

Causalidade temporal entre poupança e investimento no Brasil, 1995 a 2012

Marcela Tetzner Laiz[§]

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha^{§§}

Resumo

Esse estudo investiga a relação entre poupança e investimento no Brasil durante o período 1995 a 2012. Os resultados obtidos de um modelo VAR com quebras estruturais indicam relação de bicausalidade de Granger, sugerindo não apenas que as decisões de política econômica sobre essas duas variáveis devem ser tomadas conjuntamente, como também evidências da validade do enigma de Feldstein-Horioka. Além disso, observa-se que a resposta da taxa de poupança a um choque inesperado na taxa de investimento é mais significativa ao longo dos períodos, assim como maior dependência da taxa de poupança em relação à taxa de investimento.

Palavras-chave: Poupança; Investimento; Teste de Causalidade de Granger.

Abstract

This study investigates the relationship between savings and investment in Brazil during the period 1995-2012. The results obtained from a VAR model with structural breaks indicate Granger bicausality, suggesting not only that economic policy decisions on these two variables must be taken together, as well as evidence of the validity of the Feldstein-Horioka puzzle. Furthermore, it is observed that the response of savings rate to an unexpected shock in the investment rate is more significant over the period, as well as greater reliance on savings rate relative to the rate of investment.

Keywords: Savings; Investment; Granger Causality Test.

JEL Classification: E12; E13; E21; E22; O16.

[§] Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental, em convênio com a Faculdade JK.

^{§§} Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Professor - Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. Endereço para Contato: SEPN – Quadra 513, Bloco D, Ed. Imperador, 1º Andar, Sala 130. CEP: 70769-900. E-mail: professor.sergio.gadelha@gmail.com

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão da Secretaria do Tesouro Nacional.

1. Introdução

Poupança e investimento são duas variáveis macroeconômicas importantes para se alcançar o crescimento econômico, que é o principal objetivo econômico de qualquer plano governamental em nações em desenvolvimento. É pouco provável encontrar qualquer nação que administrou uma alta taxa de crescimento por um longo período sem experimentar elevadas taxas de formação de capital e/ou elevadas taxas de poupança. Alguns estudos empíricos realizados em nações industrializadas e nações em desenvolvimento reportaram alta correlação positiva entre poupança e investimento, ao utilizarem dados de séries temporais ou *cross-section* (FELDSTEIN e HORIOKA, 1980; BAYOUMI, 1990; SINHA, 2002).

Desta forma, a relação entre poupança e investimento é tema relevante no atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Todavia, algumas indagações surgem: o menor crescimento econômico brasileiro constatado nos últimos anos se deve a uma escassez de poupança? Ou será o investimento a variável macroeconômica mais importante a ser incentivada pelo governo? O enigma de Feldstein-Horioka se aplica ao caso brasileiro?

Nesse contexto, a relação de causalidade entre poupança e investimento pode ser baseada em quatro hipóteses a seguir destacadas. Primeiro, uma relação de causalidade unidirecional da poupança para o investimento é consistente com a teoria neoclássica (visão ortodoxa), de modo que políticas de incentivo à poupança doméstica devem ser priorizadas para impulsionar os investimentos e o crescimento econômico (ESSO e KEHO, 2010). Além disso, esse resultado fornece suporte para políticas de austeridade fiscal, uma vez que o entendimento econômico sobre déficits governamentais é comumente construído em termos de seus efeitos negativos na poupança agregada e formação bruta de capital de uma economia. Se poupança causa investimento, então déficits governamentais representam poupança negativa e, conseqüentemente, resultam em um menor nível de investimento para a economia (PALEY, 1996).

Não apenas a relação de causalidade entre poupança e investimento levanta questionamentos sobre o nível dos déficits governamentais, mas também tem implicações em relação sobre como tais déficits podem ser controlados. De maneira específica, se a poupança causa o investimento, e o aumento do nível de investimentos da economia é desejado pelos *policymakers* por razões de crescimento econômico, então o déficit governamental deve ser controlado por meio de corte de gastos públicos, ao invés de elevação de impostos. A elevação de impostos tenderia a diminuir a renda disponível e, conseqüentemente, a poupança

das famílias, logo, reduzindo os benefícios da diminuição dos déficits governamentais sobre a poupança nacional (PALEY, 1996).

Segundo, uma relação de causalidade unidirecional do investimento para a poupança evidencia a prevalência da teoria keynesiana (visão heterodoxa). Sob essa hipótese, políticas de incentivo à poupança provavelmente não deverão ter sucesso e podem envolver ineficiências econômicas. Contudo, as políticas econômicas devem se concentrar na remoção dos impedimentos ou gargalos para que o investimento possa contribuir para o crescimento econômico.

Terceiro, uma relação de bicausalidade entre poupança e investimento significa que essas duas variáveis são mutuamente afetadas e conjuntamente determinadas ao mesmo tempo. Além disso, esse resultado corrobora as evidências de que o enigma de Feldstein-Horioka se aplica ao caso brasileiro, de modo que a mobilidade de capitais não é perfeita.

Finalmente, uma quarta hipótese está associada à ausência de relação de causalidade entre poupança e investimento, indicando, assim, uma perfeita mobilidade de capitais e a não aplicabilidade do enigma de Feldstein-Horioka para o caso brasileiro.

O objetivo desse estudo investiga a relação entre poupança e investimento no Brasil durante o período de 1995 a 2012, por meio do teste de causalidade de Granger (1969) aplicado em uma estrutura multivariada. Este trabalho contribui para a literatura sobre o tema por apresentar uma análise empírica da relação de causalidade entre poupança e investimento, no sentido de Granger, uma vez que estudos dessa natureza ainda são escassos para a economia brasileira. Os resultados aqui obtidos mostram a existência de uma relação de bicausalidade Granger entre poupança e investimento.

