ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 659

Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento

Adolfo Sachsida

Brasília, julho de 1999

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 659

Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento

Adolfo Sachsida*

Brasília, julho de 1999

---

* *Da Coordenação Geral de Finanças Públicas do IPEA e da Universidade de Brasilia (UnB).*

MINISTÉRIO DA FAZENDA
Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

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

O IPEA é uma fundação pública, vinculada à Secretaria de Estado de Planejamento e Avaliação do Ministério da Fazenda, 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: 110 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar
CEP 70076-900
Fone: (061) 315 5374 – Fax: (061) 315 5314
E-mail: editbsb@IPEA.gov.br

Home Page: http://www.IPEA.gov.br

SERVIÇO EDITORIAL
Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar
CEP 20020-010
Fone: (021) 212 1140 – Fax: (021) 220 5533
E-mail: editrj@IPEA.gov.br

É PERMITIDA A REPRODUÇÃO DESTE TEXTO, DESDE QUE OBRIGATORIAMENTE CITADA A FONTE.
REPRODUÇÕES PARA FINS COMERCIAIS SÃO RIGOROSAMENTE PROIBIDAS.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO **7**

2 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS **7**

3 TESTES DE EXOGENEIDADE **14**

4 CONCLUSÃO **35**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **36**

SINOPSE

Este texto tem como objetivo a realização de testes de exogeneidade na equação proposta por Feldstein e Horioka (1980) para mobilidade de capitais. Além disso, este artigo pode ser usado como um guia para pessoas pouco versadas em econometria aprenderem a realizar testes de exogeneidade.

O CONTEÚDO DESTE TRABALHO É DA INTEIRA E EXCLUSIVA RESPONSABILIDADE DE SEU AUTOR,
CUJAS OPINIÕES AQUI EMITIDAS NÃO EXPRIMEM, NECESSARIAMENTE, O PONTO DE VISTA DA
SECRETARIA DE ESTADO DE PLANEJAMENTO E AVALIAÇÃO DO MINISTÉRIO DA FAZENDA.

ABSTRACT

This study do some exogeneity tests in the equation proposed by Feldstein-Horioka (1980) to verify capital mobility. Furthermore, this article can be useful for students that want learn about exogeneity tests.

1 INTRODUÇÃO

Uma das correlações que desperta o interesse de acadêmicos e formuladores de política econômica é a existente entre poupança e investimento. Questões como a precedência e a influência de uma delas sobre a outra são sempre formuladas.

Além disso, Feldstein e Horioka (1980) tentaram interpretar tal correlação como um indício de mobilidade de capitais. A idéia básica desse teste era de que, em um ambiente com baixa mobilidade de capitais — uma economia fechada, como exemplo extremo —, toda poupança interna seria canalizada para o financiamento do investimento doméstico. No entanto em uma economia com alta mobilidade de capitais, os fluxos de poupança doméstica se destinariam às melhores oportunidades de investimento mundo afora. Da mesma forma, uma boa oportunidade doméstica de investimento poderia ser financiada por poupança externa. Desse modo, em uma economia com alta mobilidade de capitais, 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 que o originou. Uma revisão teórica mais detalhada sobre o teste proposto por Feldstein e Horioka pode ser encontrada em Sachsida e Caetano (1998).

O principal objetivo deste texto é verificar a robustez da equação proposta por Feldstein-Horioka (1980), que denominaremos F-H daqui por diante, a testes de exogeneidade fraca, forte e super. Como objetivo secundário, este estudo apresenta, para pessoas não versadas em econometria, uma maneira didática e simples de aprender a fazer os testes de exogeneidade. Além desta introdução, o trabalho apresenta, no capítulo 2, a estimação da regressão proposta por F-H; no capítulo 3, são tecidos os comentários e realizados os testes de exogeneidade fraca, forte e super; e, por fim, o quarto e último capítulo é reservado à conclusão, na qual são discutidas as implicações de política econômica decorrente dos testes de exogeneidade.

2 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Em uma regressão *cross-section*, para 21 países da OECD, F-H plotaram a taxa de investimento em relação ao PIB (I/PIB) contra uma constante e a taxa poupança doméstica em relação ao PIB (Sint/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 a aproximar-se de zero, poupança e investimento doméstico não guardariam relação, o que sinalizaria, assim, para a existência de mobilidade de capitais.

Os resultados encontrados foram:

$$\frac{I}{PIB} = \underset{(0,018)}{0,035} + \underset{(0,074)}{0,887}\frac{S\,\text{int}}{PIB},$$

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

Para realizar a regressão de F-H para o Brasil, optou-se por usar dados anuais referentes à taxa de investimento (em relação ao PIB) e à taxa de poupança externa (déficit em conta corrente) também 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 das anteriores. A série utilizada abrange o período de 1947 a 1995.

Apesar de este estudo tratar de taxas de investimento e de poupança, isso não o exime de realizar os testes de estacionariedade das variáveis. Nesse sentido, os quadros 1 e 1A apresentam os resultados dos testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Phillips-Perron, respectivamente.

QUADRO 1
Teste de Dickey-Fuller para a 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	0.53482	4	0.0294
Sext/PIB	-2.1129*	0	
Sint/PIB	0.19695	2	0.0442

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	-5.2977**	3	0.0280
DSint/PIB	-6.2614**	1	0.0440

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

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

Ainda na tabela 1, t-prob mede a probabilidade da variável ser estatisticamente igual a zero, e t-adf é o valor crítico do teste Dickey-Fuller.

Pelo procedimento exposto, partiu-se de um número inicial de cinco defasagens para cada variável, e depois foram feitas as reduções. Desse modo, utilizaram-se quatro defasagens para a taxa de investimento (I/PIB), o que leva a não-rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade para essa variável. Para a taxa de poupança externa (Sext/PIB) houve uma dúvida: caso se aceitasse um nível de significância de 10%, seria utilizado o lâg 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 lâg 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-se 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 (Sint/PIB), foram utilizadas duas defasagens e concluiu-se pela não-rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade.

Ainda de acordo com o quadro 1, foi tirada a primeira diferença das variáveis I/PIB e Sint/PIB. Esse procedimento visa 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 (DSint/PIB), foram utilizadas duas defasagens e concluiu-se pela rejeição da hipótese nula. Desse modo, ambas as variáveis são I(1).

Outra forma de se verificar a ordem de integração das séries pode ser obtida pelo teste de Philips-Perron (ver quadro 1A).

QUADRO 1A
Teste de Philips-Perron para a Estacionariedade das Variáveis

Valores Críticos: 1%=-2,6110 5%=-1,9476 10%=-1,6194		
	t-PP	*lag*
I/PIB	0,3670	3
Sext/PIB	-1,9032	3
Sint/PIB	0,3185	3
Teste para a Primeira Diferença das Variáveis I/PIB e Sint/PIB		
Valores Críticos: 1%=-2,6120 5%=-1,9478 10%=-1,6195		
	t-PP	*lag*
DI/PIB	-9,2354	3
DSint/PIB	-6,4431	3

No quadro 1A, o número de defasagens adotado seguiu o valor sugerido por Newey-West. Ainda nesse quadro, t-PP é o valor calculado do teste de Philips-Perron para a variável em questão. Os resultados obtidos indicam para a não-estacionariedade das variáveis I/PIB e Sint/PIB em nível, e para a estacionariedade destas na primeira diferença, o que sugere, dessa maneira, que elas são integradas de ordem 1 (I(1)). Para Sext/PIB, o teste sugere que não se pode rejeitar a 10% que tal variável seja estacionária em seu nível, o que implica que seja integrada de ordem zero (I(0)). Esses resultados reforçam os obtidos pelo teste Dickey-Fuller.

Uma crítica aos testes Dickey-Fuller e Philips-Perron é que são viesados na presença de quebras estruturais. Em tais casos, o correto seria utilizar o teste de Perron para checar a ordem de integração das variáveis. Entretanto, não se verificou nenhum indício de quebra nas séries. Esse fato fica melhor visualizado nos gráficos recursivos que fazem parte dos testes de exogeneidade, os quais serão expostos posteriormente.

A necessidade de verificar a ordem de integração das séries advém do texto clássico de Granger e Newbold (1974). Nesse estudo, os autores mostraram que a expectativa de vida da população era positivamente relacionada a seu consumo de cerveja. Desse modo, quanto maior o consumo de cerveja, maior seria a expectativa de vida. Os autores mostram que essa conclusão errônea se deve ao seguinte fato: primeiro, o consumo de cerveja cresce no tempo, graças ao aumento da população (e supõe-se que o consumo *per capita* de cerveja não diminua), e, segundo, a expectativa de vida também cresce no tempo, devido aos avanços tecnológicos obtidos na área de saúde. Portanto, ambas as variáveis crescem no tempo. Uma regressão que plote tais variáveis irá captar o efeito do tempo nestas, e isso gera, assim, o que ficou conhecido na literatura como regressão espúria.

