

BCME.DOAÇÃO

Mileno Tavares Cavalcante

***Mobilidade de capital internacional no Brasil:
algumas aplicações da condição Feldstein-
Horioka e das Paridades de juros para o período
1947-1996***

BCME-BIBLIOTECA


Fortaleza
Universidade Federal do Ceará
Curso de Mestrado em Economia
1999

Mileno Tavares Cavalcante

BCME.DOAÇÃO

***Mobilidade de capital internacional no Brasil:
algumas aplicações da condição Feldstein-
Horioka e das Paridades de juros para o período
1947-1996***

N.Cham. 1332.042 C.364m I
Autor: Cavalcante, Mileno
Título: Mobilidade de capital



01146807 Ac. 37713
UFCE - BCME

1332.042
C364m
T

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

BCME-BIBLIOTECA

Área de Concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto

Fortaleza

Universidade Federal do Ceará
Curso de Mestrado em Economia

1999

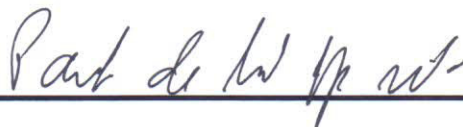
Esta dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na biblioteca do curso de Mestrado em Economia da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita em conformidade com as normas científicas.

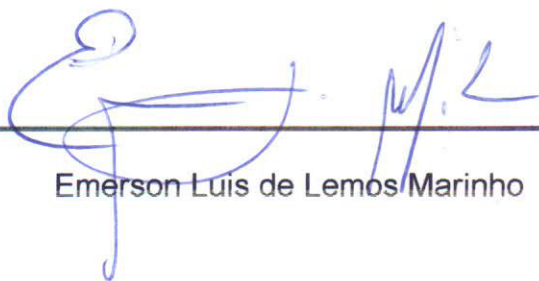


Mileno Tavares Cavalcante

Dissertação aprovada em 26 de fevereiro de 1999



Paulo de Melo Jorge Neto
Orientador



Emerson Luis de Lemos Marinho



Eveline Barbosa Silva Carvalho

BCME-BIBLIOTECA

CCME-BIBLIOTECA

A meus pais

DCME-SP/COLEÇÃO

“Não sabes que o inventor é apenas quem acrescenta a última pedra ao edifício, experimentado antes por inúmeros trabalhadores, anônimos e sacrificados ?”

Oswald de Andrade em “O Homem e o Cavalo”

“Ainda que os anos de tua vida sejam três mil ou dez vezes três mil, lembra-te que ninguém perde outra vida senão a que vive agora, nem vive outra senão a que perde.”

Marco Aurélio, citado por Jorge Luis Borges em
“História da Eternidade”

Agradecimentos

BCME - BIBLIOTECA

Enumerar todas as pessoas que direta ou indiretamente tiveram participação neste trabalho não foi um tarefa fácil, muito menos isenta do risco de omissões. Mesmo nestas circunstâncias, jamais poderia me esquivar de agradecer a algumas delas.

Em primeiro lugar gostaria de agradecer ao meu ex-orientador, Prof. Marcos Costa Holanda, autor da idéia que deu origem a este trabalho, e quem acompanhou boa parte de sua elaboração, até seu afastamento para o cursar o pós-doutorado. Sua objetividade, em muitos momentos, serviu como contraponto a minha natureza um tanto quanto prolixa. Ao Prof. Paulo de Melo Jorge Neto, por ter assumido a árdua tarefa de dar continuidade a orientação de um trabalho quase pronto. Ao Prof. Emerson Marinho, por suas sugestões que muito contribuíram para evidenciar algumas limitações desta dissertação. A Eveline Barbosa, por seus comentários e sugestões no sentido de melhorar este trabalho.

A coordenação do CAEN, na pessoa do Prof. Flávio Ataliba, com quem pude contar nos momentos finais de conclusão deste estudo. Ao Prof. Ivan Castelar, com quem muito aprendi ao longo de meu tempo de permanência no mestrado. Sempre foram particularmente interessantes as discussões ocorridas em um curso de econometria por ele ministrado do qual participei como ouvinte. Ao Prof. Pichai Chumvichitra, pelas longas conversas, que foram fontes de novas idéias.

Ao amigo Mairton, colega de turma, com quem compartilhei em muitos momentos a sede de conhecimento e os esforços no sentido de saciá-la. A ami-

ga Luci, ponto de apoio em ocasiões difíceis. João Alberto e Ricardo Aquino foram importantes, se não imprescindíveis. Colegas e amigos de convivência: Almir, Haroldo, Campos, Marcelo, Márcia, Robert, Esther, Eurílio e Eduardo De-
bacco. Obrigado pelos bons momentos. A Alípio, pela ajuda indispensável. Ao Kléber, ponto em comum a todos os que fazem o CAEN. A Ana Patrícia, sempre amiga, e muito mais.

SCME - BIBLIOTECA

Ao amigo Cláudio André, pela amizade e pela comunhão de idéias que sempre me fizeram pensar que o conhecimento é a base para tudo o mais.

A Bolsa de Mercadorias e Futuros, na pessoa do Sr. Antônio, que tornou prontamente disponível a série de cotações futuras das taxas de câmbio, sem as quais não teria sido possível a concretização de uma parte importante deste trabalho. Ao amigo Adolfo Sachisda, com quem troquei algumas idéias a respeito e pelos artigos que me enviou. Ao Aquino (Galba), em boa parte responsável pela bibliografia que utilizei, e pelo apoio fundamental quando de minha estada em São Paulo em busca deste material.

A meus pais, pela presença sempre indispensável. A Tamara, por tudo.

A Telma Regina, pela imprescindível ajuda no processo de normatização deste trabalho.

A todos os outros que, embora não nominalmente citados aqui, tiveram uma parcela importante de contribuição em tornar possível minha chegada até aqui. Muito obrigado.

Sumário

BCME - BIBLIOTECA

Resumo	I
Introdução	01
Capítulo 1 - Mobilidade de Capital e as Condições Feldstein-Horioka e de Paridade de Taxa de Juros	09
1.1. Introdução.....	09
1.2. Fluxos de Capitais Reais e Financeiros.....	10
1.3. A Relação entre Investimento e Poupança Nacional na Condição Feldstein-Horioka.....	12
1.3.1. A Contribuição Original de Feldstein & Horioka.....	12
1.3.2. A Controvérsia Feldstein-Horioka na Literatura: uma Síntese de <i>Surveys</i>	15
1.3.3. Alguns Trabalhos Empíricos.....	22
1.3.3.1. A Abordagem Tradicional.....	23
1.3.3.2. Outras Abordagens.....	31
1.3.4. Reconsiderando as Críticas a Respeito da Condição Feldstein-Horioka.....	42
1.4. Condições de Paridade de Juros.....	44
1.4.1. Mobilidade de Capital e Paridade de Juros.....	45
1.4.2. As Condições de Paridade de Juros na Literatura.....	49
1.5. Há uma Relação entre as Medidas de Mobilidade de Capital Apresentadas ?.....	51
1.6. Observações Finais.....	54
Capítulo 2 - Poupança Doméstica e Investimento: A Condição Feldstein-Horioka vista para o Brasil: 1947-1995	56
2.1. Introdução.....	56
2.2. Um Pouco sobre as Séries de Dados Utilizadas.....	57
2.3. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka para o Brasil entre 1947 e 1995.....	57
2.3.1. O Coeficiente de Retenção de Poupança na Condição Feldstein-Horioka Original.....	58
2.3.2. Estimação do Coeficiente de Correlação Parcial entre Investimento e Poupança Nacionais.....	62
2.3.3. Estimação de um Modelo de Correção de Erro de 1ª Ordem para Investimento	

e Poupança Nacionais.....	72
2.3.4. Análise Recursiva da Relação entre Investimento e Poupança Nacionais.....	79
2.4. Sumário das Conclusões.....	90
Capítulo 3 - Testes das Condições de Paridade Coberta e Descoberta da Taxa de Juros para o Brasil: Maio/1987-Dezembro/1996.....	93
3.1. Introdução.....	93
3.2. Sobre as Séries de Dados Utilizadas.....	94
3.3. Construção das Séries de Expectativas de Variação Cambial.....	96
3.3.1. Expectativas Extrapolativas.....	97
3.3.2. Expectativas Adaptativas.....	99
3.3.3. Expectativas Racionais.....	101
3.4. Testes Econométricos.....	104
3.4.1. Paridades Coberta e Descoberta de Juros e Mobilidade de Capital.....	104
3.4.2. Testes de Mobilidade de Capital.....	105
3.4.3. Análise Recursiva.....	110
3.5. Sumário das Conclusões.....	118
Resumo das Conclusões e Observações Finais.....	121
Abstract.....	128
Bibliografia Consultada.....	129
Anexos.....	138