Os resultados obtidos de um modelo VAR com quebras estruturais indicam relação de bicausalidade de Granger, sugerindo não apenas que as decisões de política econômica sobre essas duas variáveis devem ser tomadas conjuntamente, como também evidências da validade do enigma de Feldstein-Horioka. Além disso, observa-se que a resposta da taxa de poupança a um choque inesperado na taxa de investimento é mais significativa ao longo dos períodos, assim como maior dependência da taxa de poupança em relação à taxa de investimento.

Este artigo se encontra dividido da seguinte maneira. Além desta introdução, na próxima seção será apresentada uma revisão de literatura dos modelos recentes sobre o nexo poupança-investimento. A seção 3 trata de estudos associados ao enigma de Feldstein-Horioka. A seção 4 trata da metodologia a ser utilizada e a seção 5 descreve os dados utilizados e o tratamento realizado. Já a seção 6 reporta os resultados da estimação econométrica multivariada. Por fim, a seção 7 conclui o estudo.

2. Revisão de literatura

A relação entre poupança e investimento tem sido muito discutida na literatura devido ao modelo pioneiro de Feldstein e Horioka (1980). Alguns estudos recentes buscaram verificar a relação entre poupança e investimento por meio do teste de causalidade de Granger. Anoruo (2001), utilizando-se de um procedimento de cointegração em séries temporais, constatou que o investimento Granger causa a poupança na Indonésia e Singapura no período de 1960 a 1996. Já para as Filipinas, a poupança Granger causa o investimento no mesmo período. Finalmente, para Malásia e Tailândia, foi verificada uma relação de bicausalidade Granger entre poupança e investimento no período indicado. Para chegar a tais resultados, três procedimentos foram realizados. Primeiro, testou-se a ordem de integração da poupança e do investimento por meio do teste de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF). Depois, utilizou-se dos testes de cointegração propostos por Johansen e Juselius (1990) a fim de verificar a relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento. Por fim, empregou-se o teste de causalidade de Granger para averiguar a direção dessa causalidade.

Sinha (2002), por sua vez, fazendo uso de um modelo de cointegração, identificou que o crescimento da poupança Granger causa o crescimento do investimento no Japão, Malásia, Singapura, Sri Lanka e Tailândia no período 1961 a 1996. Entretanto, causalidade reversa foi verificada para Japão, Hong Kong, Índia, Malásia, Myanmar e Singapura. Para tanto, utilizou o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron para testar raiz unitária. Além disso, constatou-se, por meio do modelo multivariado de cointegração de Johansen, que apenas Japão, Indonésia e Tailândia apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento.

Alexious (2004) encontrou, por meio do modelo VAR, que o investimento Granger causa a poupança privada para cinco países europeus no período 1972 a 1998: França, Inglaterra, Bélgica, Alemanha e Holanda. Afzal (2007) realizou um estudo empírico para o período de 1960 a 2006 no qual verificou uma relação de bicausalidade Granger entre investimento e poupança para a África do Sul e uma causalidade de Granger unidirecional da poupança para o Paquistão e o Sri Lanka. Para Índia, Filipinas, Malásia e Irã não foi verificada nenhuma relação de causalidade, no sentido de precedência temporal. Para tanto, foram realizados procedimentos econométricos, tais como testes de raiz unitária, teste de cointegração de Johansen e teste de causalidade de Granger.

Esso e Keho (2010) testam cointegração e causalidade entre poupança e investimento em dados de séries temporais de países membros da UEMOA (*West African Economic and Monetary Union*). Os resultados obtidos indicaram que a poupança doméstica exerce um papel ativo no financiamento do investimento em Benin, Costa do Marfim e Nigéria, sendo caracterizados por imperfeita mobilidade de capitais. Para os demais países, não se constatou relação de causalidade de Granger.

Já Onafowara et al. (2011), ao testar cointegração, causalidade e os efeitos dinâmicos de choques de poupança e investimento usando um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (autoregressive distributed lag – ARDL) e um modelo VAR para decomposição do erro da variância, verificaram uma relação de bicausalidade de Granger entre poupança e investimento na Bélgica e uma relação de causalidade de Granger da poupança para o investimento na Dinamarca, Alemanha e Luxemburgo no período de 1970 a 2008.

Ramakrishna e Rao (2012) investigaram a relação de longo prazo entre poupança e investimento para a Etiópia no período 1981-2009. Os resultados obtidos a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VEC) indicaram a ausência de relação de causalidade de Granger entre poupança e investimento, recomendando uma maior iniciativa entre as políticas fiscal e monetária para assegurar o equilíbrio entre recursos domésticos e financiamento na economia.

No caso brasileiro, a literatura é escassa, mas alguns estudos se destacam. Ao aplicar testes de exogeneidade sobre a correlação poupança doméstica e investimento em dados anuais cobrindo o período 1947 à 1995, Sachsida (1999) e Sachsida e Mendonça (2006) encontraram relação de causalidade de Granger unidirecional da razão investimento/PIB para a razão poupança/PIB, rejeitando-se a presença de exogeneidade forte. Silva Jr e Félix (2013) investigaram a relação entre as variáveis poupança e crescimento, assim como poupança e investimento, a partir de um painel balanceado com informações anuais de 18 países latino americanos, dentre eles o Brasil, entre o período 1980 e 2009. Os resultados obtidos indicaram relação de bicausalidade de Granger entre poupança e investimento neste grupo de países para o período analisado.

