

Correlação poupança-investimento: o que é possível dizer sobre o modelo de correção de erros a partir dos dados brasileiros*

Fabiana Rocha[§]

RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar se o modelo de correção de erros é superior aos demais testes de séries de tempo (co-integração entre investimento e poupança e estacionariedade da conta corrente) que focalizaram a relação de longo prazo para avaliar mobilidade de capitais, como sugerido por Jansen (1996). Além disso, procura-se determinar que tipo de viés resulta das estimativas que consideraram somente a relação de curto prazo, com as variáveis em níveis ou primeiras diferenças. Usando-se dados para o Brasil no período de 1960-1996 como ilustração, conclui-se que todos os testes de longo prazo apontam na mesma direção, qual seja, a de mobilidade de capitais. Este resultado é o mesmo encontrado anteriormente para a economia brasileira a partir de metodologias diferentes. Quando se estima a relação de curto prazo, a regressão em níveis implica um viés grande, mas quando a regressão em diferenças é considerada, o viés desaparece.

Palavras-chave: mobilidade de capitais, raiz unitária, co-integração, modelo de correção de erros.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to determine if the error correction model is superior to the other time series tests (cointegration between saving and investment and stationarity of the current account) which focused the long run relationship in evaluating the degree of capital mobility, as suggested by Jansen (1996). Besides it seeks to determine which kind of bias results from the estimates of the short run correlation, with variables in levels or first differences. Using Brazilian data for the period 1960-1996 as example all the tests point in the same direction, that is, capital mobility. The same result was previously found for the Brazilian economy using different methodologies. When the short run relationship is estimated, the regression in levels implies a high bias while the regression in differences implies no bias.

Key words: capital mobility, unit root, cointegration, error correction model.

JEL classification: F32, F41.

* Gostaria de agradecer, sem implicações, os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos.

§ Professora do Departamento de Economia da FEA-USP.

1 Introdução

Feldstein e Horioka (1980) sugeriram usar a correlação poupança-investimento para avaliar o grau de mobilidade de capitais. Para uma amostra de países da OECD os autores encontraram que poupança e investimento eram altamente correlacionados e que tal relação não declinou ao longo do tempo. Desta forma, concluíram não só que o nível de mobilidade de capitais era baixo, mas também que ele não tinha aumentado ao longo dos anos. A despeito desta interpretação ter sido bastante questionada, as altas correlações entre poupança e investimento são consideradas um “*puzzle*”, dado o aparente alto e crescente grau de mobilidade de capitais nos países desenvolvidos.

O objetivo deste artigo é avaliar, ainda, as correlações observadas entre poupança e investimento de acordo com o sugerido por Feldstein e Horioka para testar a mobilidade de capitais. Aceita-se, assim, sem maiores questionamentos, que a correlação entre poupança e investimento serve como um indicador de mobilidade de capital. A questão que se procura responder é, então, qual é a melhor estratégia econométrica para obter estimativas confiáveis e se as diferentes alternativas geram diferentes resultados. As regressões iniciais foram calculadas usando-se dados de “*cross-section*” Contudo, como observado por Wong (1990), isto acarretava um problema sério de viés de seleção de amostra. Para lidar com esse problema vários autores passaram a estimar a correlação poupança-investimento para países individuais usando séries de tempo. Existem diferentes abordagens para a estimação destas correlações em estudos de séries de tempo. Partindo da observação de que a poupança e o investimento são $I(1)$, pode-se reinterpretar a hipótese de Feldstein e Horioka de perfeita correlação como a hipótese de que poupança e investimento são co-integrados com vetor de co-integração $(1, -1)$. Além disso, a co-integração entre poupança e investimento implica que a combinação linear poupança-investimento, ou saldo em conta corrente, é $I(0)$. Desta forma, se não é possível rejeitar a hipótese de que o saldo em conta corrente é $I(1)$, pode-se concluir que existe algum grau de mobilidade de capital. Finalmente, um modelo de correção de erros poderia representar uma síntese das demais abordagens que focalizaram ou a relação de longo prazo (co-integração) ou somente a relação de curto prazo (estimativas originais da regressão de Feldstein e Horioka, em níveis ou primeiras diferenças). Jansen (1996), usando este argumento como base, advoga então a superioridade do modelo de correção de erros para avaliar a mobilidade de capitais.

A preocupação do artigo é, pois, de natureza metodológica. Dadas as sérias críticas às estimações de “*cross-section*”, usando-se séries de tempo o que é possível dizer? A abordagem de correção de erros é de fato superior, como sugerido por Jansen (1996)? Para ilustrar o ponto utiliza-se a economia brasileira de 1960 a 1996. Comparam-se, ainda, os

resultados obtidos anteriormente para o Brasil a partir de metodologias diferentes das discutidas e confrontadas aqui.