Em estudos de séries temporais, toda vez que se suspeitar que uma variável guarda algum tipo de relação com a variável *tempo*, é necessário checar sua ordem de integração, sendo que uma ordem de integração zero (I(0)) implica que tal variável não tem relação com a variável tempo. Entretanto, para qualquer ordem de integração diferente de zero, ocorre algum vínculo entre essa variável e o tempo. Acontece que, se qualquer das variáveis usadas no modelo tiver alguma relação com o tempo (ou seja, se alguma variável não for I(0)), então pode ser obtida uma regressão espúria, que capta apenas a influência do tempo nas variáveis do modelo, e não (reflete) uma relação entre tais variáveis. Assim, na presença de variáveis integradas, ou seja, com ordem de integração acima de zero, torna-se necessário verificar se o modelo cointegra, isso é, se existe realmente alguma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. Isso pode ser feito de duas maneiras: *(i)* ao checarem-se os resíduos da equação de longo prazo, se forem estacionários (I(0)), isso implica que a equação não é espúria; e *(ii)* ao verificar-se a significância estatística do mecanismo de correção de erros (ECM), se for significativo, então existe uma relação de longo prazo entre as variáveis e a regressão não é espúria.

De acordo com o resultado dos quadros 1 e 1A, investimento e poupança interna são I(1), ao passo que poupança externa é I(0). O próximo passo é a estimação da equação de F-H, que será feita por um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL), que permite verificar as relações de curto e de longo prazo entre as variáveis.

O Modelo

Neste modelo, utiliza-se uma abordagem mais recente para estimativas em séries de tempo, que visa capturar efeitos de curto e longo prazos, referentes ao comportamento das variáveis.

Para estimar a regressão de F-H, partiu-se de um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas com 5 *lags* para a variável dependente, e 5 *lags* para a variável independente (ADL(5,5)). Ao utilizarem-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 no quadro 2.

Alguns esclarecimentos devem ser feitos em relação aos testes presentes no quadro 2. O teste AR testa a hipótese nula de que os resíduos da regressão são não autocorrelacionados. ARCH testa a não-presença de resíduos autocorrelacionados heterocedásticos. Normality testa a hipótese Ho de que os resíduos têm distribuição normal. Xi^2 e Xi*Xj testam homocedasticidade nos resíduos. RESET diz respeito à forma funcional do modelo. R^2 sazonal é o R^2 de Harvey. SC, HQ e FPE são os critérios de Scharwz, Hanna-Quin e Erro de Previsão do Preditor, respectivamente. Esses critérios visam à construção de um modelo mais parcimonioso, que impõe pe-

nalidades à adição de novas variáveis. Hendry e Doornik (1996) fornecem um relato detalhado desses testes.

QUADRO 2
Regressão de Feldstein-Horioka por ADL(1,1) para o Brasil — 1947 a 1995

$I/PIB = +0.7586\ I/PIB_{-1} + 0.6124\ Sint/PIB - 0.3477\ Sint/PIB_{-1}$ (2)

(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^2 sazonal = 0.46061

AR 1- 2F(2, 43) = 0.7634 [0.4723]

ARCH 1 F(1, 43) = 0.4808 [0.4918]

Normality $Chi^2(2)$ = 0.2886 [0.8656]

Xi^2 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 (2), 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 pontos 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 no quadro 6, para a construção de uma equação que explicite a relação de longo prazo entre poupança doméstica e investimento interno. O quadro 3 fornece a equação de longo prazo para taxa de investimento e taxa de poupança.

QUADRO 3
Equação de Longo Prazo para Taxas de Investimento e Poupança Doméstica

$I/PIB = +1.097\ Sint/PIB$ (3)

(desvio-padrão) (0.04373)
Teste de WALD $Chi^2(1) = 628.86$ [0.0000] **

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

O resultado contido no quadro 3 não deixa de ser surpreendente; 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. A fim de construir uma trajetória que faça a ligação entre o curto e o longo prazo, estima-se uma regressão com uso do mecanismo de correção de erros (ECM). Essa regressão pode ser vista no quadro 4.

QUADRO 4
Regressão de Feldstein-Horioka com o Mecanismo de Correção de Erros

DI/PIB = +0.6124 Dsint/PIB - 0.2414 ECM_{-1} (4)
(desvio-padrão) (0.09505) (0.09226)
RSS = 0.007104307163 para 2 variáveis e 48 observações
Critérios de Informação: SC = -8.65696; HQ = -8.70546; FPE = 0.000160877
R^2 sazonal = 0.69385
AR 1- 2F(2, 44) = 0.7797 [0.4648]
ARCH 1 F(1, 44) = 0.4920 [0.4867]
Normality $Chi^2(2)$ = 0.2886 [0.8656]
Xi^2 F(4, 41) = 1.8491 [0.1379]
Xi*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) indica-nos que uma variação de 1 ponto nessa variável gera, no mesmo instante de tempo, uma variação de 0,61 na primeira diferença da taxa de investimento (DI/PIB). O mecanismo de correção de erros defasado em um período (ECM_{-1}), mostra a velocidade de ajustamento dessa trajetória em relação à equação de longo prazo [Enders, 1995]. Desse modo, dado que o coeficiente do ECM_{-1} é igual a -0,2414, um desvio da trajetória de longo prazo entre poupança doméstica e investimento de uma unidade será corrigida em 0,2414 unidades no período seguinte.

Ao finalizar-se a estimação do modelo, fazem-se necessários alguns testes estatísticos que objetivam fornecer maior credibilidade aos resultados econométricos encontrados e credenciá-los a previsão ou formulação de políticas. Desse modo, o próximo capítulo será dedicado a tais testes.

3 TESTES DE EXOGENEIDADE

3.1 Verificação da Exogeneidade Fraca

A importância de se verificar exogeneidade fraca decorre do viés de endogeneidade, ou seja, assume-se que uma variável é exógena ao modelo, quando, na verdade, ela não o é. A implicação disso é que, em modelos uniequacionais, quando se assume que as variáveis do lado direito são exógenas, se tal não for verdade, a equação poderá ser melhorada por um sistema de equações, isto é, a estimação por uma equação não é eficiente. Estatisticamente, se:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (5)$$

em que ε é o erro, ao estimar-se essa regressão por mínimos quadrados ordinários, tem-se que:

$$b = (X'X)^{-1}X'Y$$

Quando se forma a esperança matemática de ambos os lados, tem-se:

$$\begin{aligned}
E[b] &= E\left[(X'X)^{-1}X'Y\right] \\
E[b] &= E\left[(X'X)^{-1}X'(Xb+e)\right] \\
E[b] &= E\left[(X'X)^{-1}X'Xb + (X'X)^{-1}X'e\right] \\
E[b] &= (X'X)^{-1}X'XE[b] + (X'X)^{-1}E[X'e] \quad ...(6)
\end{aligned}$$

Desse modo, o primeiro termo do lado direito torna-se E[β]. Assim, para que o estimador de mínimos quadrados ordinários seja não viesado, o segundo termo do lado direito da equação 6 deve ser zero. Contudo, para que isso ocorra, X deve ser não correlacionado com o erro da equação (5). No entanto, suponha-se que X pode ser descrito por um processo na forma:

$$X = Z\gamma + \upsilon \qquad (7)$$

em que υ é o erro. Ao substituirmos (7) em (6), temos:

$$\begin{aligned}
E[b] &= b + (X'X)^{-1}E[(Zg+u)'e] \\
E[b] &= b + (X'X)^{-1}E[g'Ze + u'e] \\
E[b] &= b + (X'X)^{-1}g'E[Ze] + (X'X)^{-1}E[u'e] \qquad (8)
\end{aligned}$$

Com isso, para que β seja não viesado, o segundo e o terceiro termos do lado direito da equação (8) devem ser zero. Se se supõe que Z e ε sejam não correlacionados, tem-se que:

$$E[Ze] = 0$$

Assim, para que β seja não viesado, basta que υ seja não correlacionado com ε, ou seja, que os erros das equações (5) e (7) sejam independentes. Em outras palavras, a equação marginal para X (equação (7)) não pode acrescentar informações que afetem o erro da equação condicional para Y (equação (5). Assim, se a equação marginal para X não acrescentar informações na equação condicional para Y, diz-se que X é fracamente exógena em relação a Y. Ao ser satisfeita a exigência de exogeneidade fraca, torna-se válida a estimação de Y por um sistema de uma única equação. Caso contrário, a estimação por uma única equação gera estimadores viesados para Y, e tal viés é conhecido como viés de endogeneidade.

De acordo com o raciocínio do parágrafo anterior, quando se estima um sistema de uma única equação, deve-se checar a presença de exogeneidade fraca para as variáveis do lado direito da equação. Portanto, retorna-se para a regressão de Feldstein-Horioka:

$$\frac{I}{PIB} = a + b\,\frac{S\,\mathrm{int}}{PIB} \quad \text{(modelo condicional)}$$

Há que se verificar se a taxa de poupança interna em relação ao PIB é fracamente exógena em relação à taxa de investimento. O primeiro passo para isso é formular uma equação marginal para a taxa de poupança interna. Como não existe uma maneira geral para a montagem da equação marginal, foram construídos três modelos que representam a equação marginal:

a) $\text{Log Sint} = f\,(\text{Log Sint}_{t-i}, \text{Log PIB}_{t-j})$; em que i = 1, ..., n e j = 0, ..., m.

b) $\text{Log (Sint/PIB)} = g\,(\text{Log (Sint/PIB)}_{t-i}, \text{Log PIB}_{t-j})$; em que i = 1, ..., n e j = 0, ..., m.

c) $\text{Sint/PIB} = h\,((\text{Sint/PIB})_{t-i}, (\text{I/PIB})_{t-j})$; em que i = 1, ..., n e j = 1, ..., m.