3. O Enigma de Feldstein-Horioka

Feldstein e Horioka (1980) propuseram como medida do grau de mobilidade de capitais a correlação entre poupança e investimento. Utilizaram, para tanto, uma amostra de 16 países da OCDE. Eles estimaram a seguinte regressão *cross-section*:

$$(I/Y)_i = a + b(S/Y)_i + \varepsilon \quad (1)$$

onde (I/Y) é a razão entre o investimento doméstico bruto e o produto nacional e (S/Y) é a razão entre a poupança doméstica bruta e o produto nacional. Já i é um índice de país, a e b representam parâmetros a serem estimados e ε é o termo de erro.

A hipótese nula do modelo é que em uma situação de perfeita mobilidade de capital b deve ser igual a zero. O parâmetro b é chamado de coeficiente de retenção de poupança, servindo como indicador do nível de mobilidade de capital internacional. Feldstein e Horioka (1980) obtiveram uma estimativa para b de 0,89, o que foi interpretado como indicação de que havia um baixo grau de mobilidade de capitais entre os países industrializados, contrariando o senso comum de que esses países tinham poucas restrições ao movimento de capitais. Além disso, obtiveram como evidência que poupança e investimento eram altamente correlacionados. A correlação estimada era, ainda, extremamente estável ao longo do tempo, a despeito da crença de que a mobilidade de capitais teria aumentado depois de meados dos anos 1970.

Já Bayoumi (1990) argumenta que a correlação poupança-investimento pode indicar que o governo utiliza as políticas fiscal e monetária para afetar o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos.

Murphy (1984), Obstfeld (1986) Dooley et al. (1987) e Wong (1990) também verificaram uma associação alta entre poupança e investimento para países industrializados menores e para países em desenvolvimento, embora as correlações estimadas fossem na média mais baixas. Contudo, as correlações estimadas eram também menores no período anterior a meados dos anos 1970, quando comparadas ao período posterior. A regularidade dos resultados fez com que a correlação poupança-investimento de Feldstein e Horioka se tornasse um dos mais importantes “puzzles” da macroeconomia internacional (OBSTFELD e ROGOFF, 2000). De fato, Apergis e Tsoumas (2009) verificaram que a maior parte da literatura encontrou uma forte correlação entre investimento e poupança, porém não foi capaz de validar a hipótese de mobilidade de capital.

Originalmente as regressões baseadas na equação (1) usaram médias de longo prazo das razões poupança e investimento para um conjunto de países. O argumento era de que, dado que I/Y e S/Y são pro-cíclicos, o uso de dados anuais implicaria um viés para cima no coeficiente b . Dados médios, desta forma, eliminariam os efeitos do ciclo econômico (BAYOUMI, 1990).

Diversos estudos também fizeram outras modificações ao utilizar-se da equação (1). Tesar (1991) e Sinn (1992) usaram variáveis em níveis. Já Feldstein (1983), Feldstein e Bachetta (1991) Bayoumi (1990) estimaram a equação em primeiras diferenças.

Para os países desenvolvidos, testes de cointegração foram feitos em Miller (1988), Leachman (1991), Haan e Siemann (1994), Arginón e Roldán (1994) e Apergis e Tsoumas (1997). Particularmente, Apergis e Tsoumas (1997) verificam que para a maioria dos países da União Européia é a poupança que causa o investimento. Já para países em desenvolvimento, Mishra et al (2010) verificaram que enquanto a cointegração proporciona evidências de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento, as séries temporais indicam que o investimento foi maior do que a poupança no período analisado para a Índia. Ainda, utilizando-se de técnicas de cointegração em painel, Bangake e Eggoh (2011) constataram para a África que investimento e poupança são não estacionários, apesar de serem séries cointegradas.

4. Estratégia empírica

4.1 Teste de raiz unitária com quebra endógena

Os testes tradicionais de raízes unitárias possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Perron demonstrou que existe um viés contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne *et al.* (2002) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e, portanto, sugerem uma transição suave para um novo nível. Assim, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não-linear geral $f(\theta)' \gamma$ é acrescentada ao termo determinístico μt do processo gerador de dados. Portanto, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)' \gamma + v_t \quad (2)$$

Onde θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

A mudança na função $f(\theta)'\gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Nesse sentido, Saikkonen e Lutkepohl (2002) e Lanne *et al.* (2002) propuseram um teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, apanhar a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. Valores críticos foram tabulados por Lanne *et al.* (2002).

4.2 Causalidade multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de z_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa z_t (GRANGER, 1969). O VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (3)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (3).

A causalidade de Granger da variável x para a variável y é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x Granger-cause a variável y .

Além da causalidade de Granger, nesse estudo duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções de impulso-resposta generalizadas (FIRG) e a análise da decomposição da variância do erro de previsão (ADV).

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG), desenvolvida por Koop, Pesaran e Potter (1996), e Pesaran e Shin (1998), é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR, diferentemente do método convencional, como apontado por Lutkepohl (1991). Portanto, há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (LÜTKEPOHL, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: (i) se todas as raízes do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1 (um); (ii) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1 (um), então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva e; (iii) se, ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (BIAGE, CORREA e NEDER, 2008).

5. Descrição dos dados e tratamento das variáveis

Os dados utilizados no estudo foram obtidos no sítio eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹ e no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)². A amostra é constituída de dados trimestrais abrangendo o primeiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2012.

A série do Produto Interno Bruto (PIB), em valores correntes (R\$ milhões), é a soma de todos os bens e serviços finais produzidos na economia (dentro do território nacional) durante determinado período de tempo. Já a série de Investimento Agregado, em valores correntes (R\$ milhões), corresponde à soma da formação bruta de capital fixo mais a variação de estoques das firmas nessa economia. Essas duas séries tem como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual).