O trabalho está organizado da seguinte forma. A segunda seção discute as diferentes especificações econométricas utilizadas para medir a correlação poupança-investimento, em particular as abordagens de séries de tempo que vão ser utilizadas. A terceira seção apresenta os resultados das estimações. A quarta seção compara os resultados das diferentes abordagens entre si e com diferentes testes de mobilidade de capitais realizados para o Brasil. A quinta seção apresenta as conclusões e sugestões para pesquisas futuras.

2 Correlação poupança-investimento: discussão das diferentes especificações econométricas

Feldstein e Horioka (1980) propuseram verificar o grau de mobilidade de capitais medindo a correlação entre poupança e investimento. Eles estimaram a seguinte regressão:

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

onde (I/Y) é a razão investimento doméstico bruto e produto nacional bruto e (S/Y) é a razão poupança nacional bruta e produto nacional bruto. O índice i é um índice de país, a e b representam parâmetros a serem estimados e u é um termo de erro. Para países pequenos, b deveria ser próximo de zero sob a hipótese nula de mobilidade perfeita de capitais. Quando b é igual a zero, não há relação entre poupança e investimento. Por outro lado, se b é grande, o capital é considerado imóvel. Se b é igual a 1, por exemplo, então toda a poupança adicional é usada para financiar o investimento doméstico. Usualmente, regressões baseadas na equação (1) usaram médias das razões poupança e investimento para uma “*cross-section*” de países. A idéia era, como observado por Bayoumi (1990), tentar eliminar os efeitos do ciclo econômico. Uma vez que I/Y e S/Y são pró-cíclicos, o uso de dados anuais implicaria um viés para cima no coeficiente b .

Usando uma amostra de países da OECD, Feldstein e Horioka (1980) obtiveram uma estimativa de b igual a 0,89 para o período 1960-74. Este resultado implica um baixo grau de mobilidade de capitais entre países industrializados, em contradição com a crença de que estes países teriam poucas barreiras ao movimento de capitais.

Os resultados de Feldstein e Horioka foram também obtidos por outros pesquisadores usando diferentes amostras e diferentes técnicas empíricas. Algumas estimativas da equação (1) também foram obtidas para países em desenvolvimento. Dooley *et al.* (1987) encontraram evidência de uma associação próxima entre poupança e investimento, o que indica um baixo grau de mobilidade de capitais. Eles estimaram, ainda, a regressão para dois períodos distintos (1960-73 e 1974-84), uma vez que seria esperada uma maior mobilidade de capitais no segundo período quando os países industriais removeram seus controles de capital e os superávits dos petrodólares foram reciclados. Surpreendentemente, as correlações no primeiro período foram menores. Wong (1990) também examina a relação poupança-investimento em países em desenvolvimento e argumenta que a alta correlação observada resulta da existência de um setor de bens não comercializáveis.

Várias razões foram apontadas para explicar por que poupança e investimento são correlacionados mesmo na presença de mobilidade de capitais.¹ Do ponto de vista empírico, uma mudança foi a utilização de técnicas de séries de tempo. Estas teriam as seguintes vantagens em relação às estimações usuais de equações de “*cross-section*”

- 1) evita-se o problema de viés de seleção de amostra (Wong, 1990) típico dos estudos de “*cross-section*”;
- 2) Sinn (1992), usando uma abordagem intertemporal, observa que um país não pode emprestar ou tomar emprestado indefinidamente, ou seja, superávits (déficits) em conta corrente devem ser seguidos por déficits (superávits) em conta corrente. Por definição, o saldo em conta corrente de um país em qualquer período é igual à diferença entre o investimento e a poupança. Dado que os saldos em conta corrente devem ser iguais a zero no longo prazo, o mesmo deve acontecer com a diferença entre poupança e investimento. Visto que as razões poupança e investimento em relação ao produto são aproximadamente iguais se médias ao longo do tempo são utilizadas, o uso de média de dados introduziria uma correlação entre estas duas variáveis. Portanto, regressões de “*cross-section*” entre

