

Correlação poupança-investimento: indicador de mobilidade de capitais ou de solvência?

Fabiana Rocha, Universidade de São Paulo

Maria Beatriz Zerbini, MFS Investment Management

Resumo : O objetivo deste artigo é usar a literatura que avalia a condição de sustentabilidade externa para reavaliar a equação original de Feldstein e Horioka. Chega-se a conclusão de que a correlação poupança-investimento calculada com base em “cross-sections” mede o coeficiente dado pela restrição de solvência e não o grau de mobilidade de capitais. Modelos de correção de erros seriam uma alternativa capaz de distinguir entre a correlação de longo prazo, que reflete solvência, e a correlação de curto prazo que poderia medir mobilidade de capitais. A aplicação destes modelos a um painel de 29 países em desenvolvimento indicam a presença de um grau intermediário de mobilidade de capitais.

Palavras-chave : solvência, mobilidade de capitais, países em desenvolvimento.

Classificação JEL : F2, F3.

Área Anpec : Economia Internacional e Finanças.

Abstract : The purpose of this paper is to use the literature which evaluates the external sustainability condition to evaluate the original equation of Feldstein and Horioka. We conclude that the saving-investment correlation calculated using cross-sectional data measures the solvency condition instead of the degree of capital mobility. Error-correction models could be an alternative to distinguish between the long-run correlation, which reflects solvency, and the short-run correlation which could measure capital mobility. Applying these models to a panel of 29 developing countries we obtain evidence of an intermediate degree of capital mobility.

Key words : solvency, capital mobility, developing countries.

JEL Classification : F2, F3.

Correlação poupança-investimento: indicador de mobilidade de capitais ou de solvência?

Fabiana Rocha, Universidade de São Paulo
Maria Beatriz Zerbini, MFS Investment Management

1. Introdução

Feldstein e Horioka (1980) sugeriram como medida do grau de mobilidade de capitais a correlação entre a poupança e o investimento. Com base numa amostra de 16 países da OCDE obtiveram evidência de que poupança e investimento eram altamente correlacionados e concluíram que o grau de mobilidade de capitais em países industrializados era baixo, contrariando o senso comum de que esses países tinham poucas restrições ao movimento de capitais. Além disso, a correlação estimada era extremamente estável ao longo do tempo, a despeito da crença de que a mobilidade de capitais teria aumentado depois de meados dos anos 70. Murphy (1984), Obstfeld (1986), Dooley et al. (1987) e Wong (1990) também encontraram evidência de uma associação alta entre poupança e investimento para países industrializados menores e países em desenvolvimento, embora as correlações estimadas fossem na média mais baixas. As correlações eram, contudo, também menores no período anterior a meados dos anos 70 do que no período posterior. A regularidade dos resultados fez com que a correlação poupança-investimento de Feldstein e Horioka se tornasse um dos mais importantes “puzzles” em Macroeconomia Internacional (Obstfeld e Rogoff, 2000)

Uma parte da literatura procurou, então, apresentar argumentos tentando conciliar uma alta correlação entre poupança e investimento e um alto grau de mobilidade de capitais. Os primeiros envolvem a endogeneidade da poupança, implicando que outros fatores poderiam produzir uma correlação entre poupança e investimento mesmo na presença de mobilidade de capitais. Exemplos destes fatores exógenos são: prociclicidade da poupança e do investimento, crescimento populacional (Summers (1988), Obstfeld (1986)), produtividade e outros choques (Obstfeld (1986)), a presença de consumo de bens não comercializáveis (Murphy (1986) e Wong (1990)) e a reação do Governo ao desequilíbrios em conta corrente (Summers (1988), Wong (1990)). Para lidar com este problema de endogeneidade, Feldstein e Horioka (1980), Feldstein (1983), Tesar (1991), por exemplo, trabalharam com a média dos dados ao longo do tempo a fim de eliminar a influência do ciclo econômico. Summers (1988) e Feldstein e Bacchetta (1991), por sua vez, adicionaram a variável na regressão. Finalmente, Feldstein e Horioka (1980), Frankel (1986, 1991), e Dooley et al. (1987) usaram variáveis instrumentais. Os segundos dizem respeito ao efeito resultante do tamanho do país. Se um país é grande o suficiente para afetar a taxa de juros mundial, um aumento na poupança nacional reduziria a taxa de juros mundial e, conseqüentemente, aumentaria o investimento doméstico (Murphy, 1984). Além disso, “larger countries are more diversified and do not need to borrow abroad in the event of shock declines” (Harberger (1980)).

Uma outra parte da literatura procurou basicamente questionar a correlação poupança-investimento enquanto um indicador de mobilidade de capitais. É dentro desta segunda vertente da literatura que este artigo se insere. Para tanto procura-se discutir o coeficiente de correlação entre poupança e investimento a partir de modelos de equilíbrio geral intertemporais. Sinn (1992) mencionou esses modelos para criticar as regressões de “cross-section” tradicionalmente usadas para testar a correlação poupança-investimento. Numa economia sem crescimento, os saldos em conta corrente quando somados devem ser iguais a zero, ou seja, déficits em conta corrente devem ser seguidos em algum momento

por superávits em conta corrente de forma que a restrição orçamentária intertemporal seja atendida. Dado que o saldo em conta corrente é contabilmente igual à diferença entre poupança e investimento e que a média da poupança e do investimento ao longo do tempo devem ser aproximadamente iguais pela restrição orçamentária, regressões de “cross-section” implicariam um viés para cima na correlação investimento-poupança. O correto, então, seria estimar a correlação poupança-investimento para países individualmente com base em séries temporais.¹

Utiliza-se aqui explicitamente um modelo intertemporal para avaliar uma questão mais crucial, qual seja, a de se a correlação poupança-investimento contém efetivamente informação sobre mobilidade de capitais. Dado que as regressões de “cross-section” somente podem ser vistas como relações de longo prazo, acredita-se que esta estrutura teórica é a referência correta para avaliar (ou reavaliar) a formulação original de Feldstein e Horioka. Para tanto recorre-se a uma literatura não relacionada que avalia econometricamente a condição de solvência ou sustentabilidade externa a partir da condição de transversalidade de modelos intertemporais de economia aberta (Husted (1992), Sawada (1994), Ahmed e Rogers (1995)). Com base nesta literatura é possível fazer uma releitura da equação original de Feldstein e Horioka e argumentar que a associação entre poupança e investimento não é um indicador de mobilidade de capitais mas uma medida de solvência e, portanto, não existe qualquer “puzzle”. Coakley et al. (1996), usando uma versão linear do modelo sugerido por Feldstein (1983), chegaram a esta mesma conclusão.

O artigo está organizado da seguinte maneira. A segunda seção apresenta a equação original de Feldstein e Horioka e discute as diferentes especificações econométricas que têm sido utilizadas para estimá-la. A terceira seção mostra que os testes de solvência/sustentabilidade derivados de modelos intertemporais são equivalentes ao teste de mobilidade de capitais dado pela correlação poupança-investimento. A quarta seção apresenta os resultados empíricos. Para aumentar o poder dos testes de raiz unitária e cointegração explora-se a estrutura de painel de uma amostra de 29 países em desenvolvimento ao longo do período 1960-1996.² Escolhe-se trabalhar com países em desenvolvimento porque as evidências existentes para esses países são muito menores do que as disponíveis para os países desenvolvidos. A quinta seção discute como seria possível utilizar ainda a regressão de Feldstein e Horioka para mensurar mobilidade de capitais. A sexta seção apresenta as conclusões.