Além disso, a série de Poupança Agregada, em valores correntes (R\$ milhões), corresponde à Poupança Nacional Bruta, obtida no IPEADATA, mas tendo como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - Sistema de Contas Nacionais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Anual).

É importante mencionar que o coeficiente de correlação entre poupança agregada e investimento agregado é alto ($\rho = 0,89$) no caso brasileiro para o período analisado.

O tratamento dos dados ocorreu da seguinte forma. Primeiro, os valores nominais das séries de investimento agregado, poupança agregada e PIB foram deflacionadas pelo Índice

¹ Disponível em: << <http://www.ibge.gov.br> >>

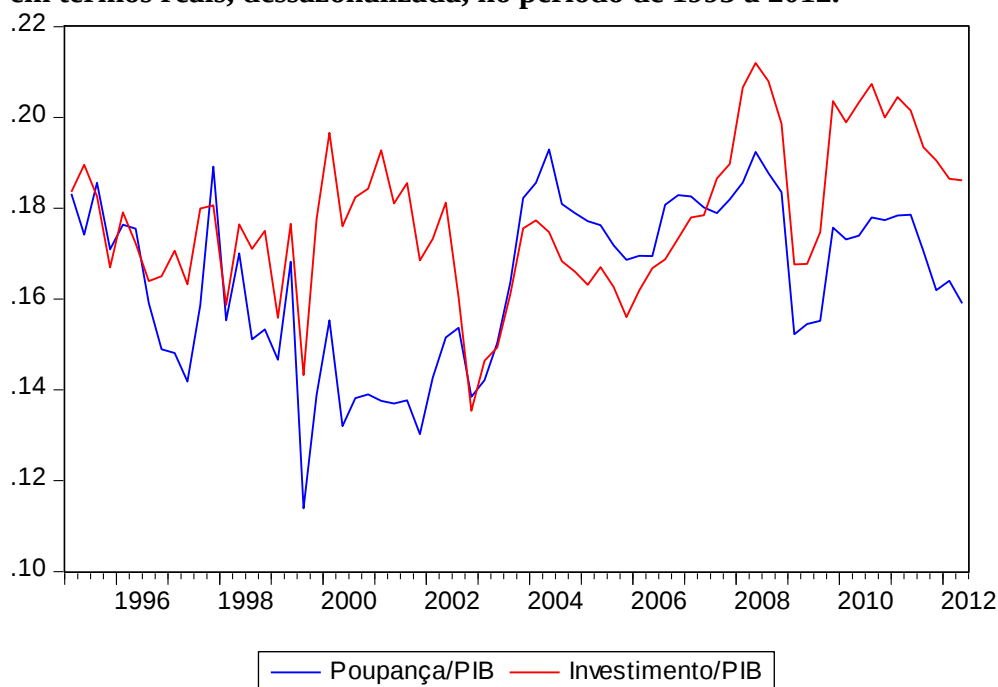
² Disponível em: << <http://www.ipeadata.gov.br> >>.

Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI, agosto de 1994 = 100) – o qual é calculado e divulgado originalmente pela Fundação Getúlio Vargas, Conjuntura Econômica (FGV/Conj. Econ. - IGP) e registra a inflação de preços desde matérias-primas agrícolas e industriais até bens e serviços finais³.

Em seguida, essas novas séries em termos reais são ajustadas sazonalmente pelo método Census X-12. O investimento bruto e a poupança nacional bruta são apresentados como a razão da poupança nacional bruta pelo PIB e a razão do investimento bruto pelo PIB, respectivamente. Na etapa final, essas duas novas séries são convertidas na forma de logaritmos naturais, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades.

A Figura 1 a seguir mostra a trajetória das variáveis Investimento/PIB e Poupança/PIB, em termos reais e dessazonalizadas. Nota-se um crescimento a níveis mais altos do investimento em relação à poupança.

Figura 1. Evolução das variáveis Poupança/PIB e Investimento/PIB, em termos reais, dessazonalizada, no período de 1995 a 2012.



Nota: Elaboração própria.

³ O IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) faz medições no mês cheio, de 1 a 30 ou 31 de cada mês. Ele é formado pelo IPA-DI (Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna), IPC-DI (Índice de Preços ao Consumidor - Disponibilidade Interna) e INCC-DI (Índice Nacional do Custo da Construção - Disponibilidade Interna), com pesos de 60%, 30% e 10%, respectivamente. O período de coleta dos três é o mesmo do IGP-DI.

6. Análise dos resultados

A Tabela 1 mostra os resultados utilizando o Teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002) com quebra estrutural endógena, considerando-se três tipos de quebra estrutural (*rational shift*, *dummy shift* e *exponential shift*). Constatou-se a existência de duas quebras estruturais endógenas: 1999:03 e 1999:04. No tocante às datas da quebra selecionadas, o ano de 1999 foi marcado pela mudança de regime cambial na economia brasileira. Sob pressão de uma violenta crise cambial, resultante de um ataque especulativo contra a moeda nacional, o governo brasileiro abandonou o regime de câmbio fixo e adotou o regime de câmbio flutuante. Com a adoção do regime de câmbio flutuante e a perda da âncora cambial como referencial de preços, o Banco Central passou a adotar, a partir de julho de 1999, o sistema de Metas de Inflação como regra para a política monetária.