1 Outros fatores podem induzir movimentos conjuntos na poupança e no investimento. Summers (1988) e Obstfeld (1986) apontam o crescimento populacional e choques de produtividade enquanto Murphy (1986) e Wong (1990) apontam bens não comercializáveis e fatores imóveis. Se os governos têm um “*target*” de conta corrente, pode surgir uma correlação positiva entre poupança e investimento independentemente da mobilidade de capital. (Summers, 1988; Bayouni, 1990) Para obter o “*target*” de conta corrente, diante de um déficit o governo pode adotar uma política fiscal contracionista. Uma vez que a poupança nacional é a soma da poupança pública e da poupança privada, a poupança nacional torna-se endógena por meio de seu componente público. Tobin (1983) e Murphy (1984) apresentam um efeito de tamanho de país. Mudanças exógenas na poupança de um país grande pode afetar a taxa de juros mundial e, conseqüentemente, o investimento, levando a um co-movimento entre poupança e investimento.

poupança e investimento utilizando dados médios sinalizariam, erroneamente, um baixo grau de mobilidade de capitais. Na sua análise empírica Sinn (1992) conclui, usando dados anuais para os países da OCDE, que as correlações são muito mais baixas e variáveis do que quando são usadas as médias dos dados ao longo do tempo.

A abordagem de séries de tempo da equação (1) consiste basicamente dos seguintes testes:

- 1) Com dados de tempo, deve-se ter o cuidado de verificar se I/Y e S/Y são variáveis não estacionárias. Se este for o caso, a regressão (1) é espúria e os testes de significância clássicos deixam de ser válidos. Os testes t e F usuais vão tender a aumentar a significância de b , tornando os resultados viesados em direção à nula de ausência de mobilidade de capitais. Deve-se lembrar, ainda, que a hipótese nula de perfeita imobilidade de capitais é $H_0(a,b)=(0,1)$. Desta forma, se I/Y e S/Y são $I(1)$, o teste de mobilidade de capitais de Feldstein e Horioka (1980) implica simplesmente que S/Y e I/Y são co-integrados com vetor de co-integração $(1,-1)'$ (Gundlach e Sinn, 1992) Exemplos para países industrializados são os trabalhos de Miller (1988), Leachman (1991), Haan e Siermann (1994), Argimón e Roldán (1994), Vikoren (1994) e Jansen e Shulze (1996). Os dois últimos trabalhos estimam versões da equação (1) para a Noruega, Argimón e Roldán fazem testes de co-integração de Johansen e os demais utilizam testes de co-integração de Engle-Granger para diferentes países. Leachman (1991) observa que para nenhum dos 23 países da OCDE a poupança e o investimento são co-integrados. Haan e Siermann (1994) argumentam que este resultado se deve ao uso de uma amostra de apenas 25 anos. Quando séries mais longas são usadas para 7 países da OCDE, co-integração é observada em 4 deles. Argimón e Roldán (1994), ao analisar 8 países europeus, chegam à conclusão de que em 5 deles poupança e investimento são co-integrados e, além disso, que a direção de causalidade indica que a poupança é que age como uma restrição ao investimento.

Para países em desenvolvimento a questão de co-integração não é considerada. Mamingi (1993) e Montiel (1994) assumem que poupança e investimento são co-integrados, uma vez que esta é uma condição necessária para que a solvência intertemporal de um país seja observada. Mamingi (1993) estima a equação (1) usando dados temporais por meio do estimador “*fully modified OLS*” (Phillips e Hansen, 1990) Montiel (1994), por sua vez, estima o seguinte modelo de correção de erros usando variáveis instrumentais.

$$\Delta i_t = b\Delta s_t + \lambda(i_{t-1} - \hat{\beta}s_t) + \epsilon_t$$

onde $i = (I/Y)$, $s = (S/Y)$, b e λ são parâmetros constantes com $b < \hat{\beta}$ e $-1 < \lambda < 0$ e $\hat{\beta}$ é a estimativa de mínimos quadrados ordinários de b na versão usando séries de tempo da equação (1).

- 2) Como antes observado, a hipótese de perfeita imobilidade de capitais de Feldstein e Horioka (1980) pode ser reescrita como a hipótese de que S/Y e I/Y são $CI(1,1)$ com vetor de co-integração $(1,-1)$, ou seja, que a combinação linear $S/Y - I/Y$ é $I(0)$. Desde que, por definição, o saldo do balanço de pagamentos em conta corrente (CA) é igual à poupança menos o investimento, se não é possível rejeitar a hipótese de que CA é um processo $I(1)$, a hipótese de perfeita correlação deve ser rejeitada. Bagnai e Manzocchi (1996), usando testes de estacionariedade da conta corrente, concluem que entre 37 países em desenvolvimento, 14 apresentam algum grau de mobilidade de capital.
- 3) Deve-se observar novamente que as taxas de poupança e investimento estão correlacionadas pela restrição orçamentária intertemporal. Deste modo, em “*steady-state*”, $I/Y = S/Y$, ou seja, o balanço de pagamentos em conta corrente está em equilíbrio no longo prazo. Assim, a dinâmica da poupança e do investimento são simplesmente temporários. Com base nisto, Jansen (1996) argumenta que para que a regressão de Feldstein e Horioka seja considerada uma representação correta da dinâmica da poupança e do investimento, ela deve ser compatível com o observado anteriormente. Um modelo de correção de erros seria, então, a melhor alternativa para modelar o problema, uma vez que o mesmo consiste numa equação dinâmica com uma solução de “*steady-state*” que é compatível com o equilíbrio. Jansen (1996) considera a seguinte especificação:

$$\Delta i_t = \alpha + \beta\Delta s_t + \gamma(s_{t-1} - i_{t-1}) + \delta s_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde ϵ é um termo de erro bem comportado. O parâmetro de interesse é β , que mede os movimentos da poupança e do investimento em resposta a choques que afetam a economia. O termo de correção de erros $s_{t-1} - i_{t-1}$ capta a relação de longo prazo. Somente se $\gamma \neq 0$, a poupança e o investimento são co-integrados. A relação de co-integração ou de longo prazo é dada por:

$$\alpha + \gamma(\bar{s} - \bar{i}) + \delta\bar{s} = 0 \quad (3)$$

O vetor de co-integração é $(1 + \delta/\gamma, -1)'$. Se $\delta = 0$, a conta corrente (s-i) é uma variável estacionária em torno de $-\alpha/\gamma$. A conta corrente flutua em torno de zero se $\alpha = \delta = 0$.

A equação (2) poderia, então, ser vista como uma síntese das demais abordagens existentes na literatura. Trabalhos usando dados temporais empregam basicamente duas especificações para estimar a correlação poupança-investimento para um país:²

$$i_t = \alpha + \beta s_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \Delta s_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

A equação (4) faz a regressão com as variáveis em níveis. Ela é uma equação estática e, portanto, em termos conceituais comparável com a relação de longo prazo (3). A equação (4) pode ser obtida da equação (2) fazendo-se $\beta - \delta = 1$ e $\gamma = 1$. A equação (5) mede a correlação de curto prazo, mas não tem solução de longo prazo porque os níveis da poupança e do investimento em “*steady state*” são indeterminados.³ A equação (5) é obtida da equação (2) fazendo-se $\gamma = \delta = 0$.⁴

Além de estimar a dinâmica de curto prazo, o modelo de correção de erros estima simultaneamente a dinâmica de longo prazo. Desta forma, a equação (2) também levaria em conta a relação de longo prazo entre poupança e investimento que a recente aplicação de técnicas de co-integração para a avaliação da mobilidade de capitais quer captar. Testar se $\gamma = 0$ é equivalente a testar para co-integração.

Jansen (1996), então, estabelece os seguintes passos para verificar mobilidade de capitais usando um modelo de correção de erros:

- 1) não rejeição de $\gamma = 0$ implica que as taxas de poupança e investimento não são co-integradas. Em outras palavras, poupança e investimento não são correlacionados no longo

2 Montiel (1994) estima versões de (4) e (5) para vários países em desenvolvimento.

3 Leachman (1991) observa que a equação (4) é a especificação correta somente se a poupança e o investimento não são co-integrados. Caso eles sejam co-integrados, a equação (4) é sobrediferenciada e mal especificada, causando viés.

4 Uma vez que as equações (4) e (5) são encampadas pelo modelo de correção de erros, pode-se testar a validade destas especificações por meio de testes padrão de restrição de parâmetros.

prazo, o que constitui evidência de mobilidade de capitais pelo critério de Horioka e Feldstein. Uma vez que se descobriu que $\gamma = 0$, as estimativas de β e δ são irrelevantes.

- 2) rejeição de $\gamma = 0$, implica que existe uma relação de longo prazo entre poupança e investimento, dependendo então de δ a determinação do tipo de relação. Se $\delta = 0$, a conta corrente (CA) é uma constante no longo prazo. Este resultado decorre da restrição orçamentária e é derivado dos modelos de equilíbrio geral intertemporais que assumem explicitamente perfeita mobilidade de capitais. Desta forma, isto não implica qualquer evidência sobre o grau de mobilidade de capitais. Se $\delta \neq 0$ é diferente de zero, poupança e investimento não são co-integrados com vetor $(1, -1)'$ mas com vetor $(1 + \delta/\gamma, -1)'$. Conseqüentemente, a conta corrente como parcela do produto é uma variável não estacionária. Deste modo, existe evidência a favor de mobilidade de capitais.
- 3) se existe co-integração e $\delta = 0$, deve-se avaliar a estimativa de β , a correlação de curto prazo. Como observado anteriormente, este é que tem sido o parâmetro tradicional de interesse nos trabalhos empíricos.