2. A equação de Feldstein-Horioka e suas diferentes especificações econométricas

Feldstein e Horioka (1980) propuseram avaliar o grau de mobilidade de capitais através da correlação entre poupança e investimento, estimando a seguinte regressão de “cross-section”:

¹ As correlações poupança-investimento estimadas com dados anuais são mais baixas e variáveis do que as obtidas com dados de “cross-section”.

² As estimativas com dados em painel foram utilizadas com êxito por microeconomistas que, em geral, trabalham com um grande número de “cross-sections” (N grande) e um pequeno número de observações temporais (T pequeno). Macroeconomistas, contudo, usam número razoável de observações temporais (T grande). Para estes casos, o estudo da estacionariedade das séries é uma questão importante. Recentemente técnicas de dados de painel e séries temporais foram unidas, permitindo aos macroeconomistas trabalharem mais confortavelmente com painéis.

$$(I/Y)_i = a + b(S/Y)_i + u_i \quad (2.1)$$

onde (I/Y) é a razão entre o investimento doméstico bruto e o produto nacional bruto (PNB), (S/Y) é a razão entre a poupança doméstica bruta e o produto nacional bruto, i é um índice de país, a e b representam parâmetros a serem estimados e u é o termo de erro. Para países pequenos, b deveria ser próximo de zero sob a hipótese de perfeita mobilidade de capitais. Quando b é igual a zero não existe relação entre poupança doméstica e investimento doméstico. Por outro lado, se b é grande, o capital deve ser bastante imóvel. Se b é igual a 1, por exemplo, então toda a poupança adicional é usada para financiar o investimento doméstico.

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 procíclicos, o uso de dados anuais implicaria um viés para cima no coeficiente b . Dados médios, então, eliminariam os efeitos do ciclo econômico (ver, entre outros, Bayoumi (1990)).

Usando uma amostra de países da OECD Feldstein e Horioka (1980) obtiveram uma estimativa para b de 0,89, o que foi interpretado como indicação de um baixo grau de mobilidade de capitais entre os países industrializados.

A equação (2.1) também foi estimada usando séries de tempo. O uso de séries de tempo ao invés de “cross-sections” traria duas vantagens. Primeiro, evitaria o problema de viés de seleção de amostra típico dos estudos de “cross-section” (Wong, 1990). Segundo, evitaria o viés contra mobilidade de capitais resultante da correlação entre poupança e investimento introduzida pelos dados médios num contexto intertemporal (Sinn, 1992).

Frankel (1986,1991), Tesar (1991) e Sinn (1992) usaram variáveis em níveis:

$$(I/Y)_t = a + b(S/Y)_t + u_t \quad (2.2)$$

Feldstein (1983), Feldstein e Bachetta (1991)³ e Bayoumi (1990) estimaram a equação em primeiras diferenças:

$$D(I/Y)_t = a + bD(S/Y)_t + u_t \quad (2.3)$$

Bayoumi (1990) trabalhou com as primeiras diferenças para tornar as séries estacionárias. Contudo, a menos que exista uma relação de longo prazo entre poupança e investimento, a equação em diferenças está mal especificada (ela é sobreidentificada).

Mais recentemente, as regressões entre poupança e investimento usando séries de tempo começaram a ser estimadas a partir de técnicas de raiz unitária e cointegração.

³ Feldstein e Bachetta (1991) também usaram diferentes especificações em que a razão investimento/PNB reage à diferença entre a razão investimento/PNB e a razão poupança/PNB em períodos anteriores. Como observado por Jansen (1996) “Esta especificação restringe a correlação de curto prazo entre a taxa de poupança e a taxa de investimento a zero e então impõe limitações à estrutura dinâmica. Como parece duvidoso que os dados justifiquem esta restrição, a equação deles também é mal especificada”. (p. 121)”.

Com dados temporais é necessário inicialmente verificar se I/Y e S/Y são não estacionários. Se este é o caso, ou seja, I/Y e S/Y são $I(1)$, o teste de Feldstein e Horioka implica que S/Y e I/Y são cointegrados com vetor de cointegração $(1,-1)'$ (Gundlach e Sinn, 1992). Para países desenvolvidos testes de cointegração foram feitos em Miller (1988), Leachman (1991), De Haan e Siermann (1994), e Argimón e Roldán (1994). Argimón e Roldán utilizaram os testes de cointegração de Johansen e os artigos restantes utilizaram os testes de cointegração de Engle-Granger para diferentes países. Leachman (1991) constatou que poupança e investimento não são cointegrados para nenhum dos 23 países da OECD. Haan e Siermann (1994) argumentam que este resultado é consequência do tamanho da amostra (somente 25 anos). Quando séries maiores são utilizadas, a cointegração é encontrada em 4 de 7 países da OECD. Argimón e Roldán (1994) analisaram 8 países europeus e concluíram que poupança e investimento são cointegrados para 5 países e que a causalidade de longo prazo é da poupança para o investimento, ou seja, a quantidade de poupança é que restringe o investimento.

Estudos para países em desenvolvimento não levam em conta explicitamente a questão da cointegração. Mamingi (1997) e Montiel (1994) trabalharam com as primeiras diferenças das razões poupança e investimento, mas simplesmente assumiram que essas são cointegradas dado que a condição de solvência não permite que poupança e investimento se desviem permanentemente⁴.

Além disso, a hipótese de que S/Y e I/Y são cointegrados com vetor de cointegração $(1,-1)$ implica que a combinação linear $S/Y - I/Y$ é $I(0)$. Dado que por definição a conta corrente é igual à diferença entre poupança e investimento, se não é possível rejeitar a hipótese de não estacionariedade da conta corrente pode-se concluir que existe mobilidade de capitais. Bagnai e Manzocchi (1996) evitaram impor a hipótese de cointegração e investigaram se o saldo em conta corrente de 37 em países em desenvolvimento era estacionário ou não. Os resultados indicaram que em 14 destes 37 países existe algum grau de mobilidade.

3. Correlação poupança-investimento e solvência da conta corrente

Seguindo a vasta literatura sobre a possibilidade de déficits orçamentários permanentes do Governo⁵, alguns trabalhos que investigam a tendência de longo prazo da conta corrente apareceram. Nestes solvência é entendida como a habilidade de um país gerar superávits suficientes no futuro para repagar a sua dívida existente, ou seja, o valor presente descontado dos saldos em conta corrente deve ser igual ao valor do estoque da dívida. Por outro lado, uma trajetória de déficits em conta corrente seria considerada sustentável quando a mudança esperada para reverter a balança comercial para uma posição

⁴ Mamingi (1997) estimou uma versão de séries de tempo da equação (1) adotando o estimador “fully modified OLS” (Phillips e Hansen, 1990). Montiel (1994) estimou uma versão de correção de erros da regressão de Feldstein-Horioka. Uma especificação simples é escolhida, dado o pequeno número de observações: a primeira diferença da razão do investimento é regredida em uma constante, no resíduo defasado da regressão de cointegração e na primeira diferença da razão da poupança. Montiel estimou, ainda, as especificações dadas em (2.2) e (2.3). As regressões foram feitas utilizando-se mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais.

