forma de mensurar o grau de mobilidade

de capitais internacionais. Na verdade, a equação de Feldstein-Horioka tem-se fortalecido como um fato estilizado da macroeconomia internacional, fornecendo informações vitais no estudo da integração dos mercados financeiros mundiais¹¹.

Resultados Econômicos

Para o presente estudo, utilizamos dados anuais no período de 1971 a 2000, para 21 países da América Latina, os quais estão descritos na tabela 1.

Tabela 1

Países da América Latina

Argentina	Chile	República Dominicana	Guatemala	Jamaica	Panamá	Trinidade e Tobago
Bolívia	Colômbia	Equador	Haiti	México	Paraguai	Uruguai
Brasil	Costa Rica	El Salvador	Honduras	Nicarágua	Peru	Venezuela

As variáveis coletadas foram as taxas de investimento (I/PIB) e de poupança externa (Sext/PIB), ambas em relação ao Produto Interno Bruto (PIB), onde assumimos como Sext/PIB o saldo em Conta Corrente (CC), isto é, quando ocorre déficit em CC, a Sext é positiva. Quanto à taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB), esta foi obtida pela diferença entre I/PIB e Sext/PIB.

A fonte de dados consultada foi o International Financial Statistics (IFS), sendo que, para o período de 1971 a 1974, utilizamos o *Yearbook* 1986, para o período de 1975 a 1982, o *Yearbook* 1990, para o período de 1983 a 1985, o *Yearbook* 1998 e, por fim, para o período de 1986 a 2000, o *Yearbook* 2001. Utilizamos, ainda, o CD-ROM Versão 01, com

¹¹ “The problem is that none of the explanations advanced to date ... have been terribly convincing. Most explanations tend to be clever but empirically inadequate, more troublesome still tend to fix the puzzle at the expense of creating others” [Obstfeld e Rogoff (2000), p.10].

atualização dos dados em fevereiro de 2001, nos casos em que os dados não estavam disponíveis nos *Yearbooks*¹².

Para estimarmos a equação de Feldstein-Horioka para a América Latina, por meio do método de *panel data*, utilizamos as taxas de investimento em relação ao PIB (I/PIB) e as taxas de poupança externa em relação ao PIB (déficit em conta corrente), sendo que as taxas de poupança interna (Sint/PIB) foram obtidas pela diferença dessas duas. O período analisado foi de 1971 a 2000 com frequência anual.

Inicialmente, realizamos o teste de raízes unitárias desenvolvido por Levin e Lin (1992, 1993), com o objetivo de verificar a estacionaridade das séries, as quais se encontram na forma de logaritmos naturais. Seus resultados estão descritos na tabela 2, a seguir:

Nota: * rejeita-se ao nível de significância de 5%; ** rejeita-se ao nível de significância de 1%.

Para definição do número de defasagens, foi seguida a abordagem de Hendry e Doornik (1996), escolhendo um número de defasagens alto, reduzindo até encontrar a defasagem estatisticamente significativa.

Como pode ser observado na Tabela 2, podemos rejeitar a hipótese da presença de raiz unitária. Portanto, há indicação de que ambas as taxas de investimento e poupança interna em relação ao PIB são estacionárias em seus níveis, sendo, portanto, integradas em linha.

¹²Alguns ajustes fizeram-se necessários. No que se refere às informações sobre I/PIB, para o Chile em 1972 e 1973 e para a Costa Rica em 1997, por estarem discrepantes dos demais dados e, para o Haiti no período de 1991 a 1999, por não estarem disponíveis no *Yearbook*, foram utilizadas as informações disponíveis no CD-ROM. Para o Brasil, Colômbia, Costa Rica, Haiti, Panamá e Paraguai os dados disponíveis são até 1999 e, no caso de Trinidad e Tobago, até 1998.

Para as taxas de Sext em relação ao PIB, no ano de 1999, para o Brasil, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Haiti, Honduras, Jamaica, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela, por não estarem disponíveis nos *Yearbook*, foram utilizados os dados constantes do CD-ROM. No caso da Colômbia, foram utilizadas as informações de 1998 e 1999.