3 Resultados empíricos

Todos os dados utilizados foram obtidos do World Bank Report. O investimento é, na verdade, a razão entre o investimento bruto e o PIB. A poupança, por sua vez, corresponde à poupança bruta dividida pelo PIB. O saldo do balanço de pagamentos em conta corrente foi calculado como a diferença entre a taxa de poupança e a taxa de investimento. Os dados compreendem o período 1960 a 1996.

Os resultados para os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para o investimento e a poupança (expressos como razões do produto) são apresentados na Tabela 1. Segue-se o procedimento do geral para o específico sugerido por Dolado *et al.* (1990), iniciando-se com a seguinte regressão geral:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde y é uma variável genérica que caracteriza o investimento, a poupança e o saldo em conta corrente e t é uma tendência determinista.

Inicialmente testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ_τ de Fuller (1976) e para a significância conjunta $\alpha = \gamma = 0$ usando-se a estatística Φ_3 de Dickey e Fuller (1981). Se o termo de tendência não é significativo, reestima-se a equação (2) sem a tendência, testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ_μ de Fuller e para a significância conjunta $\alpha = \mu = 0$ usa-se a estatística Φ_1 de Dickey e Fuller (1981). Finalmente, se a constante não é significativa, testa-se para uma raiz unitária usando-se a estatística τ de Fuller. Em cada uma das etapas são incluídas tantas defasagens quantas necessárias para garantir que as regressões tenham resíduos ruído branco.

Tabela 1
Testes de Raiz Unitária: Poupança e Investimento

Séries	Defasagens	τ_τ	Φ_3	τ_μ	Φ_1	τ
I/Y	0	-2,592	3,465	-2,669	3,557	-0,289
$\Delta I / Y$	0	-5,387*	14,515*			
S/Y	0	-3,241	5,510	-3,032	4,603	-0,403
$\Delta S / Y$	3	-2,878	4,434	-2,778	3,908	-2,847*
		-3,52	6,93	-2,94	4,99	-1,95

Nota: Na última linha encontram-se os valores críticos ao nível de significância de 5% para uma amostra de 40 observações.

* implica que a hipótese nula é rejeitada.

Como pode-se observar, tanto a poupança quanto o investimento têm uma raiz unitária. Portanto, é possível verificar se poupança e investimento são co-integrados. Para testar uma eventual relação de longo prazo entre poupança e investimento utiliza-se o método de co-integração de Johansen (1988, 1991). Antes de mais nada, deve-se definir a ordem do vetor auto-regressivo (VAR). A escolha das defasagens do VAR foi feita a partir dos critérios de Akaike e Schwarz reportados na Tabela 2. Ambos os testes indicam a escolha de apenas uma defasagem. Foram feitos ainda testes de diagnóstico que indicam a ausência de autocorrelação serial e heteroscedasticidade. Os resíduos são, ainda, normais.

Tabela 2
Ordem Ótima do VAR

Defasagens	Schwarz	Akaike
1	-10,578	-10,578
2	-10,022	-10,467
3	-9,691	-10,320
4	-9,234	-10,050
5	-8,848	-9,856

Nota: Cada VAR foi estimado com constante irrestrita e sem tendência.

Na Tabela 3 são apresentados os resultados do teste de co-integração. A hipótese nula de não co-integração não é rejeitada tanto para a estatística do traço quanto para a estatística do autovalor máximo. Como observado anteriormente, se investimento e poupança não co-integram, existe mobilidade de capital.

Tabela 3
Teste de Johansen

H_o : posto= p	Estatística do λ_{\max}	95%	Estatística do Traço	95%
$p = 0$	10,700	14,1	14,858	15,4
$p \leq 1$	4,158	3,8	4,158	3,8

Os testes de raiz unitária para o saldo do balanço de pagamentos em conta corrente são apresentados na Tabela 4. Segue-se o mesmo procedimento do geral para o específico utilizado nos testes de raiz unitária para o investimento e para a poupança.

Tabela 4
Testes de Raiz Unitária: Saldo em Conta Corrente

Séries	Defasagens	τ_τ	Φ_3	τ_μ	Φ_1	τ
CA	0	-1,947	1,970	-1,943	1,897	-1,967
ΔCA	3	-2,270	2,678	-2,320	2,777	-2,390*
		-3,52	6,93	-2,94	4,99	-1,95

Nota: Na última linha encontram-se os valores críticos ao nível de significância de 5% para uma amostra com 40 observações.