Tabela 1. Teste SL de raiz unitária com quebra estrutural endógena

Variável	Modelo	Tipo de Quebra	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
$(i/y)_t$	C	<i>Rational Shift</i>	1999:04	-2,92**	-
$(i/y)_t$	C,T	<i>Rational Shift</i>	1999:04	-1,64	-
$(i/y)_t$	C	<i>Shift Dummy</i>	1999:04	-3,01**	-
$(i/y)_t$	C,T	<i>Shift Dummy</i>	1999:04	-2,67	-
$(i/y)_t$	C	<i>Exponential Shift</i>	1999:04	-2,93**	-
$(i/y)_t$	C,T	<i>Exponential Shift</i>	1999:04	-2,57	-
$(s/y)_t$	C	<i>Rational Shift</i>	1999:03	-2,62*	2
$(s/y)_t$	C,T	<i>Rational Shift</i>	1999:03	-2,90*	-
$(s/y)_t$	C	<i>Shift Dummy</i>	1999:03	-1,52	1
$(s/y)_t$	C,T	<i>Shift Dummy</i>	1999:03	-2,09	-
$(s/y)_t$	C	<i>Exponential Shift</i>	1999:03	-1,54	1
$(s/y)_t$	C,T	<i>Exponential Shift</i>	1999:03	-1,95	-

Notas: Elaboração própria.

1 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002) para os três tipos de quebra estrutural selecionada endogenamente: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

A variável Investimento/PIB se mostra estacionária em nível, ao nível de significância de 5%, considerando-se um modelo com constante apenas, em cada um dos três tipos de quebra estrutural. Já a variável Poupança/PIB é estacionária em nível, ao nível de significância de 10%, considerando-se modelo com constante, assim como modelo com

constante e tendência, no caso da quebra estrutural sendo definida como sendo uma *rational shift*. Logo, as duas séries são estacionárias em nível, ou seja, trata-se de séries $I(0)$, rejeitando-se a hipótese nula de presença de raiz unitária.

Os resultados do modelo VAR podem ser observados na Tabela 2. No caso da relação investimento/PIB como variável dependente, observa-se que os coeficientes estimados e diferenciados da relação investimento/PIB e da relação poupança/PIB - tanto na primeira quanto na segunda defasagem - são, individualmente, estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Tabela 2. Resultado do modelo VAR

	$(i/y)_t$	$(s/y)_t$
$(i/y)_{t-1}$	1,151519** [6,64651]	0,316572 [1,73745]
$(i/y)_{t-2}$	-0,429696** [-2,50260]	-0,528869** [-2,92883]
$(s/y)_{t-1}$	-0,528046** [-3,63582]	0,383293** [2,50945]
$(s/y)_{t-2}$	0,469131** [3,20756]	0,453869** [2,95071]
C	-0,603875** [-3,65638]	-0,673336** [-3,87661]
Dummy (1999:03)	-0,181798** [-2,90309]	-0,378532** [-5,74763]
Dummy (1999:04)	0,203488** [3,31629]	0,396265** [6,14065]
R ² Ajustado	0,604956	0,708128
Estatística F	18,10020	28,09213
Critério de Informação AIC	-2,721371	-2,620591
Teste de Jarque-Bera ⁽¹⁾		1,286583 (0,5256)
Teste LM de Autocorrelação ⁽²⁾		0,582623 (0,9650)
Teste de Heterocedasticidade de White ⁽³⁾		32,15520 (0,3603)

Nota: Séries na forma de logaritmo natural. Estatísticas-*t* entre colchetes. (**) significância a 5%. Número de observações incluídas após ajustamento: 68.

1 – Método de Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl). Valor obtido para o primeiro componente.

2 – Valor obtido para a segunda defasagem.

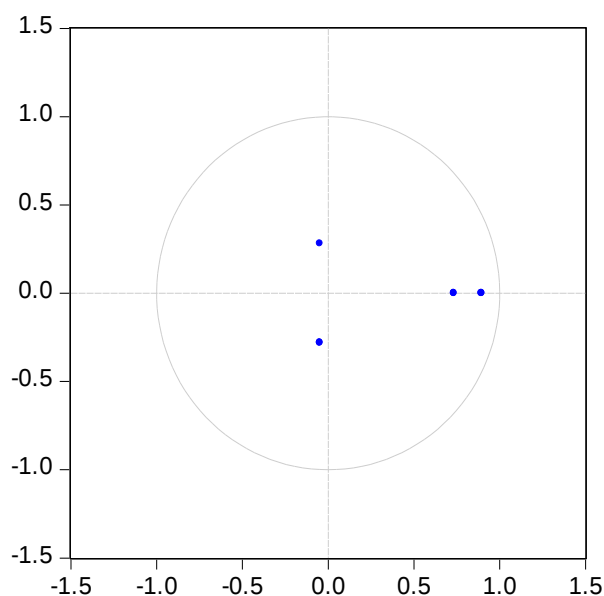
3 – Teste de Heterocedasticidade de White sem termos cruzados.

Já no caso da relação poupança/PIB como variável dependente, pode-se notar também um impacto estatisticamente significativo das defasagens da relação investimento/PIB e da relação poupança/PIB sobre a variável dependente, com a exceção da primeira defasagem da relação investimento/PIB. Ademais, as variáveis *dummies* que representam a mudança do regime cambial na economia brasileira também são, individualmente, estatisticamente significantes ao nível de 5%.

O resultado da estatística Jarque-Bera no primeiro componente é de 1,28 (valor-p = 0,5256), de modo que não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos do modelo VAR estimado. No tocante à hipótese nula de ausência de autocorrelação (Teste LM) de ordem k , em que k é o número de defasagens, é possível verificar por meio dos resultados apresentados na Tabela 2 que não se pode rejeitar a referida hipótese nula, considerando duas defasagens. No que se refere à hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nos resíduos (Teste de White), tem-se que não se pode rejeitar a hipótese nula, isto é, a homocedasticidade da variância dos resíduos está presente na estimação econométrica.