Além disso, a base de dados da Sext/PIB, para a Costa Rica, Equador, Guatemala, Haiti, Honduras, Jamaica e Panamá estão disponíveis somente até 1999, enquanto que para Trinidad e Tobago, até 1998.

Na tabela 3 a seguir, apresentamos os resultados estimados da equação de Feldstein-Horioka para o período de 1971 a 2000, bem como para subperíodos, com o objetivo de verificarmos se ocorreu alguma mudança significativa no grau de mobilidade de capitais, em alguma das últimas três décadas.

Para o período de 1971 a 2000 verificamos que podemos rejeitar tanto a hipótese de perfeita mobilidade, bem como de perfeita imobilidade de capitais internacionais. Entretanto, o valor estimado do β indica a existência de um alto grau de mobilidade de capitais para os países em desenvolvimento da América Latina, tendo em vista que um aumento de 1% na taxa de poupança interna provoca um incremento de 0,401% na taxa de investimento da região¹³.

No que se refere à análise do grau de mobilidade para as três décadas em separado, em nenhum período houve a indicação de perfeita mobilidade ou perfeita imobilidade de capitais. Além disso, embora os resultados sugerem variações do grau de mobilidade de capitais em cada década, o que verificamos é que em todos os períodos os resultados indicaram pelo alto grau de mobilidade de capitais internacionais na região.

¹³ Com o objetivo de verificarmos se ocorreriam mudanças significativas nos resultados com a retirada de países representativos da região, estimamos, também, para todo o período, a equação de Feldstein-Horioka excluindo da amostra o Brasil, onde o β foi de 0,395 (0,031) e o México, onde o β foi de 0,403 (0,031), sendo que os valores entre parêntesis indicam o desvio padrão. Como podemos perceber, não houve mudanças significativas.

Tabela 3:
Estimação da Equação de Feldstein-Horioka

1971-2000				
Modelo	α	β	Hausman	t-prob
EA	14,027 (0,818)	0,401 (0,030)	0,14	0,708
EF	13,977 (0,534)	0,404 (0,031)		
OLS	14,388 (0,493)	0,378 (0,028)		
1971-1980				
Modelo	α	β	Hausman	t-prob
EA	14,491 (1,210)	0,396 (0,060)	13,67	0,000
EF	17,083 (1,294)	0,248 (0,072)		
OLS	11,854 (0,897)	0,546 (0,047)		
1981-1990				
Modelo	α	β	Hausman	t-prob
EA	15,766 (1,016)	0,226 (0,046)	0,10	0,748
EF	15,846 (0,751)	0,221 (0,049)		
OLS	15,453 (0,710)	0,248 (0,043)		
1991-2000				
Modelo	α	β	Hausman	t-prob
EA	13,635 (1,292)	0,449 (0,047)	1,12	0,291
EF	13,425 (0,841)	0,463 (0,049)		
OLS	15,958 (0,945)	0,312 (0,052)		

Nota: os valores entre parêntesis indicam o desvio padrão.

De acordo com o teste de Hausman, a heterogeneidade dos países é mais acentuada no período de 1971 a 1980, indicando que as estimações utilizando o procedimento *within* (EF) são mais apropriados que os modelos de efeitos aleatórios (EA) para este período. Por outro lado, considerando todo o período de 1971 a 2000, bem como para os

demais subperíodos o teste sugere que a heterogeneidade entre os países não é relevante para explicar, nessa região, a mobilidade de capitais.

Conclusão

Este estudo realiza uma ampla revisão da literatura sobre a correlação entre as taxas de poupança doméstica e investimento, que é usada como uma forma de mensurar o grau de mobilidade de capitais. Esta abordagem ficou conhecida como a controvérsia de Feldstein-Horioka.

Verificamos que, não obstante a importância da extensão da mobilidade de capitais, tanto para a economia teórica quanto para a economia aplicada, pesquisas empíricas em regiões em desenvolvimento, como é o caso da América Latina, foco deste trabalho, são ainda bastante restritas. Por outro lado, existem inúmeros trabalhos que discutem a correlação entre poupança e investimento em países desenvolvidos.