Para o teste de raiz unitária na conta corrente obteve-se um valor praticamente igual ao valor crítico. Com base nisso, parece haver evidência de que a conta corrente não é estacionária. A hipótese nula de integração de primeira ordem da conta corrente, por sua vez, é facilmente rejeitada, indicando que é preciso diferenciar a série de conta corrente somente uma vez para que ela se torne estacionária.⁵ Como visto anteriormente, isto constitui evidência de mobilidade de capital e confirma o resultado do teste de co-integração.⁶

No que se refere ao modelo de correção de erros, a equação (2), repetida abaixo, foi estimada:⁷

$$\Delta i_t = \alpha + \beta \Delta s_t + \gamma (s_{t-1} - i_{t-1}) + \delta s_{t-1} + \varepsilon_t$$

A Tabela 5 contém as estimativas desta equação.

Tabela 5
Resultados da Estimação do Modelo de Correção de Erros

Constante	Δs_t	$(s - i)_{t-1}$	s_{t-1}	\bar{R}^2	LM(1)	LM(2)	JB
0,0024	0,6254	0,1892	-0,0139	0,522	3,914	2,066	5,380
(0,0856)	(5,3339)	(1,6945)	(-0,105)				

Notas : Estatísticas t entre parênteses.

\bar{R}^2 ajustado; LM (i): teste de multiplicador de Lagrange para correlação serial de ordem i; JB: estatística Jarque-Bera para normalidade.

5 Como chamam a atenção Gundlach e Sinn (1992) e Bagnai e Manzocchi (1996), a dinâmica da conta corrente em países em desenvolvimento pode ser afetada pelo fluxo de transferências externas. Neste caso, dever-se-ia definir uma nova variável de conta corrente ajustada pelos fluxos externos. Bagnai e Manzocchi (1996) corrigem a conta corrente para 37 países em desenvolvimento, inclusive o Brasil, e testam para a presença de raiz unitária. O saldo em conta corrente ajustado apresenta uma raiz unitária, indicando que a hipótese de mobilidade de capitais não pode ser rejeitada para o período 1961-1988. Desta forma, a opção de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária parece ser a correta.

6 Caso, dada a proximidade dos valores, fosse decidido que a conta corrente é uma variável estacionária, não seria possível dizer nada sobre o grau de mobilidade de capitais. Uma conta corrente estacionária simplesmente implica o atendimento da restrição orçamentária intertemporal, como derivado nos modelos de equilíbrio intertemporais de economia aberta.

7 Foram testadas outras especificações, com uma e duas defasagens. As defasagens não se mostraram significantes e os resultados também não se alteraram.

O primeiro passo do procedimento é discutir a estimativa de γ . A estatística t associada (t_{ECM}) é uma estatística de teste de co-integração. Kremers *et al.* (1992) mostram que t_{ECM} segue a distribuição normal em grandes amostras. Usando uma tabela da distribuição normal padrão e fazendo-se um teste unicaudal ao nível de significância de 5%, com base no valor crítico de 2,57 não é possível rejeitar a hipótese de não co-integração para o Brasil. Para pequenas amostras os autores recomendam usar os valores críticos da distribuição de Dickey-Fuller, que são mais altos. A estes valores também não é possível rejeitar a não co-integração a quaisquer níveis de significância. Como visto antes, ausência de co-integração implica evidência de mobilidade de capital.

4 Comparação dos resultados

Resumindo o que foi discutido anteriormente, percebe-se que o modelo de correção de erros e o teste de Johansen não detectam cointegração, indicando mobilidade de capital. Por sua vez, o teste de raiz unitária para a conta corrente, que em última instância é um teste indireto de se o vetor de cointegração é $(1,-1)'$, indica que a conta corrente é não estacionária em nível. Este resultado é também evidência a favor de mobilidade de capitais.

Estes resultados vão ao encontro de outros obtidos para o Brasil. Senna e Issler (2000) usam um modelo intertemporal da conta corrente para testar o grau de mobilidade de capitais no Brasil. A conta corrente apresentaria déficits sempre que houvesse expectativa de aumento do produto líquido futuro (produto menos investimentos menos gastos públicos). Isto porque se os agentes esperam um aumento futuro do produto líquido, eles contraem empréstimos no exterior para consumir mais hoje, antecipando o aumento da renda e gerando um déficit em conta corrente. A expectativa de uma queda futura do produto líquido, por sua vez, leva a um superávit em conta corrente. Com base nisto, é possível construir a conta corrente ótima, ou seja, a conta corrente que permite aos agentes suavizarem completamente o consumo diante de choques. Se a conta corrente observada é mais volátil que a conta corrente ótima, não existe mobilidade perfeita de capitais. Senna e Issler concluem que o modelo intertemporal de conta corrente é rejeitado para o Brasil e que existe “mobilidade parcial” de capitais. Este resultado difere do de Ghosh e Ostry (1995) que utilizam a mesma metodologia para avaliar a mobilidade de capitais em 45 países em desenvolvimento, inclusive o Brasil. Eles concluem que existe perfeita mobilidade de capitais.