BCME - BIBLIOTECA

Lista de Ilustrações

BCME - BIBLIOTECA

Quadro 1.1. Mudança na Localização e Propriedade de Bens de Capital.....	11
Quadro 1.2. Classificação dos Indicadores de Mobilidade de Capital.....	53
Quadro 2.1. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka.....	60
Gráfico 2.1. Investimento Bruto/PIB, Poupança Bruta/PIB e Poupança Externa/PIB - 1947-1995.....	61
Quadro 2.2. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Formulação Alternativa i)...	64
Gráfico 2.2. Investimento Bruto/PIB, Poupança Bruta/PIB e Resíduos do Investimento Bruto/PIB e da Poupança Bruta/PIB - 1947-1995.....	66
Quadro 2.3. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Variáveis Instrumentais I....	69
Quadro 2.4. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Variáveis Instrumentais II...	70
Quadro 2.5. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Formulação Alternativa ii)...	75
Quadro 2.6. Testes das Restrições sobre a Formulação Alternativa ii).....	76
Gráfico 2.3. Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka - Equação (1)....	80
Gráfico 2.4. Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka - Equação (2)....	81
Gráfico 2.5. Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka - Equação (3)....	88
Quadro 3.1. Estimativas da Paridade Coberta.....	107
Quadro 3.2. Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas Extrapolativas.....	108
Quadro 3.3. Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas Adaptativas.....	108
Quadro 3.4. Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas Racionais.....	109
Gráfico 3.1. Coeficientes Recursivos da Paridade Coberta.....	112
Gráfico 3.2. Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta - Expectativas Extrapolativas.....	114
Gráfico 3.3. Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta - Expectativas Adaptativas.....	115
Gráfico 3.4. Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta - Expectativas Racionais.....	116
Tabela A.1. Investimento Bruto, Poupança Bruta, Poupança Externa, Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Variáveis Instrumentais.....	139
Tabela A.2. Taxas de Juros Nominais, Diferencial de Juros, Forward Discount, Infla-	

ção e Diferencial das Taxas de Variação dos Meios de Pagamento e Base Monetária	140
Tabela A.3. Taxa de Variação Câmbio Nominal e Expectativas da Taxa de Variação do Câmbio Nominal (US\$/Moeda Nacional).....	142
Tabela A.4. Testes ADF.....	144
Quadro A.1. Investimento Bruto (% PIB) contra Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Termo de Interação.....	146
Quadro A.2. Poupança Bruta (% PIB) contra Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Termo de Interação.....	146
Quadro A.3. Equação de Expectativas Extrapolativas da Variação da Taxa de Câmbio Nominal.....	146
Quadro A.4. Equação de Expectativas Adaptativas da Variação da Taxa de Câmbio Nominal.....	147
Quadro A.5. Equação de Expectativas Racionais da Variação da Taxa de Câmbio Nominal.....	147

Resumo

BCME-BIBLIOTECA

O principal objetivo deste trabalho é aplicar testes de mobilidade de capital para o Brasil durante o período 1947-1996 com base na condição Feldstein-Horioka e nas condições de paridade de juros coberta e descoberta. Testa-se a condição FH (capitais reais) para o intervalo 1947-1995 e as paridades de juros (capitais financeiros) para maio/1987-dezembro/1996. Discute-se a literatura relativa ao uso destes indicadores e estima-se regressões para estes últimos para a economia brasileira nos períodos mencionados. Os resultados obtidos sustentam a hipótese de perfeita mobilidade de capital apenas para a paridade coberta de juros.

Introdução

BCME - BIBLIOTECA

O tratamento da questão da mobilidade de capital possui importantes desdobramentos na ciência econômica em termos de: i) crescimento econômico; e ii) políticas monetária e fiscal. Em uma economia onde os recursos necessários ao investimento são escassos, o suprimento dos mesmos pode ser feito através do ingresso de poupança externa, o que possibilitaria a ocorrência de crescimento econômico, mesmo com a insuficiência de capitais internos. Isto seria possível desde que existissem nesta economia poucas (ou nenhuma) barreiras aos capitais externos.

Por outro lado, para países onde há livre mobilidade de capitais, as diretrizes das políticas monetária e fiscal tem que, necessariamente, levar em conta este fato, sob pena de terem pouca ou nenhuma eficácia no alcance de seus objetivos. Basta ver, por exemplo, o conhecido modelo de Mundell-Fleming, no qual, supondo-se esta situação e a não-esterilização do aumento das reservas cambiais da economia doméstica, ter-se-ia desde a completa ineficácia da política fiscal sob um regime de câmbio flutuante, até uma política monetária inócua em regime de câmbio fixo.

Neste sentido, tanto nos modelos macroeconômicos como na vida real, a existência ou não de fluxos de capitais que possam se mover livremente de um país para outro afeta consideravelmente o comportamento dos sistemas econômicos e interfere, de forma incontestável, em seus processos de convergência ao equilíbrio.

Assim, o tratamento empírico desta questão é altamente relevante para o melhor entendimento dos mecanismos de funcionamento das economias sob análise, o que permitiria então a escolha de opções de política econômica que melhor se ajustassem à realidade econômica presente nestes países.

do Em termos de economia mundial, vale lembrar, porém, que o fenômeno da mobilidade de capitais entre as economias não é novo, já tendo ocorrido em outras épocas conforme registrado pela história econômica, diferindo apenas em dimensão e extensão geográfica.

BCME - BIBLIOTECA

capitais Mais recentemente, no decorrer das últimas três décadas, diversos países tem experimentado um rápido crescimento dos fluxos de capitais internacionais entre os mesmos, com todos os benefícios e problemas associados a tal ocorrência. Limitados as economias desenvolvidas durante os anos 70 e 80, tais fluxos acabariam estendendo-se aos países da América Latina a partir dos últimos anos da década de 80, sendo que, durante a 1ª metade dos anos 90, as tendências apontavam, apesar da crise mexicana no final de 1994, para o crescimento de tais fluxos em direção a região.

lecture O Brasil, como maior economia latino-americana, não ficaria à margem deste processo, destarte o atraso da entrada do país na rota dos capitais internacionais em relação ao demais países do continente nesta década. No entanto, assim como mencionado para a economia mundial, não é a primeira vez que o país passa a ser receptor de capitais externos. Neste século a economia brasileira tem sido receptora de montantes consideráveis destes capitais, conforme o período que se observa.

Dentro deste contexto, o presente trabalho objetiva testar empiricamente o grau de mobilidade dos capitais internacionais no país ao longo do período 1947-1996. Inicialmente, com a intenção de fornecer o referencial teórico para os testes empíricos, bem como de estabelecer uma ponte entre o presente estudo e outros trabalhos que trataram da questão da mobilidade de capital entre nações no âmbito da condição Feldstein-Horioka e das condições de paridade de juros coberta e descoberta, faz-se uma breve discussão sobre a literatura a este respeito, apresentando-se também a distinção entre os diferentes fluxos de capitais e a relação existente os referidos testes de mobilidade.

Estes últimos são aplicados considerando-se a diferença mencionada, de forma que a mobilidade dos capitais reais é testada para os anos 1947-1995 com base na condição Feldstein-Horioka, e a mobilidade dos capitais financeiros é verificada a partir das paridades coberta e descoberta de taxa de juros para o intervalo maio/1987-dezembro/1996. A escolha dos períodos para aplicação dos testes foi feita unicamente com base na disponibilidade de dados estatísticos na forma e periodicidade adequadas, não tendo sentido, portanto, conjecturas adicionais.