Diversos trabalhos tentam encontrar uma solução definitiva para essa controvérsia, utilizando, como por exemplo, seleções de amostras e períodos, choques cíclicos, omissão de variáveis relevantes, setor *non-traded*, políticas governamentais, solvência da conta corrente, bem como a utilização de métodos como *cross-section*, *time series* e, recentemente, *panel data*. O resultado tem sido o fortalecimento desta abordagem como um fato estilizado (alta correlação entre poupança e investimento em países desenvolvidos) da macroeconomia internacional.

Nesse sentido, este estudo apresenta uma evidência empírica para os países da América Latina, utilizando, para estimar a equação de Feldstein-Horioka (1980), o método de *panel data*, uma vez que este procedimento evita que os resultados tornem-se viesados em direção a alta correlação entre poupança e investimento, como é o caso da utilização do método *cross-section*, utilizado no trabalho original.

Os resultados econométricos apresentados neste estudo sugerem que o grau de mobilidade de capitais internacionais no período de 1971 a 2000, para os países da América Latina, é elevado, pois o aumento de 1% na taxa de poupança interna, menos da metade desse incremento é

direcionado para investimentos na própria região¹⁴. Além disso, quando estimamos em subperíodos, divididos nas três últimas décadas, os resultados indicaram, também, que o alto grau de mobilidade de capitais internacionais está presente em todos os subperíodos.

Quanto à evolução do grau de mobilidade de capitais, salientamos a sua redução no período de 1991 a 2000, em relação ao período anterior. Este resultado não deixa de ser uma surpresa, pois, conforme abordado por Dobson e Ramlogan (2002), a década de 1990 foi o início de uma expansão econômica da região, que excedia, inclusive, as taxas de crescimento populacional.

Entretanto, esses resultados poderiam ser explicados pelos numerosos e relevantes casos de instabilidade cambial e financeira ocorridos nos anos de 1990, os quais exteriorizaram a debilidade das economias de países emergentes, como foi o caso da crise mexicana em 1994-1995, a crise asiática em 1997-1998, a moratória russa em 1998, a crise brasileira em 1999 e a recente crise Argentina.

Referências bibliográficas

Baxter, M. e Crucini, M. (1993) Explaining Saving-Investment Correlation. **American Economic Review** 83, 416-436.

Bayoumi, Tamin (1990) Saving-Investment Correlations. **Staff Papers** 37 (2), 360-387.

Blanchard, O.J. e Fischer, S. (1989) **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, Mass.: Mitt Press.

Coakley, J., Fuertes, A.M. e Spagnolo, F. (2001) The Feldstein-Horioka Puzzle is Not as Bad as You Think. **Birkbeck College Working Paper**.

Coakley, J., Kulassi, F., Smith, R. (1996) Current Account Solvency an the Feldstein-Horioka Puzzle. **Economic Journal** 106, 620-627.

¹⁴ Saliente-se, que resultados semelhantes foram encontrados por Rocha (2000), num estudo para países em desenvolvimento, e por Melgarejo (2003), num estudo para a Argentina.

Coiteux, Martin e Oliver, Simon (2000) The Saving Retention Coefficient in the Long Run and in the Short Run: Evidence from Panel Data. **Journal of International Money and Finance** 19, 535-548.

Dobson, S. e Ramlongs, C. (2002) Convergence and Divergence in Latin America, 1970-1998. **Applied Economics** 34, 465-470.

Eijffinger, C.W. e Lemmen, Jan.J.G. (2001) International Financial Integration. **Tilburg University**.

Feldstein, M. e Horioka, C. (1980) Domestic Saving and International Capital Flows. **The Economic Journal** 90, 314-329.

Glick, R. e Rogoff, K. (1995) Global Versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account. **Journal of Monetary Economics** 35, 159-192.

Gollás, M. (1999) La Movilidad Del Ahorro y la Inversión en México. **Estudios Economicos** 14 (2), 189-215.