Estes resultados, assim como os de Mamingi (1993) e Montiel (1994) apresentados na seção 2, são reapresentados na Tabela 6, abaixo.

Tabela 6
Resultados Prévios Para o Brasil

Autores	Resultados
Mamingi (1993) – 1970-1991	Intermediário*
Montiel (1994) – 1970-90	Mobilidade*
Ghosh e Ostry (1995) – 1961-1989	Perfeita mobilidade
Bagnai e Manzocchi (1996) – 1962-1987	Mobilidade
Senna e Issler (2000)	Mobilidade

Nota: O resultado de Montiel corresponde às suas estimativas usando variáveis instrumentais.

* “Intermediário” indica que tanto a hipótese de perfeita mobilidade quanto a hipótese de perfeita imobilidade foram rejeitadas. “Mobilidade” implica que somente a hipótese de perfeita mobilidade foi rejeitada.

Da mesma forma que não existe consenso em relação à extensão da mobilidade de capital na maioria dos países em desenvolvimento, o mesmo ocorre para o Brasil. Quando se desconsidera os trabalhos de Mamingi e Montiel, que como observado anteriormente partem da pressuposição errada de co-integração entre poupança e investimento, os resultados obtidos são consistentes. Os resultados de Bagnai e Manzocchi vão ao encontro dos aqui obtidos e também dos de Senna e Issler, apesar destes últimos usarem uma metodologia diferente.

No que diz respeito à correlação de curto prazo, a Tabela 7 resume as estimativas de b para o modelo de correção de erros e para os dois casos especiais deste modelo, a equação estática e a equação em primeiras diferenças.

Tabela 7
Estimativas da Correlação de Curto Prazo

Correção de erros	Estático	Diferenças
0,6254	0,4376	0,6177

A estimativa obtida usando-se a equação em diferenças é bastante semelhante àquela obtida com o modelo de correção de erros. Por outro lado, a equação estática resulta numa estimativa do coeficiente de curto prazo muito menor.⁸ Como os coeficientes estimados são

⁸ Existe autocorrelação no termo de erros do modelo estático que introduz viés nas variâncias amostrais e torna as estimativas ineficientes. A literatura não se preocupou em discutir os testes de diagnóstico desta formulação, limitando-se a reportar as estimativas do coeficiente de correlação e a analisá-lo.

estatisticamente diferentes de zero e um, é possível concluir que existe um grau intermediário de mobilidade de capitais no Brasil.

5 Conclusões

De acordo com a abordagem intertemporal da conta corrente, o valor presente descontado dos saldos futuros deve ser igual a zero. Como o saldo em conta corrente é igual à diferença entre a poupança e o investimento, e dado que as razões poupança e investimento em relação ao produto são aproximadamente iguais, se médias ao longo do tempo são utilizadas, o uso de dados médios introduziria uma correlação entre estas duas variáveis ainda que a mobilidade de capitais fosse alta. Desta forma, as regressões usuais de “*cross-section*” entre poupança e investimento usando dados médios para averiguar mobilidade de capitais deveriam ser substituídas por uma abordagem de séries de tempo. Além disso, as regressões de “*cross-section*” estão sujeitas ao problema de viés de seleção de amostra.

O objetivo desse artigo é realizar os diferentes testes de séries de tempo existentes na literatura para verificar se a metodologia de correção de erros é superior às demais, como sugerido por Jansen (1996). Aceita-se, dessa forma, sem questionamentos, que a correlação investimento-poupança constitui uma medida de mobilidade de capitais, e questiona-se apenas se uma abordagem é melhor do que outra(s). Para tanto, utiliza-se a economia brasileira de 1960 até 1996. Todos os testes mostram que a hipótese de mobilidade de capital não pode ser rejeitada. Desta forma, o modelo de correção de erros não parece ser superior aos demais para estabelecer a correlação de longo prazo, como sugerido por Jansen (1996). Além disso, o resultado de mobilidade de capitais para o Brasil vai ao encontro dos de Bagnai e Manzocchi (1996) e de Senna e Issler (2000). No que se refere à correlação de curto prazo, quando se comparam os modelos em diferenças e o de correção de erros as estimativas obtidas são muito semelhantes. A especificação em níveis gera, contudo, um viés para baixo considerável.