Ainda, em termos de estabilidade do modelo VAR, a Figura 2 e a Tabela 3 a seguir mostram que não há raiz fora do círculo unitário, o que significa que se trata de um modelo VAR que satisfaz a condição de estabilidade.

Figura 2. Raízes inversas do polinômio característico



Nota: Não há raiz fora do círculo unitário, de modo que VAR satisfaz a condição de estabilidade.

Tabela 3. Raízes do polinômio característicoVariáveis endógenas: i/y s/y

Variáveis exógenas: C Dummy (1999:03) Dummy (1999:04)

Especificação do lag : 1 2

Raíz	Módulos
0,895191	0,895191
0,733717	0,733717
-0,047048 - 0,280366i	0,284286
-0,047048 + 0,280366i	0,284286

Nota: Não há raiz fora do círculo unitário, de modo que VAR satisfaz a condição de estabilidade.

Por fim, a Tabela 4 reporta os resultados da análise obtidos através do Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald para Exogeneidade por Blocos aplicado aos dados brasileiros, permitindo identificar quais as variáveis que são fortemente exógenas. Assim como no Teste de Causalidade de Granger a hipótese nula é de não causalidade, a hipótese nula do Teste de Wald para Exogeneidade por Blocos é que a variável excluída não influencia o modelo (ENDERS, 2010). Em outras palavras, esse teste permite verificar também se algumas das variáveis incluídas no modelo como endógenas poderiam ser consideradas exógenas.

Tabela 4. Resultados do teste de causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade por bloco aplicado ao VAR

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes	
	$(i/y)_t$	$(s/y)_t$
$(i/y)_t$	-	10,8313*** (0,0044)
$(s/y)_t$	13,2233*** (0,0013)	-

Nota: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 68. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são testes χ^2 da Causalidade de Granger. (***) significância a 1%. Seleccionaram-se duas defasagens ótimas no VAR estimado pelos critérios: estatística teste LR modificada sequencial (LR); erro de previsão final (FPE); critério de informação de Akaike (AIC) e critério de informação de Hannan-Quinn (HQ). Inclusão de variáveis *dummies* de nível para o período 1999:03 e 1999:04.

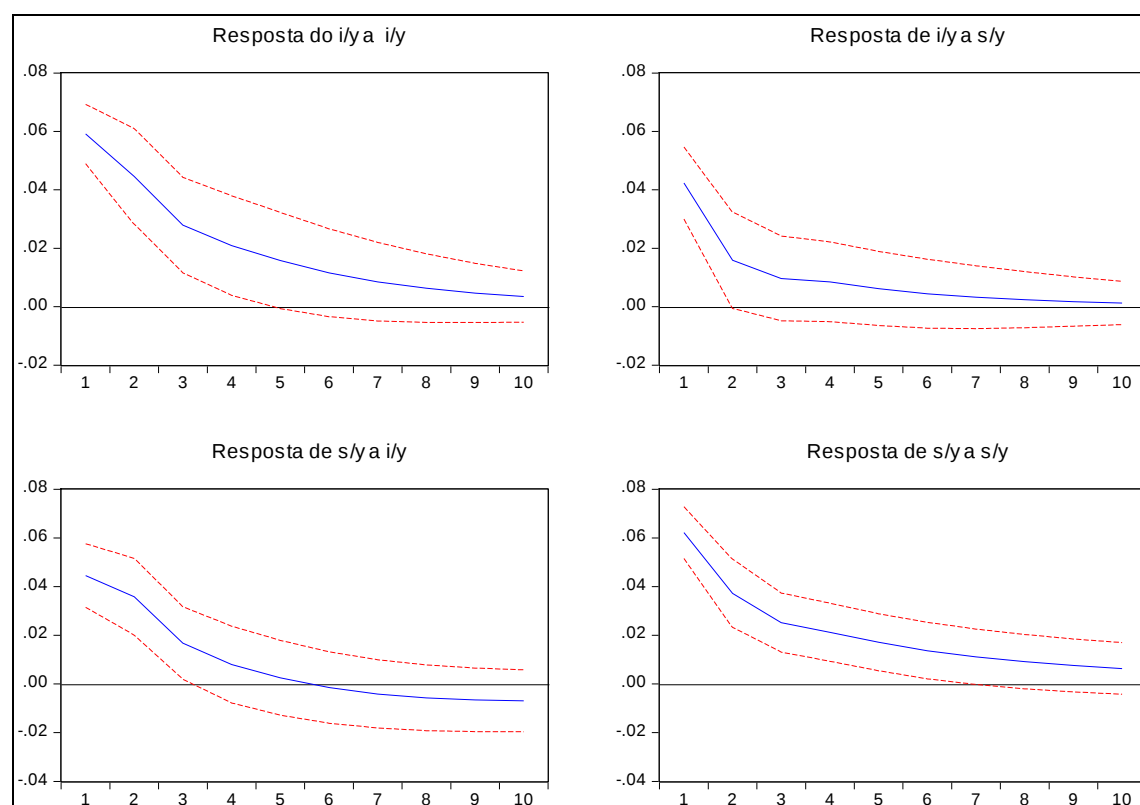
Observa-se uma relação de bicausalidade de Granger, ao nível de significância de 1%, entre poupança e investimento para a economia brasileira, sugerindo não apenas que as

decisões de política econômica em relação a essas duas variáveis devem ser tomadas conjuntamente, como também evidências da validade do enigma de Feldstein-Horioka. Esse resultado corrobora as evidências obtidas por Silva Jr e Felix (2013), mesmo que em períodos distintos ao deste estudo. Note que nenhuma das variáveis pode ser considerada exógena no sistema.