⁵ Ver, por exemplo, Hamilton and Flavin (1986), Wilcox (1989), Trehan e Walsh (1991), Hakkio e Rush (1991) para os Estados Unidos. Para o Brasil ver Pastore (1995), Rocha (1997), Issler e Lima (2000) e Luporini (2000).

consistente com solvência ocorresse sem mudanças drásticas nas políticas correntes e/ou crise externa (Corsetti, Pesenti e Roubini (1998a, 1998b) e Milesi-Ferreti e Razin (1996a, 1996b)).

Trehan e Walsh (1991) argumentam que se a mudança no estoque dos ativos domésticos mantidos por estrangeiros é estacionária, então os déficits externos são sustentáveis. Usando dados de 1947 a 1987 eles não são capazes de rejeitar não estacionariedade para a dívida americana. Husted (1992), por outro lado, argumenta que se exportações e importações (incluindo pagamentos de juros externos) são cointegrados, então a restrição orçamentária intertemporal é atendida. Para o período 1960-1989 não é possível achar evidência de cointegração. O teste de solvência de Ahmed e Rogers (1995) envolve cointegração entre exportações, importações e pagamentos líquidos de juros externos com vetor (1,-1,-1). Para os Estados Unidos e Reino Unido eles concluem que a restrição de valor presente é atendida quando a amostra completa é considerada. Finalmente, Sawada (1994) testa solvência para 13 países altamente endividados. Para o Brasil, durante o período 1955-1990, há indicação de insolvência. Outros estudos para o Brasil são Ponta (1996) e Rocha e Bender (2000) que também concluem que as condições para o equilíbrio orçamentário intertemporal não são satisfeitas.

O objetivo dessa seção é usar os mesmos modelo intertemporais que deram origem aos testes de sustentabilidade/solvência e para reinterpretar os testes da correlação investimento-poupança. Apesar da distinção entre sustentabilidade e solvência ressaltados anteriormente, os dois conceitos serão utilizados indistintamente no restante do artigo.⁶

Suponha uma economia aberta com horizonte infinito que consome um único bem. O agente representativo maximiza:

$$U_t = \lim_{s \rightarrow \infty} \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s) \quad (3.1)$$

onde U é a utilidade, C é o consumo e β é a taxa de desconto intertemporal.

Para simplificar assume-se que a taxa de juros mundial r é constante ao longo do tempo. O produto (Y) em cada período é determinado pela função de produção $Y = AF(K)$, onde A é um coeficiente de produtividade que varia exogenamente e $F(K)$ tem as propriedades usuais. A economia começa no período t com estoque de capital K_t e ativos externos líquidos B_t acumulados no passado.

A identidade da conta corrente (CA) (de novo assumindo uma taxa de juros constante) estabelece que:

⁶ O mesmo procedimento é usado na literatura que discute desequilíbrios fiscais. Contudo, como argumentaram Milesi-Ferreti e Razin (1996a, 1996b) “the definition of sustainability based on solvency conditions is simple for fiscal imbalances, given that these can be associated (at least to some degree) with direct policy decisions on taxation and government expenditure. Defining sustainability is more complex in the case of current account imbalances, given that these reflect the interaction between savings and investment decisions of foreign investors. While government decisions can, to a first approximation, be taken as given, private sector decisions are going to depend on their perceptions regarding future government actions. Furthermore, a key relative price, the exchange rate, is a forward-looking variable that by definition depends on the future evolution of policy variables”.

$$CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t + rB_t - C_t - G_t - I_t \quad (3.2)$$

onde $I_t = K_{t+1} - K_t$ é o investimento e G são os gastos do Governo.

Rearranjando termos tem-se:

$$(1+r)B_t = C_t + G_t + I_t - Y_t + B_{t+1} \quad (3.3)$$

Fazendo iterações sucessivas de (3.3) para a frente obtém-se:

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (C_s + I_s) + \left(\frac{1}{1+r}\right)^T B_{t+T+1} = (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - G_s) \quad (3.4)$$

A fim de encontrar as condições necessárias para maximização de U_t na equação (3.1) simplesmente substitui-se os níveis de consumo em (3.1) usando a identidade da conta corrente e obtém-se:

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} b^{s-t} u[(1+r)B_s - B_{s+1} + A_s F(K_s) - (K_{s+1} - K_s) - G_s] \quad (3.5)$$

Maximizando com relação a B_{s+1} e K_{s+1} resulta em:

$$u'(C_s) = (1+r)bu'(C_{s+1}), \quad (3.6)$$

$$A_{s+1}F'(K_{s+1}) = r \quad (3.7)$$

A condição (3.6) é a equação Euler de consumo e a condição (3.7) é a igualdade entre o produto marginal do capital e a taxa de juros mundial.

A condição de transversalidade

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^T B_{t+T+1} = 0 \quad (3.8)$$

deve sempre valer para um indivíduo maximizador. Ela é equivalente a:

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (C_s + I_s) = (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - G_s) \quad (3.9)$$

ou

$$-B_t = \sum_{s=t}^{\infty} (1+r)^{-(s-t)-1} (Y_s - G_s - C_s - I_s) \quad (3.10)$$

Se o termo no limite em (3.8) fosse negativo, a economia estaria consumindo e investindo mais que o valor presente do seu produto num montante que nunca converge a zero. A economia estaria sistematicamente usando dívida nova para pagar dívida velha ao invés de transferir recursos reais aos seus credores através de $C + I < Y - G$. Tal esquema

Ponzi, porém, não é possível indefinidamente. Se o termo no limite em (3.8) fosse , por outro lado, positivo, o valor presente dos recursos seria menor que o valor presente do produto e os consumidores domésticos poderiam aumentar sua utilidade consumindo mais. Somente quando o termo no limite é exatamente igual a zero a economia está usando, assintoticamente, exatamente os recursos que sua restrição orçamentária permite.

Uma maneira útil de interpretar a equação (3.10) é fazer $Y_s - C_s - G_s = S_s$, onde S é a poupança. Uma vez que numa economia com investimento $CA_s = S_s - I_s$, a equação (3.10) se torna:

$$-B_t = \sum_{s=t}^{\infty} (1+r)^{-(s-t)-1} (S_s - I_s) \quad (3.11)$$

ou

$$-B_t = \sum_{s=t}^{\infty} (1+r)^{-(s-t)-1} (CA_s) \quad (3.12)$$

Se o país satisfaz sua restrição orçamentária intertemporal, o valor presente descontado dos saldos em conta corrente deve ser igual à quantidade necessária para reparar o principal e os juros sobre sua dívida inicial. Quando isso ocorre tem-se solvência externa.