Deve-se ressaltar que os indicadores de mobilidade utilizados não podem ser interpretados de forma homogênea, ou seja, os resultados obtidos com um determinado indicador mostram apenas se a economia brasileira esteve ou não, durante o período em estudo, mais receptiva a um determinado tipo de capital estrangeiro (real ou financeiro), não cabendo, desta forma, extensões além das referidas análises.

Os resultados obtidos mostraram que, de uma forma geral, a mobilidade de capital para a economia brasileira aumentou ao longo do período estudado, sendo que esta mudança manifestou-se marcadamente na forma de i) crescimento da capacidade do país em sustentar déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente entre 1947 e 1995, e ii) redução e quase eliminação do risco país entre maio de 1987 e dezembro de 1996, e redução considerável do prêmio de risco da moeda neste mesmo período, principalmente de meados de 1994 em diante. As reformas na legislação brasileira sobre capital estrangeiro ocorridas ao longo destes anos são, provavelmente, um dos principais fatores que estão por trás da ocorrência de tal fato.

A estrutura deste trabalho é composta por três capítulos e uma seção de conclusões finais. No primeiro capítulo apresenta-se a distinção entre fluxos de capitais reais e financeiros e discute-se a literatura a respeito do uso dos referidos indicadores de mobilidade de capital em termos de estudos que aplicaram tais testes para outros países em diferentes períodos históricos.

A discussão sobre a condição Feldstein-Horioka está centrada em duas categorias: uma que aceita as evidências empíricas relativas a esta condição como resultados robustos, embora recuse-se a interpretar as mesmas como indicadores fidedignos da mobilidade de capital entre os países, e a outra que questiona a robustez de tais evidências. Para a primeira categoria, os resultados encontrados em muitos estudos empíricos indicando a ausência de mobilidade de capital devem-se, na verdade, a existência de um ou mais elementos exógenos que influenciariam simultaneamente poupança e investimento nacionais. Já

a segunda argumenta que *outliers* dominariam as amostras analisadas, o que comprometeria a robustez dos resultados obtidos a partir destas últimas.

Os trabalhos que podem ser enquadrados na primeira categoria, no entanto, predominam na literatura referente a condição Feldstein-Horioka, diferindo apenas no conjunto de variáveis que supostamente explicariam a discrepância entre fatos e resultados. Deste modo, consideradas as limitações do argumento do segundo grupo, segue-se aqui a tese de que os resultados empíricos obtidos na estimação da condição FH contrários a evidências indicando alta ou perfeita mobilidade de capital são, provavelmente, produto da ação de componentes comuns e simultâneos a investimento e poupança nacionais.

Além da referida discussão, apresenta-se também no capítulo um uma breve resenha de alguns trabalhos empíricos sobre a condição FH que inclui desde estudos que abordam o problema de uma forma mais próxima à utilizada por Feldstein & Horioka em seu artigo original, embora na perspectiva da primeira categoria acima mencionada, bem como outras abordagens mais inovadoras, tais como o uso do coeficiente de correlação parcial entre investimento e poupança doméstica e de um modelo de correção de erro de 1ª ordem na modelagem da relação entre estas variáveis.

Ainda no primeiro capítulo, discute-se brevemente as condições de paridade coberta e descoberta de juros, bem como as razões que estão por trás da não-ocorrência de ambas e a relação existente entre as mesmas. A paridade coberta de juros, também conhecida como condição mais fraca para a perfeita mobilidade de capital, expressa a relação existente entre o diferencial das taxas de juros interna e externa e a taxa de variação do câmbio nominal projetada no

mercado futuro de câmbio. A sua ocorrência implica na existência de um prêmio de risco nulo relativo ao país doméstico comparativamente a outros países ou a economia mundial. Já a paridade descoberta é a relação entre o diferencial de taxas de juros mencionado e as expectativas de variação do câmbio nominal, expectativas estas formadas a partir de alguma hipótese ou modelo teórico. Sendo a condição de paridade descoberta de juros verdadeira, têm-se que o risco da moeda doméstica em relação a ativos emitidos em outras moedas é zero.

BCME-BIBLIOTECA

A ocorrência desta última condição requer a ocorrência da paridade coberta de taxas de juros, sendo, deste modo, a paridade descoberta uma condição mais forte para a perfeita mobilidade de capital que a paridade coberta. Isto ocorre em função da existência do risco país implicar na existência do risco moeda, não sendo, porém, a recíproca necessariamente verdadeira.

Da mesma forma que há uma relação entre as condições de paridade coberta e descoberta de taxas de juros como indicadores de mobilidade de capital, também existe uma associação entre estas e a condição Feldstein-Horioka. Esta relação ocorre através da paridade de taxas interna e externa de juros reais. Desta forma, para que as taxas de juros reais interna e externa sejam iguais, é necessário que as paridades coberta e descoberta ocorram, sendo que a condição Feldstein-Horioka ocorrerá somente se a paridade de juros reais for verdadeira. Daí a condição FH ser denominada de condição mais forte para a perfeita mobilidade de capital.

O segundo capítulo trata da aplicação da condição Feldstein-Horioka para a economia brasileira no período 1947-1995. Tais testes são feitos com

base em três diferentes abordagens à esta condição previamente discutidas no capítulo anterior, a saber: a utilizada pelos autores em seu artigo original, a que usa o coeficiente de correlação parcial entre poupança e investimento nacionais e a que utiliza um modelo de correção de erro de 1ª ordem para a relação entre estas variáveis. Além destas abordagens, usou-se também algumas variáveis instrumentais para a poupança nacional com objetivo de controlar o problema da endogeneidade desta variável.

Os resultados obtidos evidenciaram o aumento da mobilidade de capitais reais ao longo do período estudado, tendo este crescimento ocorrido a partir do início da década de 60 na forma de uma maior capacidade do país em sustentar déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente. As estimativas da condição Feldstein-Horioka também mostraram a necessidade de se controlar os efeitos da endogeneidade da poupança nacional e se qualificar cuidadosamente os resultados obtidos, sob pena de se realizar inferências enganadoras.

O terceiro capítulo traz os testes referentes as paridades coberta e descoberta da taxa de juros para o Brasil entre maio/1987 e dezembro/1996. Para a estimação da paridade descoberta, foram utilizadas três hipóteses para formação das expectativas de variação da taxa de câmbio nominal: extrapolativa, adaptativa e racional.

As estimativas destas condições mostraram que a hipótese de perfeita mobilidade de capital só é aceita para a paridade coberta de juros, sendo que tais testes demonstraram também a redução do risco país no decorrer do período analisado, com a sua eliminação a partir de meados de 1994. Já no caso da paridade descoberta, as evidências empíricas não permitiram a aceitação da

referida hipótese para qualquer das hipóteses de formação de expectativas utilizadas. O prêmio de risco da moeda, apesar de decrescente, não chegou a ser eliminado, evidenciando que o risco moeda foi uma barreira importante ao livre fluxo de capitais financeiros no período em questão.

A parte final deste trabalho faz um resumo das conclusões obtidas ao longo do mesmo e traz algumas observações a respeito destas últimas. De um modo geral, pode-se afirmar que a mobilidade de capital na economia brasileira cresceu no decorrer do período 1947-1996, sendo que tal fenômeno ocorreu por meio de uma maior capacidade de sustentação de déficits em conta-corrente e de uma redução contínua, ao longo da década de 90, do risco país e do risco moeda. Tais fatos, como já se afirmou anteriormente, são provavelmente fruto das modificações ocorridas na legislação brasileira sobre capital estrangeiro nestes anos, tendo esta se tornado progressivamente mais favorável ao ingresso destes capitais no país.

Por fim, vale lembrar que apesar da associação existente entre os testes de mobilidade de capital aqui utilizados, não foi possível explorar a mesma empiricamente, em razão da indisponibilidade de séries de dados com periodicidade equivalente para a condição Feldstein-Horioka e as condições de paridade de juros. Tal investigação poderá ser feita no futuro, à medida que tais informações tornem-se disponíveis.

Capítulo 1 - Mobilidade de Capital e as Condições Feldstein-Horioka e de Paridade de Taxa de Juros

1.1. Introdução

O objetivo deste capítulo é discutir algumas das medidas de mobilidade de capital utilizadas na literatura e suas abordagens teóricas, bem como resumir os resultados obtidos a partir da aplicação das referidas medidas a países e/ou grupos de países em diferentes períodos de tempo.