Na estimação dos modelos "a", "b" e "c", partiu-se de n=m=5 e foram feitas as reduções de praxe. Ao final destas, chegou-se ao quadro 9 para o modelo "a"; ao quadro 10 para o modelo "b"; e ao quadro 11 para o modelo "c".

QUADRO 5
Modelo "a" para a Equação Marginal de LogSint

Modelando LogSint por OLS

A presente amostra abrange de 1949 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
Constante	-0.5820	0.2062	-2.823	0.0072
LSint_1	0.5751	0.1173	4.904	0.0000
LPIB	1.0610	0.0298	35.631	0.0000
LPIB_1	-0.7847	0.1157	-6.780	0.0000
LPIB_2	0.1621	0.0452	3.583	0.0009

R^2 = 0.9999 F(4, 42) = 1.32e+005 [0.0000] DW = 2.06
RSS = 0.3629 para 5 variáveis e 47 observações

Critérios de Informação: SC = -4.4542; HQ = -4.5770; FPE = 0.0095
R^2 sazonal = 0.9888

AR 1- 2F(2, 40) = 0.9337 [0.4015]
ARCH 1 F(1, 40) = 0.4225 [0.5194]
Normality Chi2(2)= 0.2326 [0.8902]
Xi2 F(8, 33) = 1.0862 [0.3968]
Xi*Xj F(14, 27) = 0.6776 [0.7754]
RESET F(1, 41) = 7.1189 [0.0109] *

Equação de Longo Prazo
LSint = -1.37 +1.032 LPIB
(Desvio-Padrão) (0.1707) (0.0107)

WALD test $Chi^2(1)$ = 9325.3 [0.0000] **

Testes de significância de cada variável

Variável	F(num,denom)	Valor	Probability	Unit Root t-test
LSint	F(1, 42) =	24.053	[0.0000] **	-3.6234*
Constante	F(1, 42) =	7.968	[0.0072] **	-2.8228
LPIB	F(3, 42) =	458.75	[0.0000] **	3.6799

Matriz de Correlação

	ResCond
ResADL	-0.1025
Erro	-0.1030

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

A importância do quadro 5 está na matriz de correlação, pois o teste de exogeneidade fraca é baseado nesse resultado. A idéia desse teste é a seguinte: caso os erros da equação marginal, para poupança interna, sejam não correlacionados com os erros da equação condicional (equação de F-H), então a equação marginal não fornece informações adicionais para a estimação da regressão condicional, e aceita-se que poupança interna é fracamente exógena. Na matriz de correlação, tem-se que ResADL é o resíduo do ADL da equação marginal; Erro é a exponencial da variável ResADL (tal procedimento foi feito, pois a equação que originou ResADL estava na forma logarítmica, e, assim, essa transformação deixa o resíduo na mesma forma funcional da equação condicional). Por fim, ResCond é o resíduo da equação condicional (ou seja, é o resíduo da equação de Feldstein-Horioka). Pela matriz de correlação do quadro 9, pode-se verificar que, entre os resíduos da equação marginal e da equação condicional, há baixa correlação tanto na comparação ResADL x ResCond, quanto em Erro x ResCond. Essa correlação é inferior a 0,11, em módulo, em ambos os casos. Desse modo, o modelo "a" aceita que a poupança interna seja fracamente exógena ao modelo de Feldstein-Horioka.

O quadro 6 mostra o teste de exogeneidade fraca, ao assumir-se que a equação marginal esteja no formato proposto pelo modelo "b".

QUADRO 6
Modelo "b" para a Equação Marginal de Log (Sint/PIB)

Modelando LSint/PIB por OLS

A presente amostra abrange 1949 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
Constante	-0.5820	0.2062	-2.823	0.0072
LSint/PIB_1	0.5751	0.1173	4.904	0.0000
LPIB	0.0610	0.0298	2.050	0.0466
LPIB_1	-0.2095	0.0596	-3.518	0.0011
LPIB_2	0.1621	0.0452	3.583	0.0009

R^2 = 0.7397 F(4, 42) = 29.838 [0.0000] DW = 2.06
RSS = 0.3629 para 5 variáveis e 47 observações
Critérios de Informação: SC = -4.4542; HQ = -4.5770; FPE = 0.0095
R^2 sazonal = 0.3534

AR 1- 2F(2, 40) = 0.9337 [0.4015]

(continua)

(continuação)

ARCH 1 F(1, 40) = 0.4225 [0.5194]
Normality Chi²(2)= 0.2326 [0.8902]
Xi2 F(8, 33) = 0.9305 [0.5048]
Xi*Xj F(14, 27) = 0.6776 [0.7754]
RESET F(1, 41) = 0.1232 [0.7274]

Equação de Longo Prazo
LSint/PIB = -1.37 +0.032 LPIB
(Desvio-Padrão) (0.1707) (0.0107)

WALD test Chi2(1) = 8.9753 [0.0027] **

Testes de significância de cada variável

Variável	F(num,denom)	Valor	Probability	Unit Root t-test
LSint/PIB	F(1,42) =	24.053	[0.0000]**	-3.6234*
Constante	F(1,42) =	7.9684	[0.0072]**	-2.8228
LPIB	F(3,42) =	4.9999	[0.0047] **	3.0259

Matriz de Correlação

	ResCond
ResADL	-0.1025
Erro	-0.1030

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

Novamente, deve-se centrar atenção na matriz de correlação da tabela 6. A notação usada é equivalente à do quadro 5, isto é, ResADL é o resíduo do ADL, e Erro é a exponencial da variável ResADL. Com isso, pode ser verificado que a correlação entre os resíduos do modelo marginal "b" e do modelo condicional é idêntica à correlação encontrada para o modelo marginal "a". Desse modo, de acordo com o modelo "b", conclui-se pela exogeneidade fraca da taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB) na regressão de Feldstein-Horioka.

O quadro 7 mostra o teste de exogeneidade fraca, e assume-se que a equação marginal esteja no formato proposto pelo modelo "c".

QUADRO 7
Modelo "c" para a Equação Marginal de (Sint/PIB)

Modelando (Sint/PIB) por OLS

A presente amostra abrange 1952 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
Sint/PIB_1	0.6509	0.1072	6.071	0.0000
TxInv_5	0.1711	0.0865	1.979	0.0546
Constant	0.0299	0.0175	1.702	0.0963

R^2 = 0.6345 F(2, 41) = 35.586 [0.0000] å = 0.01853973 DW = 1.76
RSS = 0.0141 para 3 variáveis e 44 observações

Critérios de Informação: SC = -7.7883; HQ = -7.8648; FPE = 0.0004
R^2 sazonal = 0.1969

AR 1- 2F(2, 39) =	1.0056	[0.3751]
ARCH 1 F(1, 39) =	27.427	[0.0000] **
Normality Chi2(2)=	2.5726	[0.2763]
Xi2 F(4, 36) =	4.6924	[0.0038] **
Xi*Xj F(5, 35) =	4.249	[0.0040] **
RESET F(1, 40) =	0.280429	[0.5993]

Matriz de Correlação

	ResCond
ResADL	-0.0399

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

No quadro 7, ResADL é o resíduo do ADL para a equação marginal pertinente ao modelo "c". Com isso, pode ser verificado que a correlação entre os resíduos do modelo marginal "c" e do modelo condicional é pequena, sendo muito próxima de zero. Assim, de acordo com o modelo "c", conclui-se pela exogeneidade fraca da taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB) na regressão de Feldstein-Horioka.

A análise das matrizes de correlação presentes nas tabelas 5, 6 e 7, confirmaram a exogeneidade fraca da variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) em relação à equação de Feldstein-Horioka. Dessa forma, o estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) não sofre do viés de endogeneidade e torna-se correto estimar a equação de F-H por um sistema de uma única equação. O próximo passo será verifi-

car se a variável Sint/PIB é exogenamente forte na equação de F-H. Caso essa propriedade se verifique, a equação de F-H pode ser usada para previsão.

3.2 Verificação da Exogeneidade Forte

A finalidade de se verificar se a variável *taxa de poupança interna* (Sint/PIB) é exogenamente forte em relação à equação de Feldstein-Horioka reside na capacidade de previsão do modelo. Assim, se a taxa de poupança interna for exogenamente forte, então a equação de F-H poderá ser usada para previsão.

A propriedade da exogeneidade forte exige dois pré-requisitos: (*i)* exogeneidade fraca da variável; e (*ii)* não-causalidade no sentido de Granger. Já foi demonstrada a primeira exigência, ou seja, a de que a variável (Sint/PIB) é exogenamente fraca ao modelo de Feldstein-Horioka. Portanto, para que se aceite a exogeneidade forte, basta apenas demonstrar a não-causalidade no sentido de Granger.

Vale ressaltar que o teste de Granger-causalidade não determina se alguma variável é exógena ou não. O teste serve apenas para determinar a precedência temporal de uma variável sobre outra. Assim, quando se diz que X causa Y no sentido de Granger, está-se apenas dizendo que X precede temporalmente Y.