Em um contexto de VAR, embora a análise de causalidade de Granger seja bem propícia a essa investigação, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Isso é chamado de análise impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

A Figura 3 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas para o efeito provocado por um choque de um desvio padrão.

Figura 3. Função impulso-resposta generalizada



Nota: elaboração própria

Por exemplo, a resposta da relação investimento/PIB a um choque de um desvio-padrão generalizado na relação poupança/PIB é positiva ao longo de 10 trimestres. Ademais,

a resposta da relação poupança/PIB a uma inovação de um desvio-padrão generalizado na relação investimento/PIB é positiva até o quinto trimestre, tornando-se negativa logo em seguida, em outras palavras, a resposta da taxa de poupança a um choque inesperado na taxa de investimento é mais significativo ao longo dos períodos do que o contrário.

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão. Ela é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável. Essa ferramenta fornece a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. A Tabela 5 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância.

Tabela 5. Decomposição da variância

Decomposição da Variância de i/y:			
Período	S.E.	i/y	s/y
1	0,059116	100,0000	0,000000
2	0,077499	91,25603	8,743968
3	0,083692	89,36968	10,63032
4	0,086772	88,95143	11,04857
5	0,088495	88,69975	11,30025
6	0,089419	88,54860	11,45140
7	0,089918	88,46634	11,53366
8	0,090192	88,41921	11,58079
9	0,090343	88,39119	11,60881
10	0,090427	88,37432	11,62568

Decomposição da Variância de s/y:			
Período	S.E.	i/y	s/y
1	0,062172	51,27295	48,72705
2	0,073635	60,16006	39,83994
3	0,077828	58,49088	41,50912
4	0,081318	54,52880	45,47120
5	0,084259	50,87744	49,12256
6	0,086876	47,88790	52,11210
7	0,089276	45,56136	54,43864
8	0,091438	43,81915	56,18085
9	0,093346	42,53969	57,46031
10	0,095001	41,60594	58,39406

Ordenamento de Cholesky: i/y s/y			
----------------------------------	--	--	--

Nota: elaboração própria. “S.E.” significa erro-padrão (*standard error*)

Note que, decorridos 10 trimestres, a trajetória da razão investimento/PIB é afetada pelo seu próprio comportamento (88,37%). Dito de outro modo, variações na razão poupança/PIB explicariam apenas 11,63% da variabilidade da razão investimento/PIB.

Por outro lado, decorridos 10 trimestres, 58.39% da variabilidade da razão poupança/PIB é explicada por ela mesma, ao passo que o restante 41,61% de sua variabilidade seria explicado pelo comportamento da razão investimento/PIB. Portanto, os resultados indicam maior dependência da taxa de poupança em relação à taxa de investimento, do que o contrário.

7. Conclusão

Uma ampla literatura teórica e empírica tem se dedicado a investigar a relação de causalidade entre poupança e investimento em nações industrializadas, assim como em países em desenvolvimento, uma vez que se tratam de duas variáveis macroeconômicas importantes na determinação do crescimento econômico e o desenvolvimento de uma nação. Enquanto que, no campo teórico, o exista um conflito entre teoria keynesiana (heterodoxia) e os postulados neoclássicos (ortodoxia), evidências empíricas tem trazidos resultados importantes sobre a validade do enigma de Feldstein-Horioka.

Sob o aspecto teórico, os postulados neoclássicos indicam que uma aumento da poupança levaria a uma redução na taxa de juros, incentivando os investidores a demandarem mais fundos disponíveis e, portanto, resultaria em um aumento dos investimentos. Contudo, a teoria keynesiana argumenta que um aumento no investimento leva a um aumento no produto e na renda da economia que, por sua vez, aumentaria a poupança.

Sob o aspecto empírico, Feldstein-Horioka (1980) encontraram um alto coeficiente de correlação entre poupança e investimento domésticos nos países da OCDE no período de 1960-1974, tornando-se, assim, um enigma em busca de uma explicação, uma vez que, em um mundo com crescente mobilidade de capitais entre nações, seria de se esperar que o investimento doméstico estaria desconectado da poupança doméstica de uma nação.

Conforme argumentou Sachsida (1999), “(...) 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”.

Em diversas nações em desenvolvimento, a poupança possui um efeito defasado na demanda por investimento necessária para o desenvolvimento econômico acelerado, surgindo, assim, um hiato. Contudo, a mobilidade de capitais entre países tende a preencher esse hiato entre poupança e investimento. Mas o estudo de Feldstein-Horioka sobre poupança e investimento nos países da OCDE indicou a existência de uma mobilidade de capital limitada entre as nações. Desde então, diversos estudos tem oferecido explicações alternativas sobre a relação de causalidade entre poupança e investimento, bem como sobre a relação dessas duas variáveis com a mobilidade de capitais (AFZAL, 2007).

Esse estudo investigou a relação entre poupança e investimento no Brasil durante o período 1995 a 2012. Os resultados obtidos de um modelo VAR com quebras estruturais indicam relação de bicausalidade de Granger, sugerindo não apenas que as decisões de política econômica sobre essas duas variáveis devem ser tomadas conjuntamente, como também evidências da validade do enigma de Feldstein-Horioka. Além disso, observa-se que a resposta da taxa de poupança a um choque inesperado na taxa de investimento é mais significativa ao longo dos períodos, assim como maior dependência da taxa de poupança em relação à taxa de investimento.