Iniciando pelo controverso artigo de Feldstein & Horioka (1980), que propôs o uso da correlação entre investimento e poupança nacionais como indicador de abertura de uma determinada economia a fluxos de capitais reais ¹, segue-se a este um breve *survey* da controvérsia que se seguiu a sua publicação e algumas aplicações do teste de mobilidade de capital proposto por estes autores, conhecido como condição Feldstein-Horioka (FH), a alguns países. Incluem-se também desenvolvimentos mais recentes para esta condição e as evidências empíricas destes estudos.

Outro teste de mobilidade de capital encontrado na literatura sobre o assunto é a paridade de taxa de juros. Apresenta-se neste capítulo três medidas de mobilidade (ou condições de paridade): i) a paridade de juros reais; ii) a paridade descoberta da taxa de juros; e iii) a paridade coberta de taxa de juros. Discute-se também as principais razões que estão por trás da não-ocorrência de tais condições, ressaltando-se sempre a relação existente entre as mesmas.

¹ A distinção entre os diferentes tipos de capitais é feita logo a seguir.

A estrutura do presente capítulo é a seguinte: após esta introdução, faz-se a distinção entre fluxos de capitais reais e financeiros. A terceira seção discute a condição Feldstein-Horioka, a controvérsia a seu respeito e alguns estudos empíricos sobre a mesma, bem como reconsidera algumas das críticas à utilização desta condição como indicador de mobilidade de capital. A quarta seção trata das condições de paridade de taxa de juros. A quinta seção apresenta a relação existente entre a condição FH e as paridades de juros. A sexta e última seção encerra este capítulo trazendo algumas observações conclusivas.

1.2. Fluxos de Capitais Reais e Financeiros

Antes de tratar da questão das medidas utilizadas na verificação do grau de mobilidade de capital entre países, é necessário determinar em relação a qual tipo de fluxo de capital as mesmas se aplicam. Isto é feito simplesmente através da distinção entre fluxos de capitais reais e fluxos de capitais financeiros. A este respeito, Sinn (1991), com base em Ruffin (1984), apresenta um quadro-resumo que permite a classificação dos diferentes fluxos de capitais em uma ou outra categoria. Tal classificação é reproduzida no quadro 1.1.

A partir da observação do referido quadro pode-se claramente distinguir os diferentes tipos de movimentos de capitais. Suponha que existam dois países A e B e que um bem de capital está inicialmente localizado no país A. A mudança deste bem de capital do país A para o país B, associada à mudança de seu proprietário - de um residente em A para um residente em B -, está classificada como comércio internacional de bens de capital.

Quadro 1.1. - Mudança na Localização e na Propriedade de Bens de

Capital

	<i>Mudança de Localização</i>	<i>Um bem de capital muda do país A para o país B</i>	
		Sim	Não
<i>Mudança de Propriedade</i>			
<i>Um residente do país B compra um bem de Capital</i>	Sim	Comércio Internacional de Bens de Capital	Comércio Internacional de Títulos de Propriedade sobre o Capital (<i>securities</i>)
	Não	Movimentos de Capital Real	Transações Domésticas

Fonte: Sinn (1991)

Já a mencionada mudança de localização do bem de capital em questão de A para B, sem a transferência de sua propriedade de um residente de um país para um residente de outro país, é denominada no quadro 1.1. de movimentos de capitais reais. Quanto aos movimentos de capitais financeiros, estes estão associados apenas a mudança de proprietário-residente de um país para outro. Não havendo nenhuma mudança de localização do bem de capital nem alteração no país de residência de seu proprietário, teria-se o caso de transações domésticas de bens de capital.

As transações entre residentes e não-residentes de um determinado país envolvendo a compra e venda de títulos e papéis deste e de outros países, tais como títulos do governo e títulos privados - ações, debêntures, *commercial papers*, contratos futuros, opções, etc. -, podem ser classificadas, sem grandes

problemas, como movimentos de capitais financeiros, uma vez que os papéis negociados em tais operações tanto refletem os fundamentos presentes no setor real das economias envolvidas como também tem implicações sobre os mesmos.²

1.3. A Relação entre Investimento e Poupança Nacional na Condição Feldstein-Horioka

1.3.1. A Contribuição Original de Feldstein & Horioka

No final dos anos 70, a publicação de um estudo empírico, sugerindo o uso da correlação entre investimento e poupança interna como indicador do grau de mobilidade de capital entre os países, chamou a atenção por conta dos resultados obtidos, que contradiziam o que se pensava ser um fato: o livre fluxo de capitais entre as nações, como consequência da crescente desregulamentação dos mercados financeiros mundiais então, observada desde a década de 60.

Neste trabalho, Feldstein & Horioka (FH) afirmam que o investimento em uma determinada economia poderia ser completamente financiado por poupança externa caso o capital pudesse se mover livremente entre os países. Isto ocorreria na ausência de barreiras ao livre fluxo de capitais entre as nações³ e

² Através de um modelo simples, Dooley, Frankel e Mathieson (1987) exploram as ligações existentes entre os setores real e financeiro de duas economias supondo mobilidade de capital entre as mesmas.

³ Em seu estudo, Feldstein & Horioka enumeram alguns fatores que impediriam o livre fluxo de capitais entre as nações tais como impostos sobre o retorno do capital, aversão ao risco por parte dos investidores em relação a oportunidades de investimento em outros países, restrições

na suposição de que os capitais sempre movem-se de um país para outro em busca da melhor oportunidade de investimento em termos de risco-retorno. Da mesma forma, a poupança interna de um país, sob a hipótese de perfeita mobilidade, poderia ser usada para financiar investimentos em outras economias.

No sentido de verificar o quanto da poupança doméstica era canalizada para o financiamento do investimento interno e assim testar a mobilidade de capital entre os países, FH estimaram para um grupo de 16 países da OECD a seguinte equação básica - o método utilizado foi o dos mínimos quadrados ordinários (MQO) ⁴

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = a + b\left(\frac{S}{Y}\right)_i + e_i \quad (1)$$

onde

$\left(\frac{I}{Y}\right)_i$ - razão investimento doméstico bruto-produto interno bruto (PIB)

$\left(\frac{S}{Y}\right)_i$ - razão poupança doméstica bruta-produto interno bruto (PIB)

$e \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$

Os autores utilizaram nesta estimação as médias anuais da poupança e do investimento bruto no período 1960-1974 para cada um países que faziam parte da amostra. Feldstein & Horioka sugeriram que quanto mais próximo de

a exportação de capital, receio da criação no futuro de controles sobre o movimento de capitais e a existência de leis regulamentando o uso da poupança doméstica.

⁴ Os países foram Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, Alemanha Ocidental, Grécia, Irlanda, Itália, Japão, Holanda, Nova Zelândia, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

um estivesse o valor estimado do coeficiente h , maior a parcela da poupança doméstica usada para financiar o investimento interno *vis-à-vis* o investimento em outros países.

No outro extremo, quanto mais próximo a estimativa de h estivesse de zero, menor o volume de poupança interna canalizada para o financiamento do investimento doméstico e maior a parcela desta poupança utilizada para financiar o investimento em outros países. Se h fosse igual a zero teria-se o caso de perfeita mobilidade de capital, enquanto que para $h = 1$ ocorreria uma situação na qual não há qualquer mobilidade de capital para a economia ou economias em questão.

BCME - BIBLIOTECA

Para a estimação proposta, os autores obtiveram um valor de h igual a 0,887, com desvio-padrão 0,074 e R^2 igual a 0,91 para investimento e poupança brutos e um h estimado de 0,938, com desvio-padrão 0,091 e R^2 igual a 0,87 para estas mesmas variáveis líquidas da depreciação.⁵ Com base nestes resultados, FH concluíram que boa parte da poupança doméstica da amostra de países analisada permanece nos mesmos, o que seria claramente incompatível com a hipótese de perfeita mobilidade de capital.