Feito o teste de causalidade de Granger, quatro respostas são possíveis: (*i)* a taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB) causa, no sentido de Granger, a taxa de investimento em relação ao PIB (I/PIB), mas o contrário não é verdade; (*ii)* a taxa de investimento em relação ao PIB (I/PIB) causa, no sentido de Granger, a taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB), não sendo verdadeiro o inverso; (*iii)* a taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB) precede temporalmente a taxa de investimento em relação ao PIB (I/PIB), ao mesmo tempo que a taxa de investimento em relação ao PIB (I/PIB) causa, no sentido de Granger a taxa de poupança interna em relação ao PIB (Sint/PIB), ou seja, ocorre uma bicausalidade entre as variáveis (Sint/PIB) e (I/PIB); e (*iv)* independência, ou seja, a taxa de poupança interna (Sint/PIB) não precede temporalmente a taxa de investimento (I/PIB), mas (I/PIB) também não causa, no sentido de Granger, (Sint/PIB).

Para a ocorrência de exogeneidade forte, é necessário encontrar a alternativa *(i)* do parágrafo anterior, dado que essa alternativa implica causalidade da taxa de poupança interna (Sint/PIB) na *taxa de investimento* (I/PIB), mas não o contrário. Quando se encontram as opções (*ii), (iii)* ou *(iv),* do parágrafo anterior, deve-se rejeitar a presença de exogeneidade forte. Dessa maneira, caso não se rejeite que (I/PIB) cause, no sentido de Granger, (Sint/PIB), a propriedade de exogeneidade forte não poderá ser aceita.

Para realizar o teste de causalidade de Granger deve-se, anteriormente, determinar o número de defasagens da variável exógena. Para isso, foi usado um conjunto de três critérios (conhecidos como Critérios de Informação): Scharwz (SC), Hanna-Quin (HQ) e Erro Final do Preditor (FPE) (que nada mais é do que o critério de Akaiq); tais critérios consistem em penalizações impostas ao modelo devido ao acréscimo de novas variáveis. O objetivo de tais testes é minimizar o número de variáveis inclusas na equação, o que possibilita a elaboração de um modelo mais parcimonioso.

Devido ao fato de as variáveis taxa de poupança interna (Sint/PIB) e taxa de investimento (I/PIB) serem integradas de ordem 1 (I(1)), a forma funcional do teste de causalidade de Granger passa a ser:

$$\Delta\left(\frac{I}{PIB}\right)_t = a + \sum_{i=1}^{n} bi\Delta\left(\frac{I}{PIB}\right)_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} g_j\Delta\left(\frac{S\,\text{int}}{PIB}\right)_{t-j} + fe_{t-1} + u_t$$

em que ε_{t-1} é o mecanismo de correção de erros defasado em um período, que é derivado da equação de longo prazo, ou seja:

$$\left(\frac{I}{PIB}\right)_t = y\left(\frac{S\,\text{int}}{PIB}\right)_t + e_t$$

Desse modo, para rejeitar-se a hipótese nula de que (Sint/PIB) Granger causa (I/PIB), é necessário não rejeitar que $\sum_{j=1}^{m} g_j\Delta\left(\frac{S\,\text{int}}{PIB}\right)_{t-j} = 0$ (que pode ser verificado por um teste F de restrições conjuntas), em conjunto com a não-significância estatística do mecanismo de correção de erros (que pode ser verificada por um simples teste t). Para se efetivar o teste de causalidade oposto, ou seja, para verificar se a taxa de investimento (I/PIB) Granger causa a taxa de poupança interna (Sint/PIB), basta seguir a mesma lógica.

Na operacionalização do teste de Granger-causalidade, os Critérios de Informação indicaram, no conjunto, um número ótimo de zero defasagens para a variável poupança interna (Sint/PIB) no modelo em que (I/PIB) aparecia como variável endógena (mas manteve os *lags* 2 e 4 para a variável (I/PIB)). Dessa maneira, nessa equação, não foi necessária a execução do teste F para verificar se, em conjunto, as defasagens de (Sint/PIB) eram significativas, pois tais defasagens nem chegaram a aparecer. Além disso, o mecanismo de correção de erros dessa equação também não se mostrou significativo. Elimina-se, assim, a alternativa *(i)*, pois os testes indicaram que a taxa de poupança interna (Sint/PIB) não Granger causa a taxa de investimento (I/PIB). O quadro 8 mostra o resultado do teste de causalidade no sentido (Sint/PIB)-→ (I/PIB).

QUADRO 8
Teste de Causalidade de Granger: (Sint/PIB)-→ (I/PIB)

Modelando DI/PIB por OLS

A presente amostra abrange 1953 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
DI/PIB_2	-0.314881	0.1438	-2.190	0.0344
DI/PIB_4	-0.361439	0.1427	-2.533	0.0153
ECM_1	-0.0134603	0.1189	-0.113	0.9105

R^2 = 0.1907 DW = 1.65
RSS = 0.0101 para 3 variáveis e 43 observações

Critérios de Informação: SC = -8.0926; HQ = -8.1702; FPE = 0.0003
R^2 sazonal = 0.5087

AR 1- 2F(2, 38) = 1.2653 [0.2938]
ARCH 1 F(1, 38) = 1.6506 [0.2067]
Normality Chiý(2)= 2.3755 [0.3049]
Xiý F(6, 33) = 1.4142 [0.2387]
Xi*Xj F(9, 30) = 1.8369 [0.1023]
RESET F(1, 39) = 1.1534 [0.2894]

Para a operacionalização do teste de Granger - causalidade no sentido (I/PIB) -→ (Sint/PIB), os Critérios de Informação indicaram, no conjunto, a necessidade de manterem-se os *lags* 4 e 5, para a variável poupança interna (Sint/PIB), e *lag* 4, para a taxa de investimento (I/PIB). Para essa equação, não é necessária a execução do teste F, para verificar se, no conjunto, as defasagens de (I/PIB) são significativas, pois só permaneceu uma defasagem da variável (I/PIB). Desse modo, a relevância de tal variável pode ser perfeitamente auferida pelo teste t. Este confirma que a variável (I/PIB) é estatisticamente diferente de zero a 1% de significância. Além disso, o mecanismo de correção de erros desta equação também mostrou-se significativo a 1%. Assim, confirma-se a alternativa *(ii)*, pois os testes indicaram que a taxa de investimento (I/PIB) Granger causa a taxa de poupança interna (Sint/PIB), não sendo verdade o contrário. O quadro 9 mostra o resultado do teste de causalidade no sentido (I/PIB) -→ (Sint/PIB). O quadro 10 resume o resultado dos testes de causalidade.

QUADRO 9
Teste de Causalidade de Granger: (I/PIB) -→ (Sint/PIB)

Modelando DSint/PIB por OLS

A presente amostra abrange 1953 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
DSint/PIB_4	0.3851	0.1738	2.215	0.0327
DSint/PIB_5	0.2259	0.1342	1.683	0.1003
DI/PIB_4	-0.6824	0.1981	-3.444	0.0014
ECM_1	-0.4661	0.1299	-3.587	0.0009

R^2 = 0.3799 DW = 1.84
RSS = 0.0109 para 4 variáveis e 43 observações
Critérios de Informação: SC = -7.9289; HQ = -8.0323; FPE = 0.0003
R^2 sazonal = 0.6765

AR 1- 2F(2, 37) = 1.0713 [0.3530]
ARCH 1 F(1, 37) = 1.2558 [0.2697]
Normality Chiý(2)= 0.417859 [0.8115]
Xiý F(8, 30) = 1.0604 [0.4158]
Xi*Xj F(14, 24) = 0.756476 [0.7016]
RESET F(1, 38) = 0.633163 [0.4311]

QUADRO 10
Resultado dos Testes de Granger-Causalidade

(Sint/PIB)→(I/PIB)	(I/PIB)→(Sint/PIB)
Rejeito	Aceito

Devido aos resultados encontrados nos quadros 8 e 9, e resumidos no quadro 14, não é possível rejeitar a hipótese nula de que a taxa de investimento (I/PIB) Granger causa a taxa de poupança interna (Sint/PIB). Desse modo, a variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) não é fortemente exógena ao modelo de Feldstein-Horioka. Com isso, os resultados encontrados na equação de Feldstein-Horioka não são válidos para exercícios de previsão.

3.3 Verificação da Super-Exogeneidade

O próximo teste de exogeneidade refere-se à superexogeneidade. Essa característica permite a um modelo econométrico escapar da Crítica de Lucas.[1] Lucas (1976) argumentou que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não poderiam ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois, uma vez mudado o parâmetro de política, os agentes se readequariam à nova realidade, o que alteraria seu comportamento e, conseqüentemente, isso cau-

[1] Uma discussão acerca da relevância empírica da Crítica de Lucas pode ser encontrada em Ericson e Irons (1995).

saria mudanças nos parâmetros antes encontrados pelos modelos econométricos. No entanto, em um artigo sobre o comportamento da função consumo no Reino Unido, Davidson, Hendry Srba e Yeo (1978) mostraram condições sob as quais a Crítica de Lucas não se aplicava. Assim, se a variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) for superexógena ao modelo de Feldstein-Horioka, tal modelo poderá ser usado para formulação de políticas.