Se DS_s e DI_s são processos estacionários, é possível demonstrar que a seguinte relação de cointegração implica sustentabilidade/solvência externa :⁷

$$S_s = a + bI_s + u_s$$

A hipótese nula é $b = 1$ e u_s estacionário. Em outras palavras, se poupança e investimento são não estacionários, a hipótese nula é $b = 1$ e poupança e investimento cointegrados com vetor de cointegração $(1,-1)$. Este teste é relacionado ao teste da estacionariedade do déficit em conta corrente. Este teste é relacionado ao teste de $b = 1$ porque o déficit em conta corrente restringe os parâmetros da regressão de cointegração a $a = 0$ e $b = 1$.

Mas estes, obviamente, são idênticos aos testes da equação original de Feldstein e Horioka (1980) feitos pela abordagem de raiz unitária e cointegração. Isto porque a equação de regressão original, estimada com as variáveis em níveis, simplesmente ignora a dinâmica intertemporal enfatizada pelos modelos teóricos e consiste, portanto, numa relação de longo prazo. No longo prazo, como discutido anteriormente, a poupança e o investimento estão amarrados pela restrição orçamentária intertemporal e, somente no curto prazo, choques podem fazer com que a poupança e o investimento desviem dos seus níveis de “steady-state”. Assim, dado que a regressão de “cross-section” mede o coeficiente médio de longo prazo, o que ela está na verdade captando é o coeficiente dado pela restrição de solvência e não o grau de mobilidade de capitais.

⁷ A equivalência entre cointegração e o atendimento da restrição de valor presente foi demonstrada , por exemplo, em Hakkio e Rush (1991) num contexto determinista e em Ahmed e Rogers (1995) num contexto estocástico.

4. Testes Empíricos

O objetivo desta seção é testar se poupança e investimento são cointegrados. Se este é o caso é necessário, então, investigar a magnitude do vetor de cointegração. Se o vetor de cointegração for igual a $(1,-1)'$ a conta corrente é estacionária e não é possível dizer nada sobre o grau de mobilidade do capitais. Pelo discutido anteriormente, este é o coeficiente de correlação de longo prazo que reflete a restrição orçamentária intertemporal.

A amostra é composta por um conjunto de observações anuais das razões investimento e poupança de 1960 a 1996 para 29 países em desenvolvimento: Argentina, Botswana, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Egito, El Salvador, Gana, Guatemala, Honduras, Hong Kong, Índia, Indonésia, Israel, Jamaica, Coréia, Malawi, Malásia, México, Marrocos, Nigéria, Paquistão, Paraguai, Filipinas, Senegal, Singapura, Tailândia e Venezuela. Os dados foram obtidos do *World Bank Indicators* (1998). O investimento doméstico corresponde ao investimento bruto do setor privado e do Governo e a poupança à soma das poupanças do setor privado e do Governo. Ambos são divididos pelo produto interno bruto (PIB) a fim de serem convertidos em taxas.

Explora-se a estrutura de painel dos dados e utiliza-se os testes de raiz unitária e cointegração para o conjunto dos países a fim de aumentar o poder dos testes.

No começo dos anos 90, baseados nos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller aumentado (ADF), apareceram os primeiros testes de raiz unitária para dados em painel de Levin e Lin (1992,1993) e Quah (1994). Im, Pesaran, e Shin (1997) (IPS), propuseram um teste alternativo baseado na média das estatísticas dos testes de raiz unitária individuais. Este teste apresenta um melhor desempenho que o teste de Quah uma vez que permite heterogeneidade entre grupos, tais como efeitos individuais específicos e diferentes padrões de correlação serial.

Aqui utiliza-se a estatística baseada na média das estatísticas da regressão ADF (**t-bar**) proposta por IPS. Sob a hipótese nula de raiz unitária esta estatística apresenta uma distribuição normal padrão para N , o número de países, e T , o número de períodos de tempo, suficientemente grandes e para N/T convergindo a zero. Sob a hipótese alternativa de estacionariedade a estatística diverge para infinito negativo.⁸

Inicialmente discute-se a estacionariedade das séries de poupança e investimento para o conjunto de países. Com base nos resultados apresentados na Tabela 1 é possível observar que o teste de raiz unitária não é capaz de rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade para nenhuma das duas séries.

Tabela 1
Testes de raiz unitária para poupança e investimento

Painel	Estatística do teste
Poupança	-3.17
Investimento	-3.19

Nota : * Significa que a hipótese nula é rejeitada ao nível de 1% de significância

Uma vez que investimento e poupança são ambos $I(1)$, o próximo passo é verificar se são cointegrados. Existem duas diferentes abordagens de testes de cointegração para

⁸ O valor esperado e a variância para a estatística ADF estão em IPS (1997). Eles mostram que este teste possui substancialmente maior poder que os testes ADF usuais.

dados em painel. A primeira, desenvolvida por Pedroni (1995, 1996, 1997, 1999), tem como hipótese nula não cointegração entre as séries e utiliza os resíduos do painel para realizar o teste, como no teste de Engle e Granger (1987) para séries individuais. A segunda, proposta por McCoskey e Kao (1998), considera como hipótese nula cointegração entre as séries⁹.

Dado que o teste de cointegração de Pedroni (1995, 1999) permite que os vetores de cointegração sejam heterogêneos para os diferentes países do painel, este é usado para verificar se investimento e poupança são cointegrados. O método utiliza resíduos gerados pela estimação por mínimos quadrados da equação de cointegração dada por (4.1), o caso mais geral e cria estatísticas para testar a hipótese nula de não-cointegração.

$$y_{it} = a_i + d_i t + X'_{it} b_i + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (4.1)$$

onde $b_i = (b_{1i}, b_{2i}, \dots, b_{Mi})'$, $X_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Mit})'$ e e_{it} são os resíduos.

Esta especificação permite um alto grau de heterogeneidade no painel, isto é, diferentes coeficientes de inclinação (b_i), efeitos fixos (a_i) e tendências deterministas (d_i) para cada país.

Pedroni (1999) construiu 7 estatísticas de cointegração em painel: painel v, painel rho, painel pp, painel adf, grupo rho, grupo pp e grupo adf. As quatro primeiras são denominadas estatísticas “dentro da dimensão” (“within dimension statistics”) e as três últimas estatísticas “entre dimensões” (“between dimension statistics”)¹⁰. Pedroni refere-se às estatísticas “dentro da dimensão” como estatísticas de cointegração em painel (“panel cointegration statistics”) e às estatísticas “entre dimensões” como estatísticas de cointegração em painel da média do grupo (“group mean panel cointegration statistics”)¹¹.

As três primeiras das 4 estatísticas de cointegração em painel (“panel cointegration statistics”) são versões para painel de estatísticas não-paramétricas análogas ao teste de Phillips-Perron. A quarta é uma estatística paramétrica análoga à estatística t do teste ADF.

⁹ O objetivo do teste de cointegração proposto por Pedroni é simplesmente verificar se um conjunto de variáveis é cointegrado ou não. Embora ciente de que o vetor de cointegração possa não ser único, a questão de quantas relações de cointegração existem não é respondida. O pesquisador deve ter em mente uma normalização particular entre as variáveis e, então, testar se existe cointegração entre as variáveis.