Feldstein & Horioka estimaram ainda a relação entre investimento e poupança nacionais, para uma amostra de 12 países da OECD referente ao período 1969-1975, usando a abordagem de equações simultâneas com o intuito de controlar o problema da endogeneidade potencial entre estas variáveis. Os

⁵ Apesar de Feldstein & Horioka centrarem a sua análise sobre investimento e poupança brutos, os mesmos também estimaram a relação (1) para estas variáveis descontadas da depreciação, embora chamando a atenção para a possibilidade de ocorrência de problemas como erros de medida e definições contábeis imperfeitas no cálculo da depreciação destas últimas, o que poderia produzir uma correlação espúria entre as mesmas.

resultados obtidos também se mostraram inconsistentes com a hipótese de perfeita mobilidade de capital.⁶

Este trabalho estimulou o surgimento de diversos outros estudos sobre a correlação entre investimento e poupança nacionais, que, trabalhando com diferentes conjuntos de amostras de países, períodos e abordagens, ora repetiram os mesmos resultados encontrados por FH, ora obtiveram evidências contrárias à contribuição destes autores.

1.3.2. A Controvérsia Feldstein-Horioka na Literatura: uma Síntese de *Surveys*

Sinn (1991) classifica os trabalhos que se seguiram a contribuição seminal de Feldstein-Horioka em duas categorias. A primeira aceita a elevada correlação entre poupança e investimento nacionais como uma regularidade empírica robusta, mas, ao mesmo tempo, recusa-se a interpretar tal regularidade como uma evidência contrária à hipótese de perfeita mobilidade de capital. Já a segunda questiona a robustez dos resultados fornecidos pela correlação poupança-investimento.

Segundo o autor, a primeira linha de trabalhos argumenta que a elevada correlação entre poupança e investimento nacionais, encontrada em diversos estudos empíricos para diferentes períodos e grupos de países, deve-se a existência de um ou mais elementos exógenos que influenciariam simultaneamente

⁶ Para maiores detalhes ver Feldstein & Horioka (1980, p. 323-325). A amostra utilizada é uma sub-amostra do conjunto de 16 países da OECD mencionada anteriormente, para a qual haviam dados disponíveis sobre a seguridade social.

estas variáveis. Ou seja, a poupança nacional seria uma variável endógena, tendo o seu comportamento em parte determinado pelos mesmos fatores que influenciariam o investimento.

Frankel (1989) e Sinn (1991) citam como exemplos destes elementos, em um contexto de séries de tempo, o movimento cíclico da renda, os encaixes líquidos de ativos estrangeiros [Masson, Kremers & Horne (1989)], as taxas de crescimento da população e da produtividade, a ação do governo no sentido de eliminar déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente [Fieleke (1982), Tobin (1983), Westphal (1983), Caprio & Howard (1984), Summers (1988), Roubini (1988) e Bayoumi (1990)] e o efeito da dimensão do país doméstico.

Em um contexto *cross-section*, Sinn (1991) cita a taxa de crescimento da renda nacional e a presença de bens de consumo *non-tradables* como causadores de correlações espúrias entre poupança e investimento nacionais [Obstfeld (1986), Murphy (1986) e Wong (1990)].

Dooley, Frankel & Mathieson (1987) vão mais além e afirmam que

*“ Any economic variable, in addition to the cost of capital that influences the investment rate, will probably be correlated with the national saving rate. This is true not only for the level of income, population growth, and productivity growth, but also for energy shocks, real wages, strikes, and so forth. ”*⁷

⁷ Dooley, Frankel & Mathieson (1987, p. 508).

Porém, no sentido de tornar a presente discussão mais objetiva, dentre os elementos acima mencionados, tratar-se-á aqui apenas dos dois argumentos mais comuns nos estudos empíricos sobre a correlação poupança-investimento, a saber: os efeitos da dimensão do país doméstico, conhecido como *country size argument*, e das políticas do governo visando combater déficits em conta-corrente - *policy reaction argument* - sobre esta correlação.

O *country size argument* ou *large country argument*, pode ainda, de acordo Sinn, ser classificado em duas vertentes. A primeira diz respeito ao fato de que quanto maior e mais diversificada se torna uma economia menor a sua necessidade de recorrer a poupança externa (via empréstimos) no caso da ocorrência de um choque que afete a poupança e/ou o investimento doméstico [Harberger (1980)]. Nas palavras de Dooley, Frankel & Mathieson (1987):

*" The argument is that large countries tend to be more diverse than small countries (...) For this reason, multiple saving and investment shocks tend to cancel out, and there is proportionately less need in the aggregate for the country to borrow or lend to the rest of the world. "*⁸

No entanto, os mesmos autores desqualificam a interpretação de Harberger (1980)

" Harberger's point is a convincing explanation of why ratios of the current account to GDP (CA/Y) (...) might be closer to zero for large

⁸ id. *ibid.*, p. 520.

countries than for small countries. But it does not seem in itself to explain why the saving-investment regression coefficient would be higher for large countries than for small countries. If the variance of the saving rate S/Y (or of the investment rate disturbances) is smaller for large countries because shocks cancel out, but changes in net capital inflow per unit change in the current account are the same, then the variance of the current account will also be smaller, but the regression coefficient need not be. " ⁹

A outra vertente do *country size argument* refere-se a importância do país doméstico na determinação da taxa de juros internacional [Murphy (1984) e (1983)]. Se mudanças no nível da poupança doméstica geram modificações significativas no comportamento da taxa de juros vigente nos mercados financeiros internacionais, então investimento e poupança nacionais serão correlacionados, mesmo na presença de perfeita mobilidade de capital. ¹⁰ Isto ocorreria

⁹ id. *ibid.*, p. 521.

¹⁰ Dooley, Frankel & Mathieson (1987) estabelecem três condições que devem ser satisfeitas para que, sob perfeita mobilidade de capital, se possa esperar que a correlação poupança-investimento seja nula: i) o investimento nacional depende de uma certa taxa (esperada) de retorno real representativa da economia, mas não de outras variáveis que são correlacionadas com a poupança nacional; ii) a taxa externa de retorno real esperado relevante para poupança e investimento é determinada exogenamente à economia nacional; e iii) as taxas esperadas de retorno real interna e externa são iguais. Se apenas uma destas três condições não for satisfeita, a correlação poupança-investimento será diferente de zero, mesmo em uma situação de perfeita mobilidade de capital. A condição i) requer que a poupança nacional seja uma variável exógena com relação ao investimento. A segunda condição refere-se ao caso em que o país doméstico é pequeno sob a ótica dos mercados financeiros internacionais. Já a terceira e última condição, por envolver outras medidas de mobilidade de capital, será discutida com detalhes adiante. Conforme id. *ibid.*, p. 505-506. É fácil ver que o *policy reaction argument* e o *country size argument* discutidos nesta subseção estão diretamente associados a não-ocorrência das condições i) e ii) mencionadas.

em função destas variáveis serem ambas sensíveis à taxa de juros interna/externa.¹¹

Frankel (1989), tendo como referência um estudo anterior [Frankel (1986)], no entanto, afirma que esta vertente não consegue explicar porque os países que tem altas taxas de poupança em relação a média tendem a ter também elevadas taxas de investimento em relação a média.¹²

Quanto ao efeito das políticas governamentais para combater déficits em conta-corrente sobre a correlação investimento-poupança - *policy reaction argument* -, a idéia principal é de que a adoção sistemática pelo governo de políticas visando eliminar saldos negativos no balanço de pagamentos em conta-corrente afetaria ao mesmo tempo poupança e investimento nacionais.

A razão para que isto ocorra deve-se ao fato destas variáveis estarem relacionadas através da identidade

$$CA_t = S_t - I_t = -KA_t$$

BCME - BIBLIOTECA

onde I é o investimento nacional bruto, S é a poupança nacional bruta, CA é o saldo em transações correntes e KA é o saldo do balanço de capitais (capitais autônomos + capitais compensatórios). Desta forma, toda vez que o governo implementasse medidas eficazes com o objetivo de corrigir déficits em CA , a correlação entre o investimento e a poupança nacionais aumentaria, produzindo

¹¹ Observe, no entanto, que enquanto o investimento (I) é sempre função negativa da taxa de juros (r) - i.e. $I'(r) < 0$ -, para a poupança (S), $S'(r)$ é incerta, pois depende dos efeitos renda e substituição sobre o consumo decorrentes de variações em r . Para maiores detalhes ver Blanchard & Fisher (1989, p. 93-94).