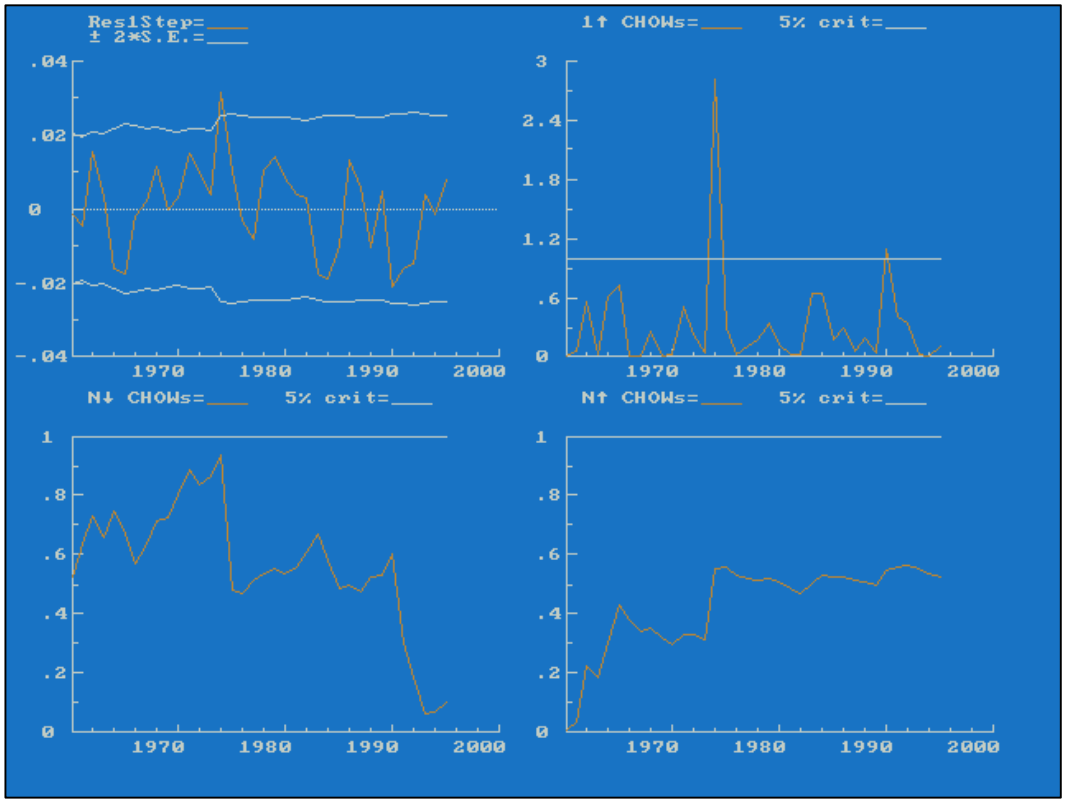
Os requisitos básicos para uma variável ser superexógena são: exogeneidade fraca e invariância estrutural. Nesta seção, serão apresentadas três formas distintas de se testar a super exogeneidade, as quais que serão consideradas como testes 1, 2 e 3. No teste 1, deve-se reestimar os modelos marginais [quadros 5 (modelo "a"), 6 (modelo "b") e 7 (modelo "c")] e condicional (equação de Feldstein-Horioka) por mínimos quadrados recursivos (RLS). Feito isso, salvam-se os resíduos dessas equações e monta-se um gráfico de resíduos a um passo. Para aceitar superexogeneidade, os gráficos não devem apresentar coincidências nas quebras. O teste 2 inclui o quadrado dos resíduos estimados no processo marginal (e suas defasagens) na equação do modelo condicional. Para aceitarem superexogeneidade, esses resíduos, no conjunto, não devem ser significativos. Por fim, o teste 3 é o teste de Charemza-Királi (1990), e consiste no seguinte procedimento: roda-se uma regressão com os erros de previsão do modelo condicional como variável dependente e, como variáveis explicativas, usa-se a primeira diferença (e suas defasagens) da variável que se quer que seja superexógena. Para aceitarem superexogeneidade, essas variáveis não podem ser conjuntamente significativas.

Teste 1 para Superexogeneidade

O teste 1 consiste apenas em uma comparação gráfica entre os erros do modelo marginal e do condicional. Assim, se não houver coincidência das *quebras* na série de resíduos, aceita-se a ocorrência de superexogeneidade. O gráfico 1 mostra os resíduos a um passo do modelo condicional (equação de Feldstein-Horioka), mais os testes de Chow referentes à quebra estrutural.[2] Os gráficos 2, 3 e 4 fazem o mesmo, só que para os erros dos modelos marginais "a", "b" e "c", respectivamente.

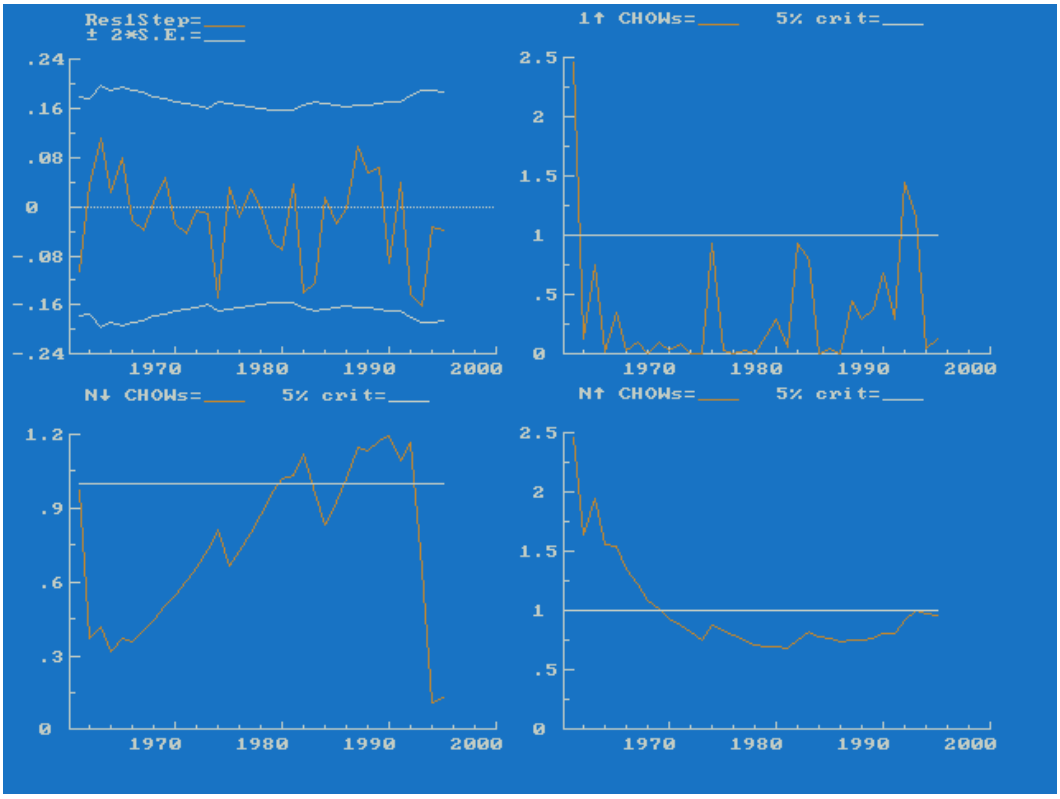
[2] Maior detalhamento estatístico desses testes pode ser encontrado em Doornick e Hendry (1996).

GRÁFICO 1
Resíduos do Modelo Condicional (Equação de Feldstein-Horioka)



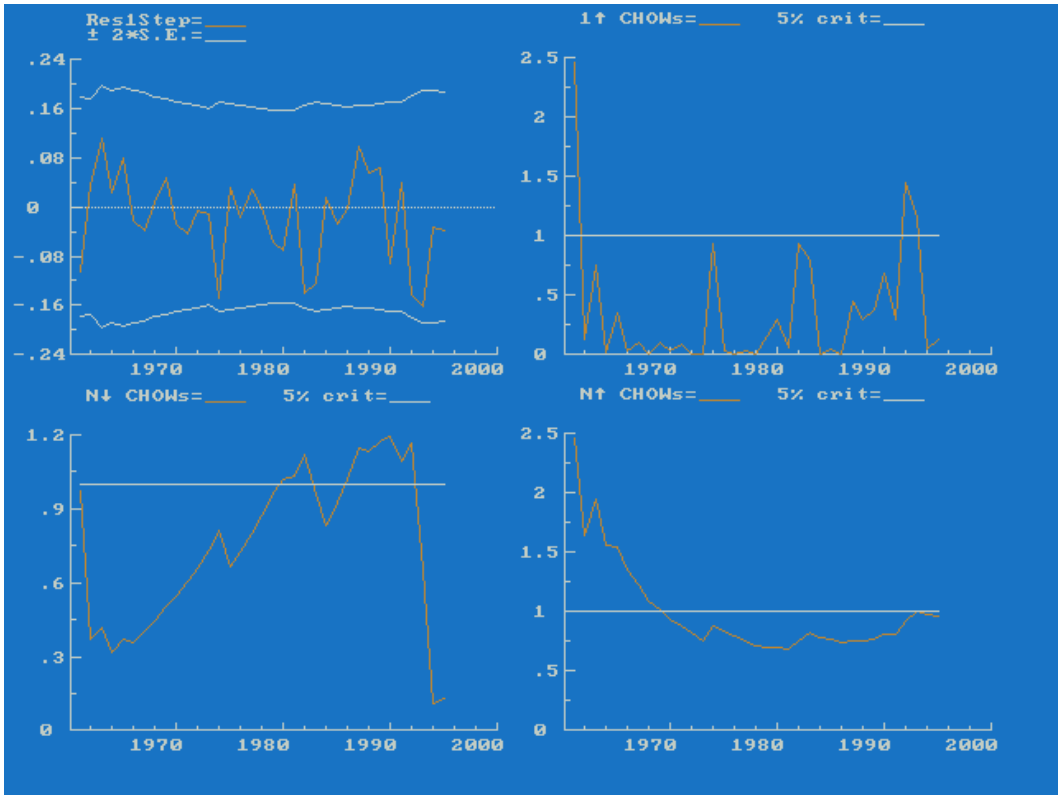
Pelo gráfico 1, parece não terem ocorrido quebras estruturais no modelo condicional. Apesar de em alguns anos a série de resíduos ultrapassar o valor crítico, ela volta rapidamente para dentro do intervalo. Isso sinaliza muito mais para a inclusão de uma variável *dummy* de impulso naquele ano do que propriamente para a ocorrência de uma alteração na estrutura da série. Seguem-se os gráficos dos resíduos dos modelos marginais.