¹⁰ As estatísticas “dentro da dimensão” são construídas somando-se separadamente os termos do numerador e denominador ao longo da dimensão N. As estatísticas “entre dimensões” são construídas, primeiramente, dividindo o numerador pelo denominador antes de somar ao longo da dimensão N. Assim, a primeira categoria de estatísticas é baseada em estimadores que efetivamente combinam os coeficientes auto-regressivos dos diferentes países, enquanto que a segunda categoria é baseada simplesmente na média dos coeficientes estimados por cada país i.

¹¹ Se ρ_i é o coeficiente auto-regressivo dos resíduos para o inésimo país ($\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + \mu_{it}$), então a primeira categoria de testes considera as seguintes especificações para as hipóteses nula e alternativa:

Ho : $\rho_i = 1$, para todo i,

Ha: $\rho_i = \rho < 1$ para todo i, isto é, presume-se um valor comum ρ para ρ_i .

A segunda categoria de testes considera:

Ho : $\rho_i = 1$, para todo i,

Ha: $\rho_i < 1$ para todo i

A primeira e a segunda estatísticas de cointegração em painel da média do grupo (“group mean panel cointegration statistics”) são análogas à estatística rho e t de Phillips-Perron. A terceira estatística é análoga a estatística t do teste ADF.

Para testar a cointegração entre poupança e investimento, foram calculadas as sete estatísticas de painel de Pedroni (1999). Todas elas conduzem à rejeição da hipótese nula de não-cointegração ao nível de significância de 1% (Tabela 2).

Tabela 2

Testes de cointegração entre poupança e investimento – painel completo

“Panel cointegration statistics” (estatísticas dentro da dimensão)	
Painel v =	93.324*
Painel rho =	-70.767*
Painel pp =	-15.118*
Painel Adf =	-16.361*
“Group mean panel cointegration statistics” (estatísticas entre as dimensões)	
Grupo Rho =	-80.019*
Grupo pp =	-17.676*
Grupo Adf =	-17.676*

Nota : * Significa que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Os valores das estatísticas acima não estão ajustados pela média e variância tabuladas por Pedroni (1999). Sob a hipótese alternativa, para a estatística v a cauda direita da distribuição normal é usada para rejeitar a hipótese nula, ou seja, valores grandes e positivos para a estatística v conduzem à rejeição da hipótese nula. Para as demais seis estatísticas ocorre o inverso. Portanto, valores negativos muito grandes para a estatística rho e valores relativamente grandes negativos para as estatísticas pp e adf conduzem à rejeição da hipótese nula de não-cointegração (em geral os valores críticos ao nível de 10% são em torno de -10).

Uma vez que a hipótese da não-cointegração entre poupança e investimento foi rejeitada, o próximo passo é verificar se o vetor de cointegração é (1,-1)’.

Como observado anteriormente, se S/Y e I/Y são cointegrados com vetor de cointegração (1,-1), a combinação linear $S/Y - I/Y$ será $I(0)$. Dado que a conta corrente, por definição, é igual à diferença entre poupança e investimento, então, se a conta corrente é estacionária o vetor de cointegração entre poupança e investimento é igual a (1,-1)’. A Tabela 3 mostra o resultado do teste de raiz unitária do saldo em conta corrente para o conjunto de países.

Tabela 3

Teste de raiz unitária para o saldo em conta corrente – painel completo

Painel	Estatística do teste
Conta Corrente	-8.51*

Nota : * Significa que a hipótese nula é rejeitada ao nível de 1% de significância.

O teste rejeita a não estacionariedade da conta corrente, o que significa que poupança e investimento são cointegrados com vetor (1,-1)’. Esta é a condição de solvência de longo prazo implicada pelos modelos intertemporais e não constitui evidência com relação à mobilidade de capitais. Quando países em desenvolvimento são considerados a

regressão Feldstein e Horioka capta somente o comportamento da restrição orçamentária intertemporal e é incapaz de medir o grau de mobilidade de capitais.

Repete-se o mesmo procedimento acima para três subamostras de países a fim de avaliar se políticas econômicas regionais implicam em resultados diferentes daqueles obtidos para a amostra completa.

A Tabela 4 mostra que, assim como ocorre para a amostra completa não é possível rejeitar a evidência de raiz unitária para as séries de poupança e investimento quando são considerados separadamente a África, a Ásia e a América Latina.

Tabela 4
Testes de raiz unitária para poupança e investimento – diferentes conjuntos de países

Painel	Ásia	África	América Latina
Poupança	-1.52	-2.29	-1.76
Investimento	-1.76	-0.74	-2.80

Nota : * e ** significam que a hipótese nula é rejeitada no nível de 1% e 5% de significância, respectivamente.

Além disso, como mostrado na Tabela 5, a hipótese nula de não-cointegração entre poupança e investimento também é rejeitada para cada uma das subamostras.

Tabela 5
Testes de cointegração entre poupança e investimento – diferentes conjuntos de países

	Ásia	África	América Latina
“Panel cointegration statistics” (estatísticas dentro da dimensão)			
Painel v	50.300*	46.167*	66.422*
Painel rho	-43.591*	-32.075*	-45.543*
Painel pp	-9.083*	-7.240*	-9.655*
Painel Adf	-9.986*	-8.101*	-10.165*
“Group mean panel cointegration statistics” (estatísticas entre as dimensões)			
Grupo Rho	-45.112*	-37.804**	-54.311*
Grupo Pp	-9.147*	-7.814**	-10.487*
Grupo Adf	-9.639*	-9.586*	-11.357*

Nota : * e ** significam que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1% e 5%, respectivamente.

Finalmente, a Tabela 6 apresenta os testes de raiz unitária para o saldo em conta corrente das diferentes regiões. O teste de raiz unitária rejeita que a conta corrente é uma variável não-estacionária para a Ásia, África e América Latina. Obtém-se novamente evidência da relação de longo prazo implicada pelos modelos intertemporais (solvência).

Tabela 6
Testes de raiz unitária para o saldo em conta corrente – diferentes conjuntos de países

Painel	Teste estatístico
Ásia	-8.70*
África	-4.06*
América Latina	-7.11*

* Significa que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Finalmente, a fim de verificar se o movimento para taxas de câmbio mais flexíveis e a liberalização generalizada dos mercados financeiros em meados dos anos 70 afetaram a mobilidade de capitais, regressões separadas foram estimadas para os períodos 1960-74 e 1975-96. Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7
Testes de raiz unitária para poupança e investimento - 1960-74 e 1975-96

		1960-74	1975-96
Ásia	Poupança	I(1)	I(0)
	Investimento	I(1)	I(0)
África	Poupança	I(1)	I(1)
	Investimento	I(1)	I(1)
América Latina	Poupança	I(1)	I(0)
	Investimento	I(1)	I(0)
Amostra Completa	Poupança	I(1)	I(0)
	Investimento	I(1)	I(0)

Observa-se que no período 1960-74 investimento e poupança, para cada subconjunto de países e também para a amostra completa, aparentam ter uma raiz unitária. No período 1975-96 os resultados são mais heterogêneos. Nos casos em que poupança e investimento são estacionários, naturalmente a conta corrente é estacionária. Nos casos em que poupança e investimento são integrados de ordem I(1) é possível prosseguir realizando testes de cointegração. Como pode ser observado na Tabela 8, exceto para Ásia e África durante 1960-74, os resultados indicam que a condição de solvência está sendo atendida.