Greene, William H. (1997) **Econometric Analysis**. New York University.

Hausman, J. (1978) Specification and Estimation in Econometrics. **Econometrica** 46, 1251-1271.

Hendry, D. e Doornik, J. (1996) Empirical Econometric Modelling: Using PcGive for Windows. International Thomson Business Press.

Hermann, Jennifer (2001) A Experiência Argentina na Liberalização Financeira nos Anos 1990: Uma Análise Crítica. **Economia Aplicada - Brazilian Journal of Applied Economics** 5, 281-313.

Ho, Tsung-wu (2002) The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited. **Journal of International Money and Finance** 21, 555-564.

Hussein, Khaled A. (1998) Capital Mobility in OECD Countries: The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited. **Economics Letters** 59, 237-242.

Jansen, W. Jos (2000) International Capital Mobility: Evidence From Panel Data. **Journal of International Money and Finance** 19, 507-511.

Johansen, S. e Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** (52), 389-402.

Kao, C. e Chiang, M.H. (2001) On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. **Advances in Economics** 15, 179-222.

Kim, S.H. (2001) The Saving-Investment Correlation Puzzle is Still a Puzzle. **Journal of International Money and Finance** 20 (7), 1017-1034.

Krol, Robert (1996) International Capital Mobility: Evidence From Panel Data. **Journal of International Money and Finance** 15, 467-474.

Krugman, P.R. e Obstfeld, M. (2000) **International Economics: Theory and Policy**. Addison-Wesley.

Levin, A. e Lin, C.F. (1992) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. University of California at San Diego, **Discussion Paper** 92-23.

Levin, A. e Lin, C.F. (1993) Unit Root Tests in Panel Data: New Results. University of California at San Diego **Discussion Paper** 93-56.

Melgarejo, F.S. (2003) Um Estudo Sobre a Correlação Poupança-Investimento na Argentina. **Revista Brasileira de Economia de Empresas** - Universidade Católica de Brasília 33-42.

Montiel, P.J. (1994) Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates. **The World Bank Economic Review** 8, 311-350.

Moosa, I.A. (1997) Resolving the Feldstein-Horioka Puzzle. **Economia Internazionale** 50 (3), 437-458.

Obstfeld, M. e Rogoff, K. (2000) The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? **NBER Working Paper Series**, 7777.

Rocha, Fabiana (2000) Capital Mobility in Developing Countries: Evidence From Panel Data. Seminário nº 21/00, **Universidade de Brasília**.

Romer, D. (1996) **Advanced Macroeconomics**. McGraw-Hill.

Sachs, J. (1981) The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s. **Brookings Papers on Economic Activity**.

Sachsida, A. e Caetano, M. Abi-Ramia (2000) The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited. **Economics Letters** 68, 85-88.

Sachsida, A., Ellery Jr., Roberto e Teixeira, Joanílio (2001) Uncovered interest parity and the peso problem: the Brazilian case. **Applied Economics Letters** 8, 179-181.

Sinha, Tapen e Sinha, Dipendra (1998a) An Exploration of the Lung Run Relationship Between Saving and Investment Economies: A Tale of Latin American Countries. **Journal of Post Keynesian Economics** 20 (3), 435-443.

Sinha, Tapen e Sinha, Dipendra (1998b) Macroeconometric Modeling of Saving and Investment for MERCOSUR Countries. **Estudios Economicos** 13 (1), 57-72.

Sinn, Stefan (1992) Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: on the Evidence From Annual Data. **The Economic Journal** 102, 1162-1170.

Tesar, L. (1991) Savings, Investment and International Capital Flows. **Journal of International Economics** 31, 55-78.

Wooldridge, J.M. (1999) **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. Michigan State University.

Editora Sol Soft's e Livros Ltda

Rua Borges de Figueiredo, 932
Mooca, São Paulo, SP - CEP: 03110001
FONE: (11) 6292-1377 - FAX: (11) 6096-7062
E-mail: sar-sol@ibest.com.br