GRÁFICO 2
Resíduos do Modelo Marginal "a"



A gráfico 2 indica um comportamento dos erros bem diferente do comportamento dos resíduos do modelo condicional, o que constitui uma sinalização para a aceitação de superexogeneidade da variável taxa de poupança interna (Sint/PIB). Aliás, o último teste de Chow, presente no gráfico 2, é uma evidência favorável à ocorrência de uma mudança estrutural a partir da década de 70. Note-se que, como tal alteração não ocorre no gráfico do modelo condicional, esta é uma evidência de que alterações estruturais no modelo marginal não são capazes de afetar o modelo condicional, e isso indica a aceitação da hipótese de superexogeneidade.

GRÁFICO 3
Resíduos do Modelo Marginal "b"

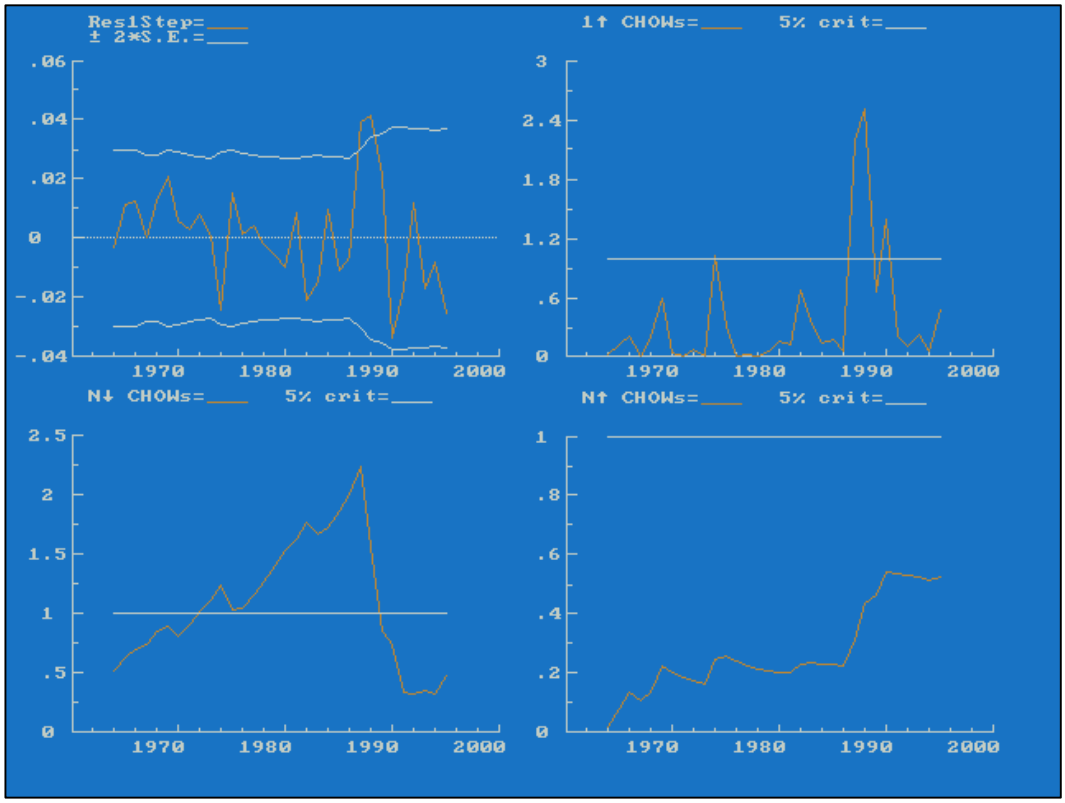


O gráfico 3 é idêntico ao gráfico 2 e, portanto, as mesmas conclusões lá exploradas aqui se aplicam.

Entretanto, o gráfico 4 é diferente dos gráficos 2 e 3, e guarda pouca relação com o gráfico dos resíduos do modelo condicional (gráfico 1). Isso fortalece as conclusões decorrentes dos resultados presentes nos gráficos dos resíduos dos modelos marginais "a" e "b".

Ainda de acordo com o gráfico dos resíduos gerados pelo modelo marginal "c" (gráfico 4), parece haver dois padrões distintos para a série de resíduos: um para os anos anteriores à década de 70 ou posteriores à década de 90; e outro para os anos compreendidos entre as décadas de 70 e 80. Novamente, como tal comportamento não é verificado para os resíduos do modelo condicional, há indícios de que mudanças no modelo marginal não provocam alterações na estrutura do modelo condicional, o que implica aceitação da hipótese de superexogeneidade para a variável taxa de poupança interna (Sint/PIB).

GRÁFICO 4
Resíduos do Modelo Marginal "c"



Teste 2 para Superexogeneidade

O teste 2 é um teste de significância conjunta (verificada por meio de um teste F) do quadrado dos resíduos estimados no processo marginal (e suas defasagens) na equação do modelo condicional. Para aceitarem superexogeneidade, esses resíduos, no conjunto, não devem ser significativos. A intuição desse teste é que os erros do processo marginal não devem melhorar a estimativa no processo condicional. Caso contrário, ou seja, se o quadrado dos resíduos for significativo, isso implica que, quando ocorrerem quebras estruturais no modelo marginal (isto é, ocorrerem saltos no tamanho do erro), tais alterações impactarão o modelo condicional. Com isso, quebras no modelo marginal estariam se propagando para o modelo condicional e, assim, não seria correto aceitar a hipótese de superexogeneidade para a variável (Sint / PIB).

Para realizar o teste 2 de superexogeneidade, o primeiro passo consiste em se re-estimarem os modelos marginais ("a", "b" e "c") e salvar seus resíduos. No segundo passo, deve-se elevar os resíduos ao quadrado e incluí-los, bem como suas defasagens, no modelo condicional como variável explicativa. Por fim, checa-se a significância conjunta dessa variável. Desse modo, a tabela 15 explicita o resultado da in-

clusão dos resíduos (e suas defasagens) ao quadrado do modelo marginal "a" no modelo condicional (equação de Feldstein-Horioka).

QUADRO 11
Teste de Superexogeneidade para o Modelo Marginal "a"

Modelando (I/PIB) por OLS

A presente amostra abrange 1954 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
(I/PIB)_1	0.7247	0.0975	7.430	0.0000
(Sint/PIB)	0.5974	0.0909	6.567	0.0000
(Sint/PIB)_1	-0.2469	0.1235	-1.999	0.0539
ErroA	-0.0404	0.1955	-0.207	0.8376
ErroA_1	-0.2487	0.1879	-1.324	0.1948
ErroA_2	-0.2732	0.1837	-1.487	0.1465
ErroA_3	-0.6194	0.1898	-3.263	0.0026
ErroA_4	-0.0889	0.1973	-0.451	0.6550
ErroA_5	0.2025	0.2025	1.000	0.3246

R^2 = 0.9977 DW = 1.88
RSS = 0.0036 para 9 variáveis e 42 observações

Critérios de Informação: SC = -8.5497; HQ = -8.7856; FPE = 0.0001
R^2 sazonal = 0.7059

AR 1- 2F(2, 31) = 1.3146 [0.2831]
ARCH 1 F(1, 31) = 0.118332 [0.7332]
Normality $Chi^2(2)$= 1.7609 [0.4146]
Xi^2 F(18, 14) = 0.407291 [0.9624]
RESET F(1, 32) = 0.967226 [0.3328]

Teste de Wald para restrições lineares
LinRes F(6, 33) = 3.2709 [0.0123] *

Restrições Zero nas variáveis: ErroA, ErroA_1, ErroA_2, ErroA_3, ErroA_4 e ErroA_5

Nota: * indica a rejeição da hipótese nula a 5%.