Tabela 8
Resultados para as subamostras

	1960-74	1975-96
Ásia	S e I não cointegrados	CA é estacionário
África	S e I não cointegrados	S e I cointegrado
América Latina	S e I cointegrados	CA é estacionário
Amostra Completa	S e I cointegrados	CA é estacionário

Não é fácil lidar com a questão de quebras estruturais para países em desenvolvimento. Ainda que vários países tenham liberalizado suas contas de capital ao

longo do tempo, esse movimento parece ser bastante pendular, ou seja, períodos de liberalização foram seguidos de períodos de maior controle, depois de maior liberalização, etc... Além disso, esse movimento pendular não foi sincronizado entre os diferentes países. Assim, escolhe-se meados dos anos 70 por haver um consenso de aumento generalizado na mobilidade de capitais a partir desta época. Contudo, dado que a estatística do teste é uma média das estatísticas para cada um dos países individuais, a redução do tamanho da amostra afeta substancialmente o poder dos testes.

Além disso, ainda que se tentasse determinar com mais cuidado os períodos de quebra o problema não estaria resolvido. Mudanças estruturais na poupança e no investimento e, portanto, no saldo em conta corrente, podem refletir mudanças na política governamental ou diferentes choques que afetam a economia e não liberalizações na conta corrente. Em suma, não é possível identificar a causa das mudanças estruturais sem um modelo explícito para o processo da poupança e do investimento.

5. Medindo mobilidade de capitais

A questão que permanece é se ainda é possível utilizar a equação de Feldstein e Horioka para medir mobilidade de capitais, dado que como observado anteriormente, como formulada e estimada originalmente ela reflete as condições de solvência/sustentabilidade de uma economia.

A resposta é positiva. Se poupança e investimento, em “steady state”, são de fato conectados pela restrição orçamentária intertemporal e, portanto, $I/Y - S/Y$ ou o saldo em conta corrente está em equilíbrio de longo prazo, a dinâmica da poupança e do investimento é somente temporária. Assim, um modelo de correção de erros seria a melhor forma de tratar a equação de Feldstein e Horioka por representar uma equação dinâmica com uma solução de “steady-state” compatível com equilíbrio. Um modelo de correção de erros permitiria, então, distinguir entre a correlação de longo prazo, que é um indicador de solvência, e a correlação de curto prazo, que é um indicador de mobilidade de capitais. Assim, a intuição de Mamingi (1993) e Montiel (1994) estava correta para o conjunto de países em desenvolvimento. Jansen (1996) e Jansen e Schulze (1996) também argumentam, baseados na análise de várias economias desenvolvidas, que o modelo de correção de erros seria a especificação econométrica correta para a correlação de Feldstein e Horioka.¹²

A fim de obter o coeficiente de curto prazo estima-se o seguinte modelo de correção de erros:¹³

¹² Jansen (1996) e Jansen e Schulze (1996) têm como objetivo mostrar que um modelo de correção de erros é a especificação correta porque ele é construído com base nos modelos intertemporais e teria, ainda, a vantagem de representar uma síntese das demais abordagens usadas na literatura. Eles usam a seguinte especificação :

$$D(I/Y)_t = a + bD(S/Y)_t + g[(S/Y)_{t-1} - (I/Y)_{t-1}] + d(S/Y)_{t-1} + e_t$$

A equação (2.2) pode ser obtida a partir da equação acima se $b - d = 1$ e $g = 1$. A equação (2.3), por sua vez, pode ser obtida a partir da equação acima se $g = d = 0$. Além disso, a equação acima também leva em conta a relação de longo prazo entre poupança e investimento captada pelos testes de cointegração. É neste sentido que Jansen (1996) e Jansen e Schulze (1996) postulam que o modelo de correção de erro pode ser encarado como uma síntese das diferentes abordagens usadas na literatura.

¹³ A especificação mais geral seria :

$$D(I/Y)_{it} = a_i + bD(S/Y)_{it} + g[(S/Y)_{it-1} - (I/Y)_{it-1}] + e_{it} \quad (5.1)$$

onde D representa a primeira diferença e 1 a velocidade de ajustamento à relação de longo prazo estimada no primeiro passo (teste de cointegração). Se (I/Y) e (S/Y) são de fato cointegrados, o termo entre colchetes, representando desvios do equilíbrio de longo prazo (o chamado termo de correção de erros) é $I(0)$, assim como os termos na primeira diferença. O modelo pode, então, ser estimado usando-se técnicas padrão de mínimos quadrados. Utiliza-se um modelo de efeitos fixos pois como visto no capítulo 1, efeitos individuais específicos são importantes na avaliação da correlação poupança-investimento.

Os resultados para o período amostral inteiro (1960-1996), assim como para os subperíodos (1960-74 e 1975-96) são apresentados na Tabela 9 abaixo.

Tabela 9
Modelo de correção de erros

	a	b	g	R ²
1960-1996	0,0038 (3,94)	0,1905 (9,76)	0,1286 (9,70)	0,1067
1960-1974	0,099 (6,38)	0,1172 (4,90)	0,1103 (4,63)	0,077
1975-1996	0,0534 (4,05)	0,1784 (4,87)	0,2322 (10,17)	0,1567

Nota : Estatísticas t entre parênteses. Todos os coeficientes são significantes ao nível de 1%.

Discute-se primeiro a estimativa de g. A estatística t associada é uma estatística de teste de cointegração. Kremers et al. (1992) mostram que esta segue uma distribuição normal padrão em grandes amostras. Para pequenas amostras eles recomendam usar os valores críticos mais altos da distribuição de Dickey-Fuller. Para a amostra inteira e para as sub-amostras rejeita-se $g = 0$, ou seja, existe uma relação de longo prazo entre poupança e investimento. Confirma-se, assim, os resultados dos testes de cointegração feitos anteriormente. Uma vez que obteve-se evidência de cointegração o próximo passo é avaliar a estimativa de b. Os coeficientes de curto prazo são essencialmente os mesmos, quer se considere a amostra completa ou as subamostras. Eles são bem menores do que os coeficiente obtidos quando estima-se uma regressão com dados em “cross-section” para o período 1960-1996 (0,55). Além disso, são estatisticamente diferentes de zero e um, indicando um grau intermediário de mobilidade de capitais nos países em desenvolvimento.

É importante observar, contudo, uma diferença fundamental entre a abordagem aqui adotada e a de Jansen (1996) e Jansen e Schulze (1996). Eles sugerem os seguintes passos para detectar mobilidade de capitais usando um modelo de correção de erro:

$$D(I/Y)_{it} = a_i + bD(S/Y)_{it} + g[(S/Y)_{it-1} - \hat{a}_i - \hat{b}(I/Y)_{it-1}] + e_{it}$$

Como, contudo, o teste de raiz unitária indicou que a conta corrente é estacionária para o conjunto de países em desenvolvimento, ou seja, poupança e investimento cointegram com vetor $(1,-1)'$ foi utilizada a especificação apresentada no texto.