¹² Ver Frankel (1989, p. 6-7).

então estimativas para h que indicariam baixa mobilidade de capital, quando na verdade isto não ocorreria.

A segunda linha de trabalhos sobre a condição Feldstein-Horioka, como mencionado anteriormente, afirma que a elevada correlação poupança-investimento encontrada nos estudos empíricos não é um resultado robusto. Os defensores deste argumento alegam que poucas observações dominariam a amostra, o que exerceria uma forte influência sobre o coeficiente de retenção de poupança (b) em (1) [Murphy (1984) e Wong (1990)].

Sinn (1991) apresenta estimativas para a equação (1) utilizando dados anuais de 1960 a 1988, com três amostras distintas: a primeira incluindo todos os 24 países da OECD, a segunda igual a primeira menos Luxemburgo, e a terceira idêntica a segunda excluindo o Japão. Na forma de estimativas mostrando a evolução de h ao longo do período estudado ¹³, os resultados evidenciam que a presença de *outliers* nas amostras sob análise, tais como os dois países citados acima, especialmente o primeiro, pode comprometer a robustez dos mesmos.

Como solução para este problema, Kennedy (1992) sugere retirar-se da amostra, depois de identificadas, as observações com tais características e, então, reestimar-se a relação estudada. No entanto, como bem aponta o autor, este tipo de ação corretiva nem sempre é a melhor coisa a ser feita, pois tais observações podem conter informações valiosas para o ajustamento do modelo testado, sendo portanto mais recomendável, em alguns casos, mantê-las na

¹³ O autor estimou um total de 49 regressões *cross-section*, cada uma referente a um ano da amostra. Cada ano desta última incluía informações relativas a poupança e ao investimento para cada um dos 24 países da OECD. Sinn (1991, p. 9-10, 19 e 21-24).

amostra a ser analisada. Mas, como em muitas situações não é óbvio o que deve ser feito, esta questão continua em aberto.¹⁴

Deste modo, o questionamento da robustez de *todas* as evidências empíricas sobre a correlação poupança-investimento, sob a hipótese de que as mesmas tem como base amostras dominadas pela presença de alguns *outliers*, parece ser algo que ainda deva ser encarado com bastante cautela.

Com o objetivo de se controlar a natureza endógena da poupança nacional, e assim obter estimativas confiáveis para o coeficiente de retenção de poupança (h), tem sido propostas várias soluções. Dooley, Frankel & Mathieson (1987) citam algumas: adicionar a taxa de crescimento da população e do produto como variáveis explicativas, ao lado da poupança, a (1) [Summers (1985)]; utilizar investimento e poupança nacionais dessazonalizados [Frankel (1985)]; acrescentar um *gap* do produto bruto (PIB) como variável explicativa em (1) [Sachs (1981)]; e usar as médias decenais das variáveis de (1) na estimação desta equação [Frankel (1985)].¹⁵ A esta lista poderia-se acrescentar, o uso de variáveis instrumentais para a poupança nacional [Dooley, Frankel & Mathieson (1987), Frankel (1989), Bayoumi (1990), Dekle (1996)].

O uso de algumas das soluções propostas acima e os resultados empíricos obtidos a partir destas serão discutidos na próxima sub-seção, quando serão apresentados alguns trabalhos que utilizam estas abordagens, bem como outras aplicações da condição Feldstein-Horioka e alguns desenvolvimentos recentes para a mesma.

¹⁴ Para mais detalhes ver Kennedy (1992, p. 279-282).

¹⁵ Dooley, Frankel & Mathieson (1987, p. 507).

Por fim, a classificação sugerida por Sinn enquadra, praticamente, a totalidade das contribuições mais significativas da literatura que se seguiu ao surgimento do artigo de Feldstein & Horioka. Através dela também é possível se ter uma idéia geral dos principais argumentos existentes que procuram explicar a correlação poupança-investimento obtida em muitos destes trabalhos.

1.3.3. Alguns Trabalhos Empíricos

O objetivo desta seção é apresentar alguns estudos empíricos sobre a condição Feldstein-Horioka e seus principais resultados e conclusões. Controvérsias à parte, estes trabalhos demonstram que, se por um lado, a condição FH apresenta resultados conflitantes com a suposta realidade estudada em alguns casos - mesmo quando se procura controlar os problemas associados a endogeneidade da poupança nacional e a presença de componentes comuns a investimento e poupança, por outro demonstra ser uma regularidade robusta. É óbvio que tudo isto depende ainda da metodologia empregada na estimativas da correlação investimento-poupança. Estudos recentes [Taylor (1994,1996)] mostram ser possível, com base em novas especificações para a correlação mencionada e um controle adequado do problema da endogeneidade, a utilização da condição FH como um indicador fidedigno do grau de mobilidade de capital entre os países. Então, no sentido de preservar a linha de discussão seguida até aqui, tratar-se-á agora da apresentação de alguns trabalhos sobre a referida condição.

A ordem de exposição seguirá a metodologia empregada nestes estudos, ou seja, primeiramente apresentar-se-á aqueles trabalhos que podem ser considerados, de uma maneira geral, similares ao artigo original de Feldstein & Horioka em relação a abordagem utilizada no mesmo em termos de tratamento da questão, embora possa se dizer que estes se distinguem do trabalho original pelo fato de trazerem diferentes pontos de vista sobre o uso da condição FH como indicador de mobilidade de capital. A seguir são discutidos alguns estudos que propuseram a utilização desta condição de forma diferente da inicialmente imaginada por Feldstein & Horioka, como também aqueles que fizeram uso de técnicas estatísticas mais modernas com a finalidade de obter estimativas que melhor evidenciassem a adequabilidade ou não desta condição como medida confiável de mobilidade de capital entre os países. Vale lembrar que esta divisão não é rígida, e que, como poderá ser notado, há diversos pontos em comum entre ambos os grupos da mesma.

1.3.3.1. A Abordagem Tradicional

Estimando a equação (1) para uma amostra composta por 14 países desenvolvidos e 48 em desenvolvimento referente aos períodos 1960-1973 e 1974-1984, Dooley, Frankel & Mathieson (1987) utilizaram médias do investimento e da poupança de cada um destes países para os períodos mencionados e as variações destas médias entre estes dois períodos para cada país.

Os autores estimaram (1) somente para os países desenvolvidos, logo a seguir, apenas para os países em desenvolvimento e por fim para o grupo for-

mado por todos os países, este último com a inclusão de variáveis *dummy* diferenciando os países pertencentes ao primeiro grupo dos pertencentes ao segundo grupo. Os resultados obtidos para os dois grupos separadamente mostraram que a mobilidade de capital é maior entre os países em desenvolvimento que entre as economias maduras.

Para a amostra incluindo todos os países, Dooley, Frankel & Mathieson observaram que, ao contrário do esperado, o valor estimado do coeficiente b foi maior no período subsequente ao fim da era Bretton Woods (1974-1984) que nos anos anteriores (1960-1973), quando as taxas de câmbio entre as principais moedas internacionais eram mantidas fixas.¹⁶

O uso de variáveis instrumentais para a poupança¹⁷ na estimação de (1) produziu resultados na mesma direção: para variáveis em nível, o coeficiente de retenção de poupança (b) foi estatisticamente igual a zero para o grupo de países em desenvolvimento nos dois períodos sob análise, sendo que para o grupo referente aos países desenvolvidos o valor estimado de b aumentou consideravelmente em relação as estimativas anteriores, não se mostrando estatisticamente diferente de um. Para a diferença das médias entre 1960-1973 e 1974-

¹⁶ Durante a vigência do sistema de Bretton Woods as taxas de câmbio entre as principais moedas (dólar americano, marco alemão, yen japonês, libra esterlina e franco francês) eram mantidas fixas em termos de seu valor ao par - i.e. cada uma era definida em termos de uma certa quantidade fixa de ouro e, a partir daí, estabelecia-se a taxa de câmbio entre estas moedas. Isto implicava o total controle dos governos sobre suas moedas. Com a mudança (desvalorização) do valor ao par do dólar em fevereiro de 1973, tem início, na prática, o sistema de taxas de câmbio flutuantes. Tal fato, além de representar a falência do sistema regido pelo acordo de Bretton Woods, facilitou consideravelmente as operações de compra e venda de divisas e, conseqüentemente, os fluxos de capitais. Para maiores detalhes ver Grabbe (1991, chapters 1 and 2).