No que tange ao teste 2 de superexogeneidade, o importante é a parte final do quadro 11, isto é, o teste de Wald para restrições lineares. Tal teste verifica a significância conjunta da variável ErroA, que nada mais é do que o resíduo ao quadrado do modelo marginal "a". Como pode ser visto, o teste de Wald rejeita a 5% de significância que a variável ErroA, em seu conjunto (ou seja, com as defasagens), seja zero. Assim, pelo quadro 11, rejeita-se que a variável (Sint/PIB) seja superexógena em relação à equação de Feldstein-Horioka. O quadro 12 explicita o resultado da inclusão dos resíduos ao quadrado do modelo marginal "b" no modelo condicional.

QUADRO 12
Teste de Superexogeneidade para o Modelo Marginal "b"

Modelando (I/PIB) por OLS

A presente amostra abrange: 1954 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t prob
(I/PIB)_1	0.7247	0.0975	7.430	0.0000
(Sint/PIB)	0.5974	0.0909	6.567	0.0000
(Sint/PIB)_1	-0.2469	0.1235	-1.999	0.0539
ErroB	-0.0404	0.1955	-0.207	0.8376
ErroB_1	-0.2487	0.1879	-1.324	0.1948
ErroB_2	-0.2732	0.1837	-1.487	0.1465
ErroB_3	-0.6194	0.1898	-3.263	0.0026
ErroB_4	-0.0889	0.1973	-0.451	0.6550
ErroB_5	0.2025	0.2025	1.000	0.3246

R^2 = 0.9977 DW = 1.88
RSS = 0.0036 para 9 variáveis e 42 observações

Critérios de Informação: SC = -8.5497; HQ = -8.7856; FPE = 0.0001
R^2 sazonal = 0.7059

AR 1- 2F(2, 31) = 1.3146 [0.2831]
ARCH 1 F(1, 31) = 0.118332 [0.7332]
Normality $Chi^2(2)$= 1.7609 [0.4146]
Xi^2 F(18, 14) = 0.407291 [0.9624]
RESET F(1, 32) = 0.967226 [0.3328]

Teste de Wald para restrições lineares
LinRes F(6, 33) = 3.2709 [0.0123] *

Restrições zero nas variáveis: ErroB, ErroB_1, ErroB_2,ErroB_3, ErroB_4 e ErroB_5

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%.

De acordo com o quadro 12, o teste de Wald não rejeita novamente a significância conjunta da variável ErroB (que nada mais é senão os resíduos ao quadrado do modelo marginal "b") a 5% de significância. Portanto, pelo quadro 12, não se pode aceitar a superexogeneidade da variável (Sint/PIB) na equação de Feldstein-Horioka. O quadro 13 explicita o mesmo procedimento, só que para os resíduos gerados pelo modelo marginal "c".

QUADRO 13
Teste de Superexogeneidade para o Modelo Marginal "c"

Modelando (I/PIB) por OLS

A presente amostra cobre 1957 a 1995

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
TxInv_1	0.7439	0.1027	7.244	0.0000
Sint/PIB	0.5334	0.1008	5.289	0.0000
Sint/PIB_1	-0.2248	0.1337	-1.681	0.1031
ErroC	3.9460	5.5829	0.707	0.4851
ErroC_1	-9.3575	6.8509	-1.366	0.1821
ErroC_2	3.3442	6.9200	0.483	0.6324
ErroC_3	-16.666	6.9288	-2.405	0.0225
ErroC_4	4.2395	6.9124	0.613	0.5443
ErroC_5	0.8614	5.4560	0.158	0.8756

R^2 = 0.9976 DW = 1.70
RSS = 0.0037 para 9 variáveis e 39 observações

Critérios de Informação: SC = -8.4147; HQ = -8.6609; FPE = 0.0001
R^2 sazonal = 0.6843

AR 1- 2F(2, 28) = 3.1035 [0.0606]
ARCH 1 F(1, 28) = 0.993999 [0.3273]
Normality $Chi^2(2)$= 0.572253 [0.7512]
Xi^2 F(18, 11) = 0.45029 [0.9358]
RESET F(1, 29) = 0.411443 [0.5263]

Teste de Wald para restrições lineares
LinRes F(6, 30) = 2.5017 [0.0440] *

Restrições zero para as variáveis: ErroC, ErroC_1, ErroC_2, ErroC_3, ErroC_4 e ErroC_5:

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%.

Como pode ser observado pelo teste de Wald presente no quadro 13, os resíduos do processo marginal ao quadrado (nesse caso, do modelo marginal "c"), representados pela variável ErroC, mostraram-se significativamente diferentes de zero em um nível de 5% de significância. Com isso, o modelo marginal "c" também rejeita que a variável (Sint/PIB) seja superexógena em relação à equação de Feldstein-Horioka.

De acordo com os resultados presentes nos quadros 11, 12 e 13, o teste 2 de superexogeneidade rejeita que a variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) seja superexógena na equação de Feldstein-Horioka. Assim, enquanto o teste 1 indica a ocorrência de superexogeneidade para a variável (Sint/PIB), o teste 2 a rejeita. Para

tentar sanar tal impasse, será realizado o teste de Charenza-Királi (1990) para a verificação de superexogeneidade.

Teste 3 para Superexogeneidade (Teste de Charenza-Királi)

Neste teste, o erro de previsão do modelo condicional é usado como variável dependente e, como variáveis explicativas, são adotadas a primeira diferença da variável (Sint/PIB) e suas defasagens. Na presença de superexogeneidade, essas variáveis não devem ser conjuntamente significativas. A idéia desse teste é a seguinte: caso os erros de previsão do processo condicional sejam afetados pela variável taxa de poupança interna (Sint/PIB), então alterações nessa variável irão impactar no erro do processo condicional, ou seja, quebras estruturais na série de poupança interna irão repercutir na série de investimento interno. Caso isso não se verifique, fica evidente que mudanças na série de poupança interna não afetam a série de investimento interno, ou seja, a variável (Sint/PIB) seria superexógena em relação à variável taxa de investimento (I/PIB).

A grande vantagem do teste de Charenza-Királi, em relação aos testes 1 e 2 de superexogeneidade, reside no fato de que nesse teste não é necessária a estimação de um modelo marginal. Assim, não é necessário que se assuma um modelo marginal para a variável taxa de poupança interna (Sint/PIB). Dado o fato de que, neste estudo, os modelos marginais estão sendo construídos *ad hoc*, essa não é uma vantagem desprezível.

A operacionalização do teste de Charenza-Királi é simples: no primeiro passo, estima-se o modelo condicional (equação de Feldstein-Horioka) por mínimos quadrados recursivos (RLS); no segundo passo, salvam-se os erros de previsão (*standardized innovations*); e, por fim, estima-se uma regressão com os erros de previsão do processo condicional como variável dependente e, como variáveis explicativas, a primeira diferença de (Sint/PIB) e suas defasagens (também em primeiras diferenças). Caso a primeira diferença e as defasagens da primeira diferença da variável (Sint/PIB) sejam conjuntamente significantes, rejeita-se a propriedade de superexogeneidade para a variável (Sint/PIB). Caso contrário, ou seja, se em seu conjunto (Sint/PIB) não for estatisticamente significante, então (Sint/PIB) será superexógena na equação de Feldstein-Horioka. O quadro 14 explicita o resultado do teste de superexogeneidade de Charenza-Királi.

QUADRO 14
Teste de Superexogeneidade de Charenza-Királi

Modelando Erro de Previsão do Modelo Condicional por RLS				
A presente amostra abrange 1960 a 1995				
Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	teste t	t-prob
Constante	0.0008	0.0024	0.329	0.7449
Dsint/PIB	0.0398	0.1219	0.326	0.7465

Dsint/PIB_1	-0.0227	0.1273	-0.178	0.8596
Dsint/PIB_2	-0.0518	0.1309	-0.396	0.6950
DSint/PIB_3	-0.0594	0.1374	-0.432	0.6689
DSint/PIB_4	-0.1037	0.1258	-0.824	0.4166
DSint/PIB_5	-0.0023	0.1307	-0.018	0.9858

R^2 = 0.039 F(6, 29) = 0.19615 [0.9753] DW = 1.27
RSS = 0.0058 para 7 variáveis e 36 observações

Critérios de Informação: SC = -8.0293; HQ = -8.2297; FPE = 0.0002
R^2 sazonal = 0.2233

AR 1- 2F(2, 27) = 2.4333 [0.1067]
ARCH 1 F(1, 27) = 0.0563 [0.8142]
Normality $Chi^2(2)$= 1.4763 [0.4780]
Xi^2 F(12, 16) = 0.3944 [0.9456]
RESET F(1, 28) = 3.7375 [0.0634]

Teste de Wald para restrições lineares
LinRes F(6, 29) = 0.19615 [0.9753]

Restrições zero para as variáveis: DSint/PIB, DSint/PIB_1, DSint/PIB_2, DSint/PIB_3, DSint/PIB_4 e DSint/PIB_5

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%.

O teste de Wald para restrições lineares, presente no quadro 14, não é capaz de rejeitar a hipótese nula de que a primeira diferença e as respectivas defasagens da variável (Sint/PIB) sejam conjuntamente nulas. Dado que tais variáveis são estatisticamente não significantes, o teste de Charenza-Királi conclui pela aceitação da superexogeneidade da variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) na equação de Feldstein-Horioka.