O enigma de Feldstein-Horioka ainda continua sendo tema não consensual na literatura empírica sobre o caso brasileiro. Apesar de este estudo trazer novas evidências sobre esse assunto, é importante sugerir que, em pesquisas futuras, a agenda de pesquisa proponha que se investigue outros canais de transmissão que possam explicar o enigma de Feldstein-Horioka para o caso brasileiro, por exemplo, o grau de abertura com o mercado internacional, assim como o regime cambial e o comportamento do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos.

Referências

AFZAL, M. Savings and investment in developing countries: Granger causality test. *The Philippine review of economics*, v. 44, n. 2, p. 99-110, 2007.

ALEXIOUS, C. An Econometric Investigation into the Macroeconomic Relationship between Investment and Saving: Evidence from the EU Region. *International Review of Applied Economics*, v. 18, n. 1, p. 93-102, 2004.

ANORUO, E. Saving-Investment Connection: Evidence from the Asean Countries. *American Economist*, v. 45, n. 1, p. 46-53, 2001.

ARGINON, I.; ROLDAN, J. Saving, investment and international capital mobility in E. C. countries. *European Economic Review*, v. 38, p. 59-67, 1994.

APERGIS, N.; TSOUMAS, C. The relationship between saving e finance: theory e evidence from E.U. countries. *Research in Economics*. Elsevier, v. 51, n. 4, p. 333-358, 1997.

APERGIS, N.; TSOUMAS, C. A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done e where we stand. *Research in Economics*. Elsevier, v. 63, n. 2, p. 64-76, 2009.

BAYOUMI, T. Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior? *International Monetary Fund Staff Papers*, v. 37, p. 360-387, 1990.

BANGAKE, C.; EGGOH, J. The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: A panel cointegration analysis. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 28, n. 3, p. 939-947, 2011.

BASÍLIO, F. Neoclássicos versus keynesianos e a crise. *Valor Econômico*, São Paulo, 26 dez. 2008.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. *Economia*, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan./abr. 2008.

DOOLEY, M.; FRANKEL, J.; MATHIESON, D. International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us. *International Monetary Fund Staff Papers*, v. 34, p. 503-530, 1987.

ENDERS, W. Applied econometric time series – third edition. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

ESSO, L. J.; KEHO, Y. The savings-investment relationship: cointegration and causality – Evidence from UEMOA countries. *International Journal of Economics and Finance*, v. 2, n. 1, 2010.

EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.

FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, v. 90, p. 314-329, 1980.

FELDSTEIN, M. Domestic Saving e International Capital Movements in the Long Run e in the Short Run. *European Economic Review*, Elsevier, v. 21, n.1-2, p. 129-151, 1983.

FELDSTEIN, M.; BACCHETTA, P. National Saving e International Investment. In *National Saving e Economic Performance*, edited by D. Bernheim e J. Shoven. Chicago: University of Chicago Press, p. 201-220, 1991.

GRANGER, C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, Econometric Society, v. 37, n. 3, p. 424-38, 1969.

HAAN, J.; SIERMANN, C.L.J. Saving, investment and capital mobility: a comment on Leachman. *Open Economies Review*, v. 5, p. 5-17, 1994.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, v.23, p. 667-685, 2002.

LEACHMAN, L.L. Saving, investment e capital mobility among OECD countries. *Open Economies Review*, v. 2, p. 137-163, 1991.

LÜTKEPOHL, H. *Introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer, 1991.

MILLER, S. Are saving and investment cointegrated? *Economic Letters*, v. 27, p. 31-34, 1988.

MISHRA, P., DAS, J.; MISHRA, S. The Dynamics of Savings and Investment Relationship in India. *European Journal of Economics, Finance e Administrative Sciences*, v.18: 163-172, 2010.

MURPHY, R. G. Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, v. 3, p. 327-342, 1984.

OBSTFELD, M. Capital Mobility in the World Economy: Theory e Measurement. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 1-24, 1986.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, R. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: is There a Common Cause? NBER Working Paper 7777, 2000.

ONAFOWARA, O.; OWOYE, O.; HUART, F. The Temporal Relationship between Saving and Investment: Evidence from Advanced EU Countries. *International Journal of Business and Social Science*, v. 2, n. 2, p. 1-12, 2011.

PALLEY, T. I. The saving-investment nexus: why it matters and how it works. *Center for Economic Policy Analysis Working Paper* n. 1, 1996.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root Hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

RAMAKRISHNA, G.; RAO, S. V. The long run relationship between savings and investment in Ethiopia: a cointegration and ECM approach. *Developing Country Studies*, v. 2, n. 4, 2012.

SACHSIDA, A. Testes de exogeneidade sobre a correlação poupança doméstica e investimento. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, *Texto para Discussão* n. 659, Brasília, 1999.

SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. Domestic saving and investment revised: can the Feldstein-Horioka equation be used for policy analysis? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, *Texto para Discussão* n. 1158, Rio de Janeiro, 2006.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

SILVA JR., G. G.; FELIX, R. N. Novas evidências sobre poupança, investimento e crescimento econômico na América Latina. *Revista Economia & Tecnologia (RET)*, v. 9, n. 2, p. 25-35, abr./jun. 2013.

SINHA, D. Saving-investment relationships for Japan and other Asian countries. Japan and the World Economy, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 1-23, 2002.

SINN, S. Saving-Investment Correlations e Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *Economic Journal*, September, v. 102, p. 1162-1170, 1992.

TESAR, L. Saving, Investment, e International Capital Flows. *Journal of International Economics*, v. 31, n. 1, p. 55-78, 1991.

WONG, D. What Do Saving-Investment Relationships Tell Us About Capital Mobility? *Journal of International Money e Finance*, v.9, n. 1, p. 60-74, 1990.