De fato, dado que modelos intertemporais de economia aberta implicam que a conta corrente converge para uma constante no longo prazo (restrição de solvência), e que os movimentos da conta corrente são temporários, concordamos com Jansen (1996) que o modelo de correção de erros é a especificação consistente com a teoria econômica. Contudo, pelo menos para os dados brasileiros, as diferentes abordagens conduziram exatamente às mesmas conclusões.

Existem duas sugestões imediatas para pesquisa futura. A primeira é estender a análise para outras economias, de modo a verificar se também para elas o modelo de correção de erros

não se mostra superior.⁹ Somente assim seria possível obter uma evidência robusta com relação aos diferentes testes. A segunda é verificar se esses resultados são robustos também no que diz respeito à dimensão temporal, uma vez que se acredita que houve um aumento da mobilidade de capitais após meados dos anos 70.¹⁰

Bibliografia

Argimón, I.; Roldán, J. M. Saving, investment and international capital mobility in EC countries. *European Economic Review*, 38, p. 59-67, January 1994.

Bagnai, A.; Manzocchi, S. Unit root tests of capital mobility in the less developed countries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, v. 132, n. 3, p. 545-557, 1996.

Bayoumi, T. Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior. *IMF Staff Papers*, 37, p. 360-387, June 1990.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, p. 1057-1072, June 1981.

Dolado, J.; Jenkinson, T.; Sosvilla-Rovera, S. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, p. 249-273, 1990.

Dooley, M.; Frankel, J.; Mathieson, D. International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us? *IMF Staff Papers*, v. 34, n. 3, p. 503-530, 1987.

Feldstein, M.; Horioka, C. Domestic saving and international capital flows. *Economic Journal*, 90, p. 314-329, June 1980.

Ghosh, A. R.; Ostry, J. D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. *The World Bank Economic Review*, v. 9, n. 2, p. 305-333, 1995.

Granger, C. W. J.; Newbold, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974.

9 Jansen (1992) estima um modelo de correção de erros para 23 países da OCDE.

10 Embora exista esta crença, as estimativas da correlação poupança-investimento em geral são maiores depois da segunda metade dos anos 70. Ver, por exemplo, Dooley e outros (1987) para os países em desenvolvimento.

- Gundlach, E.; Sinn, E. Unit root tests of the current account balance: implications for international capital mobility. *Applied Economics*, 24, p. 617-625, June 1992.
- Haan, J.; Siermann, C. L. J. Saving, investment and capital mobility: a comment on Leachman (1991). *Open Economics' Review*, 5, p. 5-17, 1994.
- Jansen, W. J. Estimating saving-investment correlations: evidence for OECD countries based on an error correction model. *Journal of International Money and Finance*, 5, p. 749-781, 1996.
- Jansen, W. J.; Schulze, G. G. Theory-based measurement of the saving-investment correlation with an application to Norway. *Economic Inquiry*, 34, p. 116-132, 1996.
- Johansen, S.; Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210, 1990.
- Kremers, J. J. M.; Ericsson, N. L.; Dolado, J. J. The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 325-348, 1992.
- Leachman, L. L. Saving, investment and capital mobility among OECD countries. *Open Economic Review*, 2, p. 137-163, 1991.
- Mamingi, N. Saving-investment correlations and capital mobility in developing countries. *Policy Research Working Papers* 1211, The World Bank, 1993.
- Miller, S. M. Are saving and investment cointegrated? *Economic Letters*, 27, p. 31-34, 1988.
- Montiel, P. Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *World Bank Economic Review*, v. 8, n. 3, p. 311-350, 1994.
- Murphy, R. G. Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, v. 3, p. 327-342, 1984.
- Obstfeld, M. Capital mobility in the world economy: theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 24, p. 55-104, 1986.
- Phillips, P. C. B.; Hansen, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1990.
- Senna, F.; Issler, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 493-523, out./dez. 2000.

Sinn, S. Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data. *Economic Journal*, 102, p. 1162-1170, September 1992.

Summers, L. H. Tax policy and international competitiveness. In: Frenkel, J. A. (ed.), *International aspects of fiscal policies*. NBER Conference Report, Chicago: Chicago University Press, 1988, p. 349-375.

Tobin, J. Comments on "Domestic saving and international capital movements in the long run and in the short run, by M. S. Feldstein" *European Economic Review*, 21, p. 153-156, 1983.

Vikoren, B. *Interest rate differentials, exchange rate expectations and capital mobility: Norwegian evidence*. Norges Bank Shriftserie n. 21, Oslo: Norges Bank, 1994.

Wong, D. Y. What do saving-investment relationships tell us about capital mobility? *Journal of International Money and Finance*, v. 9, p. 60-74, 1990.