- 1) Não-rejeição de $g = 0$ implica que poupança e investimento não são cointegrados. Isto constitui evidência de mobilidade de capitais de acordo com o critério de Feldstein e Horioka desde que a poupança e o investimento não sejam correlacionados. Se g é, na verdade, igual a zero não é necessário avaliar b e d .
- 2) Rejeição de $g = 0$ implica que existe uma relação entre poupança e investimento. A estimativa de d irá determinar o tipo de relação. Se $d = 0$, a conta corrente (poupança menos investimento) é uma constante no longo prazo ($-a/g$), ou, seja, a conta corrente é estacionária em torno de $-a/g$. Este resultado é típico dos modelos de equilíbrio intertemporal que assumem explicitamente perfeita mobilidade de capitais. Neste caso, não é possível tirar nenhuma conclusão a respeito do grau de mobilidade de capitais. Se $d \neq 0$, poupança e investimento não são cointegrados com o vetor $(1, -1)'$ mas com o vetor $(1 + d/g, -1)'$. O saldo da conta corrente, portanto, é uma variável não-estacionária e existe evidência de mobilidade de capital.
- 3) Se existe cointegração ($g \neq 0$) e $d = 0$ o próximo passo é estimar a correlação de curto prazo, b .

Como aqui se segue a literatura sobre solvência externa, a abordagem é diferente. Se poupança e investimento são cointegrados, a restrição orçamentária intertemporal está sendo atendida e é, então, necessário utilizar um modelo de correção de erros. Por outro lado, se poupança e investimento não são cointegrados o país é insolvente. Neste caso, a equação (2.3) seria a especificação correta e esta é que deveria ser utilizada para avaliar mobilidade de capitais.

Concorda-se, contudo, com esses autores quando eles argumentam que às vezes um modelo de correção de erros pode não dar uma resposta definitiva a respeito do grau de mobilidade de capitais. Como discutido anteriormente, uma correlação positiva alta entre poupança e investimento pode ser observada até quando o capital é completamente móvel. Portanto, sem informações adicionais, não é possível determinar com certeza se uma alta correlação é resultante efetivamente de uma baixa mobilidade de capitais ou é devida ao ciclo econômico, à existência de um mercado de bens imperfeitamente integrado, etc. Por outro lado, uma correlação positiva pequena, zero ou negativa indica, sem ambiguidades, que existe mobilidade de capital. Além disso, os resultados obtidos são puramente qualitativos, ou seja, existe mobilidade de capitais. Não é possível dizer que o grau de mobilidade de capitais é maior ou menor simplesmente porque o coeficiente de correlação estimado é menor ou maior. Como bem resumem Jansen and Schulze (1996) “Without additional information, the saving-investment correlation can only be used to reject the hypothesis of capital immobility. When the saving-investment correlation is high, meaningful conjectures about capital mobility can be derived only by consulting further sources of information. For instance, zero return differentials and the absence of institutional rigidities point to substantial capital mobility. Strict capital controls lead to the reasonable suspicion of restricted capital mobility : still we do not know to what extent the low degree of capital mobility is responsible for the high correlation” (p.123).

6. Conclusões

Feldstein e Horioka (1980) usaram a correlação poupança-investimento para avaliar o grau de mobilidade de capitais. Regressões de “cross-section” do investimento na

poupança resultaram em coeficientes próximos de um, indicando um baixo grau de mobilidade de capitais nos países da OCDE. Um coeficiente alto, mas menor do que o obtido para países desenvolvidos, foi encontrado para os países em desenvolvimento.

O objetivo desse artigo é mostrar que as regressões de “cross-section” na verdade medem o coeficiente médio de longo prazo e, portanto, captam o coeficiente unitário implicado pela condição de solvência/sustentabilidade e não o grau de mobilidade de capitais. Argumenta-se, então, na mesma linha de Coakley et al. (1996) mas ao invés de se utilizar uma versão linear do modelo sugerido por Feldstein (1983) recorre-se diretamente à literatura sobre testes da condição de transversalidade de modelos intertemporais de economia aberta. Esta estabelece que a restrição de solvência requer que a conta corrente seja estacionária uma vez que não é possível pagar indefinidamente dívida velha emitindo-se dívida nova. Dado que o saldo em conta corrente é, por definição, igual à poupança menos investimento, poupança e investimento devem ser cointegrados com um coeficiente unitário. Então, uma vez que a equação original de Feldstein e Horioka capta uma relação de longo prazo ela está efetivamente medindo esta restrição de solvência e não mobilidade de capitais.

A fim de aumentar o poder dos testes de raiz unitária e cointegração explora-se a estrutura de painel de uma amostra de 29 países em desenvolvimento durante o período 1960-1996. Acha-se evidência de que poupança e investimento são $I(1)$ e cointegrados com um coeficiente unitário dado que a conta corrente é $I(0)$. Desta forma é a solvência de longo prazo e não o grau de mobilidade do capitais que a regressão de Feldstein e Horioka está efetivamente medindo. Procura-se avaliar, ainda, se os resultados são sensíveis à amostra. Trabalha-se, desta forma, com duas sub-amostras (1960-74 e 1975-96), dada a crença de que depois de meados da década de 70 o grau de mobilidade do capitais aumentou. Os resultados, em geral, são os mesmos. Não é possível rejeitar que a conta corrente é uma variável não-estacionária. Finalmente os resultados são robustos a diferentes amostras de país (América Latina, África e Ásia).

Um modelo de correção de erro seria, então, a especificação natural para medir mobilidade de capitais uma vez que tanto a dinâmica de longo prazo (solvência) quanto a de curto prazo (mobilidade) são estimadas simultaneamente. Estima-se, então, um modelo de correção de erros bastante parcimonioso para o conjunto de países em desenvolvimento. Inclui-se fatores específicos na regressão pois acredita-se que heterogeneidade é importante para explicar a correlação poupança-investimento. O coeficiente de curto prazo obtido é estatisticamente diferente de zero e de um, indicando um grau intermediário de mobilidade de capitais.

Deve-se observar, contudo, que nem sempre um modelo de correção de erros resultará numa resposta bem definida sobre o grau de mobilidade de capitais. Como observado por Jansen (1996) e Jansen and Schulze (1996), a capacidade de resposta é efetivamente assimétrica. Um coeficiente de curto prazo positivo mas de pequena magnitude, zero ou negativo indica sem sombra de dúvidas que existe mobilidade de capitais. Um coeficiente de curto prazo positivo mas alto pode ser resultante de um baixo grau de mobilidade de capitais, do efeito do ciclo econômico, da presença de mercados de bens imperfeitamente integrados, etc... Neste caso, é necessário recorrer a outras informações. Sem estas, a correlação poupança-investimento só pode ser usada para estabelecer se existe um grau significativo de mobilidade de capitais.