Em resumo, os testes 1 e 3 de superexogeneidade aceitam que a variável (Sint/PIB) seja superexógena em relação à equação de Feldstein-Horioka, ao passo que o teste 2 rejeita tal propriedade. Entretanto, devido ao fato de o terceiro teste não necessitar da especificação de um modelo marginal, aliado ao fato de que dois testes aprovaram a superexogeneidade (enquanto apenas um o rejeitou), aceita-se que a variável (Sint/PIB) seja superexógena na equação de F-H.

3.4 Interpretação Econômica dos Testes de Exogeneidade

Nas seções 1, 2 e 3 deste capítulo foram realizados diversos procedimentos estatísticos para a determinação da exogeneidade da variável taxa de poupança interna (Sint/PIB) na equação de Feldstein-Horioka. O objetivo desta seção é dar maior intuição econômica sobre os resultados encontrados.

No que se refere à exogeneidade fraca, tal propriedade não tem um sentido econômico direto. Entretanto, sua presença é necessária tanto para a ocorrência de superexogeneidade quanto de exogeneidade forte. Desse modo, o apelo para se testar exogeneidade fraca reside no fato de que, sem essa propriedade, a variável também não terá as propriedades de exogeneidade forte e super. Além disso, como foi demonstrado na seção 3.1, na ausência de exogeneidade fraca a estimação de um modelo uniequacional sofre do viés de endogeneidade, e isso implica que o estimador de mínimos quadrados ordinário é viesado, sendo necessária a estimação do modelo por meio de um sistema de equações simultâneas. Dado que a variável (Sint/PIB) mostrou-se fracamente exógena em relação a equação de F-H, não é incorreto usar um sistema de uma única equação para se estimar a relação entre a taxa de investimento interno e a taxa de poupança doméstica.

A propriedade de exogeneidade forte diz respeito à capacidade do modelo de ser usado para previsões. Assim, na presença de exogeneidade forte, a equação de F-H poderia ser usada para realizar previsões sobre valores futuros da taxa de investimento, dados determinados níveis da taxa de poupança interna. No entanto, os resultados estatísticos não aceitaram a presença de tal propriedade na equação de Feldstein-Horioka. Assim, essa equação não pode ser usada para prever valores futuros da taxa de investimento quando forem fixados valores para a taxa de poupança doméstica. Isso se deve à presença de Granger-causalidade no sentido da taxa de investimento para a taxa de poupança interna.

Quanto à propriedade de superexogeneidade, sua característica é permitir que os parâmetros da equação de Feldstein-Horioka sejam usados para a simulação dos efeitos decorrentes da implantação de novas políticas, isto é, na presença de superexogeneidade, a Crítica de Lucas não é válida. Portanto, devido ao fato de a taxa de poupança interna ser superexógena em relação à taxa de investimento, conclui-se que quebras estruturais na série de poupança doméstica não alteram o parâmetro dessa variável na equação de F-H. Desse modo, políticas que visam aumentar a taxa de poupança interna (ou diminuí-la) não terão sucesso em alterar o parâmetro dessa variável na equação de F-H. A conseqüência dessa propriedade é que a adoção de uma nova política econômica que vise aumentar (ou diminuir) a parcela da poupança doméstica que é investida por meio de alterações na série de poupança não obterá sucesso. Com isso, quando a taxa de poupança interna aumenta (diminui), a taxa de investimento aumenta (diminui) no valor do parâmetro β, ou seja, quebras na série de poupança doméstica não são capazes de alterar o coeficiente de F-H. Desse modo, a adoção de uma política econômica que vise aumentar a parcela da poupança doméstica que é investida ao utilizar mecanismos que alteram a série de poupança parece não lograr êxito.

Uma segunda interpretação econômica para a superexogeneidade é a de que, se assumirmos o coeficiente de F-H como expressão do grau de mobilidade de capitais, tal não se alterou ao longo dos anos; caso contrário, β não seria o mesmo para toda

a série. Contudo, por definição, superexogeneidade implica invariância estrutural. Assim, se a variável é superexógena, isso significa que seu parâmetro não se altera ao longo do tempo, ou seja, ao assumirmos que β expressa o grau de mobilidade de capitais, esta manteve-se constante ao longo do período. Então, por definição, se a taxa de poupança interna é superexógena, isso significa que não ocorreram modificações no grau de mobilidade de capitais no tempo. Tal resultado é, no mínimo, curioso, pois implica que as inovações tecnológicas não foram capazes de influir na mobilidade de capitais. Apesar de não tão intuitivo, tal resultado não é novo na literatura, pois Tesar e Werner (1995) e Bekaert (1995), em estudos sobre integração financeira, encontraram que a volatilidade dos ativos financeiros não está relacionada com qualquer medida de integração financeira e não aumenta em decorrência da liberalização financeira. Desse modo, quando se pensa em volatilidade como uma medida de mobilidade de capitais, tais estudos sugerem que esta não é alterada devido a inovações tecnológicas (que aqui podem ser entendidas como liberalização ou maior integração).

4 CONCLUSÃO

Ressalta-se a importância do resultado de superexogeneidade da variável taxa de poupança doméstica na equação de Feldstein-Horioka. Tal resultado tem uma forte implicação de política econômica, e tentativas para modificar a parcela (o β da equação de Feldstein-Horioka) da poupança doméstica, que é investida via modificações na série de poupança interna, tendem a fracassar. Desse modo, tentativas para aumentar a parcela da poupança interna que é investida no país devem ser baseadas em mecanismos outros que a série de poupança doméstica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Barro, J, Mankiw, G & 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. & Crucini, M. " Explaning Saving-Investment Correlations", The American Economic Review, v. 83, n. 3, p. 416-436, June 1993.

Bayoumi, Tamim & MacDonald, Ronald "Consumption, Income, and International Capital Market Integration". Staff Papers, v. 42, n. 3, p. 552-76, Sept, 1995

Bekaert, Geert "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets". World Bank Economic Review v. 9 n. 1 p. 75-107, 1995.

Carneiro, Francisco Galrão (1997) "A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia". Brasília: Departamento de Economia, Universidade de Brasília. Texto didático.

Carneiro, Francisco Galrão (1998) Lista de Exercícios de Econometria Avançada. Brasília: Universidade de Brasília. Departamento de Economia.

Charenza-Királi Oxford Economic Papers, v. 42, p. 562-73, 1990.

Davidson, J.E.H.; Hendry, D.F.; Srba, F. & Yeo, S. "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumer´s Expenditure and Income in the United Kingdom". The Economic Journal, v. 88, n. 352, p. 661-692. Dec. 1978.

Davidson, R. & Mackinnon, J.G. (1993) "Estimation and Inference in Econometrics". New York: Oxford University Press.

Dooley, M.; Frankel, J. & Mathieson, D.J. "International Capital Mobility: What Do Saving-Investment Correlations Tell Us?". Staff Pappers, v. 34, n. 3, p. 503-531, Sept. 1987.

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

Engle, R.F.; Hendry, D.F. & Richard, J.F. "Exogeneity". Econometrica, v. 51, p. 277-304, 1983.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica, v. 55, p. 251-76, 1987.

Engle, R. F. & Yoo, B. S. "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems". Journal of Econometrics, v. 35, p. 143-59, 1987.

Ericson, Neil R. & Irons, John S. (1995) "The Lucas Critique in Practice: Theory Without Measurement". Presented at the World Congress of the Econometric Society, Tokyo, Japan.

Enders, W. (1995) Applied Econometric Time Series, 1 ed., John Wiley & Sons.

Feldstein, M. & Horioka, C. "Domestic Saving and International Capital Flows". The Economic Journal, v. 90, n. 358, p. 314-329, June. 1980.

Ghosh, Atish R. "International Capital Mobility Amongst the Major Industrialized Countries: Too Little or Too Much?". The Economic Journal, v. 105, n. 3, p. 552-576, Sept. 1995.

Granger, C. W. J. & Newbold, Paul "Spurious Regressions in Econometrics". Journal of Econometrics, v. 2, p. 111-20, 1974.

Greene, William H. (1997) "Econometric Analysis". Prentice Hall International Inc., third edition.

Hamilton, James D. (1994) Time Series Analysis. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.

Haque, N. & Montiel P. J. "Capital Mobility in Developing Countries: Some Empirical Tests". World Development, v. 19, p. 1391-98, Oct. 1991.

Harris, R. I. D. (1995) "Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling". Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.

Johansen, S. & Juselius, Katarina "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 52, p. 389-402, 1990.

Judge, G *.et alii* (1988) Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, 2 ed., John Wiley & Sons.

Lucas, Jr. R.E. "Econometric Policy Evaluation: A Critique". In K. Brunner and A.H. Meltzer (eds.). The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 1, Journal of Monetary Economics, supplementary issue, p. 19-46, 1976.

Mamingi, Nlandu (1997) "Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: The Experience of Developing Countries". Journal of Policy Modeling, v. 19, n. 6, p. 605-26, Dec. 1997.

Montiel, P.J. (1994) "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.

Taylor, Mark P. & Sarno, Lucio (1997) "Capital Flows to Developing Countries: Long and Short Term Determinants". The World Bank Economic Review, v. 11, n. 3, p. 451-70, Sept. 1997.

Tesar, Linda & Werner, Ingrid M. (1995) "U.S. Equity Investment in Emerging Stock Markets". World Bank Economic Review v. 9 n. 1 p. 109-29, 1995.