¹⁷ Dooley, Frankel & Mathieson utilizaram como variáveis instrumentais a razão dos gastos militares como proporção do PIB para a poupança do governo e a *dependency ratio* para a poupança do setor privado. Esta última variável é formada a partir da razão população dependente (menor que 15 anos-maior que 64 anos) - população entre 15 e 64 anos. Dooley, Frankel & Mathieson (1987, p. 514-515 e 529).

1984 a estimativa de b foi estatisticamente igual a zero para ambos os grupos de países. No caso da amostra incluindo todos os países, os resultados mostraram-se similares aos obtidos para o grupo de países em desenvolvimento tanto com as variáveis em nível como para as variações nas médias.

Acreditando que a diferença entre os resultados dos diferentes grupos de países devia-se a heterogeneidade da amostra dos países em desenvolvimento, os autores dividiram este grupo em *market borrowers countries* e *official financing dependent countries* e reestimaram a equação (1) com base na mesma metodologia empregada anteriormente. As estimativas obtidas não apresentaram alterações qualitativas em relação aos resultados anteriores, nem mesmo com o uso de variáveis instrumentais.¹⁸

Por fim, com base nos resultados obtidos Dooley, Frankel & Mathieson concluíram que a correlação poupança-investimento é uma regularidade empírica robusta, o que causaria dúvidas sobre a visão que os mercados nacionais de capital físico - ou capitais reais, de acordo com a classificação proposta no quadro 1.1. - são altamente integrados.

Em uma análise para a economia americana, Frankel (1989) estimou a equação (1) utilizando como variáveis instrumentais para a poupança nacional as mesmas usadas por Dooley, Frankel & Mathieson (1987).¹⁹ Trabalhando com médias decenais para o período 1869-1987 com o objetivo de eliminar as variações cíclicas das variáveis, o autor calculou as estimativas para (1) e obteve um b igual a 0,976, com desvio-padrão de 0,086 e R^2 de 0,96. A inclusão de um

¹⁸ Para maiores detalhes ver, id. *ibid.*, p. 509-518

¹⁹ A definição da variável *dependency ratio*, no entanto, difere da utilizada por Dooley, Frankel & Mathieson (1987). Frankel utilizou a razão população menor que 21 anos e maior que 64-população entre 21 e 64 anos.

termo auto-regressivo para correção da provável auto-correlação dos resíduos reduziu o valor estimado de b para 0,785, que, embora menor que a estimativa anterior, também não se mostrou estatisticamente diferente de um (a 5%). O mesmo pode se dizer a respeito de um termo de tendência, quer incluído isoladamente ao lado da poupança em (1), quer incluído junto com o termo auto-regressivo.

Frankel também estimou (1) utilizando dados anuais para o investimento e variáveis instrumentais da poupança nacional para os períodos 1929-1987 e 1955-1987 e alguns sub-períodos destes. Para o anos 1929-1987 e 1929-1979, os valores estimados de b foram 0,79, com desvio-padrão 0,06 e R^2 igual a 0,94, e 0,86, com desvio-padrão 0,04 e R^2 0,97, respectivamente. A inclusão de um termo auto-regressivo de 1ª ordem em (1) para correção da auto-correlação dos resíduos reduziu a estimativa de b apenas no período 1929-1987 - de 0,79 para 0,67, com desvio-padrão de 0,19 -, não provocando alterações nesta estimativa para 1929-1979. Já no sub-período 1980-1987, a estimativa do coeficiente de retenção de poupança foi estatisticamente igual a zero, com R^2 de 0,17, sendo que a adição de um termo AR(1) à equação (1) reduziu o coeficiente de ajustamento da mesma (R^2) a zero.

Novamente com o objetivo de eliminar os efeitos das variações cíclicas sobre os resultados, o autor reestimou (1) usando dados desazonalizados para as mesmas variáveis utilizadas anteriormente, só que agora para o período 1955-1987. Neste caso, à exceção do sub-período 1955-1979, os resultados indicaram a ocorrência de perfeita mobilidade de capital entre 1955-1987 e 1980-1987. Quanto ao intervalo 1955-1979, o valor estimado de b foi estatisti-

camente igual a um, sugerindo exatamente o oposto para este sub-período - i.e. nenhuma mobilidade de capital.

Frankel atribuiu esta diferença ao considerável crescimento do déficit público americano durante a década de 80, que, com a ausência de uma política monetária acomodativa e/ou um aumento da poupança privada interna, ocasionou o acúmulo de déficits no balanço de pagamentos dos Estados Unidos naqueles anos.²⁰

No estudo de Frankel (1989) os resultados obtidos parecem sugerir a existência de um antagonismo. Quando o autor utilizou médias decenais a conclusão apontou para a completa ausência de mobilidade de capital, enquanto que o uso de dados anuais desazonalizados sugeriu o contrário: perfeita mobilidade. Embora as duas análises refiram-se a períodos distintos - a primeira envolve um intervalo maior de tempo que a segunda -, tal preocupação tem fundamento.

Em um trabalho posterior, Sinn (1991) alerta para o viés positivo provocado nas estimativas do coeficiente b pelo uso de médias de longo prazo (cinco anos ou mais) do investimento e da poupança na estimação da equação (1). Para fundamentar tal argumento, o autor baseia-se em uma abordagem intertemporal do balanço de pagamentos em conta-corrente, que afirma que no longo prazo o saldo em conta-corrente é zero (restrição orçamentária externa). Desta forma, além de ocultar a variabilidade das estimativas de b quando calculadas ano a ano - no caso de *cross-section* anuais para grupos de países -, tal fato pode, em alguns casos, ser o responsável pelos resultados obtidos em muitos

²⁰ Frankel (1989, p. 8-10).

trabalhos com base na condição Feldstein-Horioka, que apontaram para a completa ausência de mobilidade de capital entre países e/ou grupos de países.²¹

Além do grau de mobilidade de capital, Bayoumi (1990) procurou observar se as elevadas correlações entre poupança e investimento nacionais, encontradas com frequência na literatura a respeito, ocorriam devido ao comportamento endógeno dos agentes privados em relação as suas decisões de investimento e poupança ou a ação do governo com a intenção de combater déficits em conta-corrente (*policy reaction argument*).

Para avaliar tais hipóteses, o autor inicialmente estimou a condição FH para o período 1965-1986 com uma amostra de 10 países industrializados utilizando médias da poupança e investimento nacionais relativas ao intervalo analisado.²² Bayoumi encontrou um valor estimado para o coeficiente de retenção de poupança de 0,97, com desvio-padrão de 0,11, sendo que para diferentes sub-períodos da amostra em questão (1966-1970, 1971-1975, 1976-1980 e 1981-1985) os resultados se mostraram qualitativamente idênticos. O uso de uma variável instrumental para a poupança e de *bootstrap regressions* não provocou alterações significativas nas estimativas de b .²³

BCME - BIBLIOTECA

²¹ Sinn argumenta ainda que " *It should be noted that the potential comovement of saving and investment over the business cycle is not a reason for using long-term averages in a cross-section regression.* " Sinn (1991, p. 18). Além de alguns dos resultados apresentados em Frankel (1989), poderiam ser citados como exemplo deste fato o próprio artigo original de Feldstein & Horioka (1980), Dooley, Frankel & Mathieson (1987) e Bayoumi (1990), dentre outros.

²² Estados Unidos, Japão, Alemanha Ocidental, Reino Unido, França, Canadá, Noruega, Finlândia, Bélgica e Grécia.

²³ A variável instrumental utilizada foi o valor ajustado da poupança doméstica obtido a partir da regressão do valor observado desta contra o percentual da população total entre 15 e 64 anos, o percentual do emprego total desta faixa etária da população, transferências da seguridade social e pagamentos correntes do governo, estes últimos como % do PIB. Já as *bootstrap regressions* tiveram com base a técnica de *bootstrapping*, que consiste no uso de replicações da amostra original para estimação da relação desejada. As médias das estimativas então obtidas são consideradas estimadores robustos dos parâmetros populacionais. Ver Bayoumi (1990, p. 369).