Referências

- Ahmed, S. and Rogers, J.H. (1995) Government budget deficits and trade deficits: are present value constraints satisfied in long-term data?. *Journal of Monetary Economics*, 36: 351-74.
- Argimón, I. and Roldán, J.M. (1994) Saving, investment and international capital mobility in EC countries. *European Economic Review*, January, 38:59-67.
- Bagnai, A. and Manzocchi, S. (1996) Unit root tests of capital mobility in the less developed countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol.132 (3), 545-557.
- Bayoumi, T. (1990) Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior. *IMF Staff Papers*, June, 37:360-387.
- Coakley, J., Kulasi, F., and Smith, R. (1996) Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle. *The Economic Journal*, 106, 620-627,
- Corsetti, G., Pesenti, P. and Roubini, N. (1998a) What caused the Asian currency and financial crisis? Part I : Macroeconomic Overview
- Corsetti, G., Pesenti, P. and Roubini, N. (1998b) What caused the Asian currency and financial crisis? Part II : The policy debate.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, June, 49: 1057-1072.
- Dolado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rovera, S. (1990) Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4: 249-273.
- Dooley, M., Frankel, J. and Mathieson, D. (1987) International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us?. *IMF Staff Papers*, 34(3) :503-530.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Feldstein, M. (1983) Domestic saving and international capital movements in the long run and in the short run. *European Economic Review*, 129-151.
- Feldstein, M. and Bacchetta, P. (1991) National saving and international investment, in *National saving and economic performance*, edited by D. Bernheim and J. Shoven. Chicago : University of Chicago Press, 201-220.
- Feldstein, M. and Horioka, C. (1980) Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, June, 90:314-329.
- Frankel, J. (1986) International capital mobility and crowding-out in the U.S. economy : imperfect integration of financial markets or goods markets?, in *How open is the U.S. economy?*, edited by R. Hafer. Lexington : Lexington Books for the Federal Reserve Bank of St. Louis, 33-67.
- Frankel, J. (1991) “Quantifying international capital mobility in the 1980s”, in *National saving and economic performance*, edited by D. Bernheim and J. Shoven. Chicago : Chicago University Press, 227-260.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974) Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2): 111-120.
- Gundlach, E. and Sinn, E. (1992) Unit root tests of the current account balance: Implications for international capital mobility. *Applied Economics*, June, 24: 617-625.
- Haan, J. and Siermann, C.L.J. (1994) Saving, investment and capital mobility : a comment on Leachman (1991). *Open Economies Review*, 5: 5-17.

- Hakkio, C.S. and Rush, M. (1991) Is the budget deficit “too large”? *Economic Inquiry*, 429-445.
- Hamilton, J. and Flavin, M. (1986) On the limitations of government borrowing : a framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76 : 353-373.
- Harberger, A.C. (1980) Vignettes on the world capital market. *American Economic Review*, vol.70, Papers and Proceedings, 331-337.
- Husted, S. (1992) The emerging U.S. current account deficit in the 1980s: a cointegration analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 159-66.
- Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin, Y. (1997) Testing for unit roots in heterogenous panels. *Department of Applied Economics working paper*, University of Cambridge, Cambridge.
- Issler, J.V. and Lima, L.R. (2000) Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil : time series evidence from 1947-1992. *Journal of Development Economics*, v.62, n.13.
- Jansen, W.J. (1996) Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*, 5: 749-781.
- Jansen, W. J. and Schulze, G.G. (1996) Theory-based measurement of the saving-investment correlation with an application to Norway. *Economic Inquiry*, vol. XXXIV, 116-132.
- Kremers, J.J.M., Ericsson, N.L. and Dolado, J.J. (1992) The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 325-348.
- Leachman, L.L. (1991) Saving, investment and capital mobility among OECD countries. *Open Economies Review*, 2: 137-163.
- Levin, A. and Lin, C.F. (1993) Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Discussion paper, University of California, San Diego.
- Luporini, V. (2000) Sustainability of the Brazilian fiscal policy and the Central Bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n. 2, p. 201-226.
- Mamingi, N. (1997) Saving-investment correlations and capital mobility : the experience of developing countries. *Journal of Policy Modeling*, 19(6): 605-626.
- McCoskey, S. and Kao, C. (1998) Residual-based test of the null of cointegration in panel data . *Econometric Review*, 17, 57-84.
- Miller, S.M. (1988) Are saving and investment cointegrated?. *Economics Letters*, 27: 31-34
- Millesi-Ferretti, G.M. and Razin, A. (1996a) Sustainability of persistent current account deficits. *NBER Working Paper*, n. 5467.
- Millesi-Ferretti, G.M. and Razin, A. (1996b) Current account sustainability : selected East Asian and Latin American experiences. *NBER Working Paper*, n. 5791.
- Montiel, P. (1994) Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *World Bank Economic Review* 8(3): 311-350.
- Murphy, R.G. (1984) Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries . *Journal of International Money and Finance*, vol.3, 327-342.
- Murphy, R.G. (1986) Productivity shocks, non-traded goods and optimal capital accumulation. *European Economic Review*, 30: 1081-1095.
- Obstfeld, M. and Rogoff, R. (2000) The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause?. *NBER Working Paper* 7777.
- Obstfeld, M. (1986) Capital mobility in the world economy: theory and measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Spring, 1-24.

- Pastore, A.C. (1995) Déficit público e a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação : uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista Brasileira de Econometria*, v. 14, n.2, p. 177-416.
- Pedroni, P. (1995) Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Indiana University, *Working papers in Economics*, 95-013. Revised 4/97.
- Pedroni, P. (1996) Fully modified OLS for heterogenous cointegrated panels and the case of PPP. Indiana University, *Working papers in Economics*, 96-020.
- Pedroni, P. (1997) Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis: new results. Indiana University, *Working papers in Economics*.
- Pedroni, P. (1999) Approximate critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special issue, 61, 653-670.
- Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990) Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1): 99-125.
- Ponta, A.F. (1996) A sustentabilidade do endividamento externo no Brasil : uma análise de cointegração. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.23, n.3, p. 325-416.
- Quah, D. (1994) Exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data. *Economics Letters*, 44, 9-19.
- Rocha, F. (1997) Long run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 447-470.
- Rocha, F. e Bender, S. (2000) Present value tests of the Brazilian current account. *Economia Aplicada*, v. 4, n. 2, p. 203-222.
- Sawada, Y. (1994) Are heavily indebted countries solvent? Tests of intertemporal borrowing constraints. *Journal of Development Economics*, 45:325-37.
- Sinn, S. (1992) Saving-investment correlations and capital mobility: On the evidence from annual data. *Economic Journal*, September, 102:1162-1170.
- Summers, L.H. (1988) Tax policy and international competitiveness. In Jacob A. Frenkel (ed.) *International aspects of fiscal policies*, NBER Conference Report, Chicago: Chicago University Press, 349-375.
- Tesar, L. (1991) Saving, investment, and international capital flows. *Journal of International Economics*, 31, 55-78.
- Trehan, B. and Walsh, C.E. (1991) Testing intertemporal budget constraints :theory and applications to US federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, p. 203-223.
- Wong, D. (1990) What do saving-investment relationships tell us about capital mobility?. *Journal of International Money and Finance*, vol. 9, 60-74.