No sentido de explorar a possibilidade destes resultados ocorrerem devido ao comportamento endógeno dos agentes privados, o autor reestimou a equação (1) para a mesma amostra e período usando investimento e poupança privados, excluindo do primeiro o investimento em estoques.²⁴ Neste caso, as estimativas de h apontaram para a existência de uma correlação investimento-poupança privado inferior à obtida para estas mesmas variáveis incluindo o governo - 0,58 com desvio-padrão de 0,29 para o intervalo 1965-1986 -, sendo a mesma decrescente ao longo do tempo quando estimou-se o coeficiente de retenção de poupança para os sub-períodos mencionados. A utilização de uma variável instrumental para a poupança privada e de *bootstrap regressions* não produziu resultados diferentes.

Com base nestas evidências, Bayoumi concluiu que a referida hipótese não oferecia uma explicação satisfatória para as elevadas correlações observadas entre poupança e investimento nacionais no pós-guerra para os países industrializados estudados.

Por fim, o autor procurou verificar se as correlações poupança-investimento observadas poderiam ser explicadas pela real ausência de mobilidade de capital entre os países ou pelo *policy reaction argument*. Neste sentido, e com objetivo de obter estimativas referentes a um período com poucos controles de capitais e baixa intervenção do governo que pudessem ser comparadas

²⁴ A hipótese a ser testada neste caso seria a mesma (i.e. $\beta = 1$), só que referente apenas a mobilidade de capital para o setor privado das economias sob análise. A razão para se excluir o investimento em estoques do investimento total baseia-se na suposição de que as variações no primeiro refletiriam a ocorrência de perturbações não-esperadas na economia, sendo estes, segundo o autor, os principais fatores responsáveis pelas elevadas correlações investimento-poupança nacionais observadas em muitos trabalhos empíricos, e não a baixa mobilidade de capital como se poderia inferir de tais estimativas.

com os resultados anteriores, o mesmo estimou a condição FH para o intervalo de vigência do padrão-ouro (1880-1913) usando uma amostra de países ligeiramente distinta da até então utilizada.²⁵

A comparação das estimativas anteriores com as obtidas para este período tornou evidente, segundo o autor, que as correlações poupança-investimento para o pós-guerra poderiam ser satisfatoriamente explicadas pelo *policy reaction argument*.

Note-se que apesar de uma parte dos resultados de Bayoumi (1990) poder ser enquadrada no argumento de Sinn (1991), as estimativas obtidas pelo autor referentes ao período de vigência do padrão-ouro parecem contrapor-se a este, já que, mesmo com o uso de médias da poupança e do investimento nacionais para cada um dos países da amostra utilizada, tais resultados indicaram a ocorrência de perfeita mobilidade de capital nestes anos. Tal fato é suficiente para evidenciar a limitação histórica deste argumento.²⁶

BCME-BIBLIOTECA

²⁵ A amostra em questão era composta pelos seguintes países: Alemanha Ocidental, Itália, Reino Unido, Austrália, Dinamarca, Noruega e Suécia. Os resultados foram, para médias do investimento e da poupança: valor estimado de b 0,29 (MQO) e 0,31 (*bootstrap regression*), com desvios-padrão 0,46 e 0,53, respectivamente. Para os sub-períodos 1880-1890, 1891-1901 e 1902-1913 não houve mudanças qualitativas nas estimativas.

²⁶ Ou seja, a idéia da restrição orçamentária externa intertemporal sobre o balanço de transações correntes parece só ser aplicável a períodos de reconhecida alternância de abundância e escassez de fluxos de capitais internacionais. Isto porque, no caso de uma maior estabilidade dos fluxos de financiamento externo, a utilização de médias decenais ou quinquenais da poupança e do investimento na estimação da condição FH - embora possa distorcer em parte os resultados -, dificilmente poderá levar a aceitação da hipótese de ausência de mobilidade de capital em uma situação na qual os fatos apontem em uma direção diferente.

1.3.3.2. Outras Abordagens

Uma outra linha utiliza uma metodologia similar a de Feldstein & Horioka só que aplicada a estados ou regiões de um país. Por exemplo, Dekle (1996) estimou o coeficiente de retenção de poupança para o Japão usando médias do investimento total e poupança total brutas como proporção do produto interno bruto de 45 distritos para o período 1975-1988 e também para sub-amostras do mesmo: 1975-1979, 1980-1984 e 1985-1988. Trabalhando com dois conjuntos das amostras mencionadas, um incluindo e outro excluindo os distritos de Tokyo e Osaka e os distritos vizinhos ²⁷, o autor obteve resultados apontando para a existência de uma significativa relação negativa entre investimento agregado e poupança agregada em todas as amostras utilizadas.

Atribuindo estes resultados ao fato de que havia uma correlação negativa entre poupança e investimento dos governos distritais, Dekle reestimou a equação (1), usando dados sobre poupança bruta e investimento bruto privado como proporção do produto distrital para cada um dos distritos, com base na mesma metodologia empregada nas estimativas anteriores e nos mesmos conjuntos de amostras. Os resultados obtidos indicaram a ausência de uma relação significativa entre investimento e poupança privados para todas as amostras, o que poderia ser interpretado, segundo o autor, como uma prova de que a mobi-

²⁷ O autor exclui os mencionados distritos das amostras em questão em razão da possibilidade dos gastos de consumo de Tokyo e Osaka serem superestimados por conta das despesas de consumo efetuadas nestes distritos por residentes de distritos vizinhos. Obviamente, em tal situação, os gastos de consumo referentes aos distritos situados na vizinhança de Tokyo e Osaka seriam subestimados.

lidade de capital é maior entre regiões de um determinado país que entre as nações propriamente ditas.²⁸

Em um trabalho anterior, mas com a mesma conotação, Sinn (1991) estimou um *benchmark* para o coeficiente h , de forma que a partir desta referência fosse possível se ter uma idéia de qual seria o valor estimado de h que se encontraria em um mercado onde ocorresse perfeita mobilidade de capital. Usando dados *cross-section* sobre poupança e investimento de 49 estados dos EUA para o ano de 1957, o autor calculou estimativas para a equação (1) e obteve um valor para h de -0,1114, com estatística t igual a -1,47 e R^2 ajustado de 0,024. Com base nestes resultados, Sinn concluiu que os fluxos de capitais intranacionais são mais sensíveis a variações na poupança doméstica que os fluxos de capitais externos.

No sentido de controlar o problema da endogeneidade da poupança nacional, Taylor (1994) propôs o uso do coeficiente de correlação parcial entre investimento e poupança como indicador de mobilidade de capital.²⁹ A idéia do autor era controlar o efeito de variáveis exógenas que afetavam simultaneamente poupança e investimento nacionais - o que seria a causa da obtenção de elevadas correlações entre estas variáveis nos estudos empíricos -, e então recal-

²⁸ Dekle também estimou (1) usando a renda percapita como variável instrumental para a poupança privada. Os resultados apenas confirmaram o que já havia se afirmado anteriormente sobre a correlação entre investimento e poupança privados. Para maiores detalhes ver Dekle (1996, p. 63-65). Note-se que embora o estudo de Dekle esteja, a princípio, sujeito às críticas de Sinn (1991) sobre o uso de médias de longo prazo da poupança e do investimento, os resultados obtidos pelo autor desqualificam tais objeções, desde que interpretados exclusivamente sob a ótica da mobilidade de capital.

²⁹ Definindo-se implicitamente a seguinte relação funcional $F(SY, IY, X) = 0$, onde X denota o conjunto de variáveis que afetam simultaneamente poupança e investimento nacionais, pode-se afirmar que o teste da existência de um *crowding out* entre SY e IY , controlando-se os efeitos de X sobre estas variáveis, é equivalente ao teste da hipótese de baixa mobilidade de capital. Para maiores detalhes ver Taylor (1994, p. 4-6). Note-se que este argumento, apesar de ligeiramente mais sofisticado, é similar ao da endogeneidade potencial entre poupança e investimento mencionado anteriormente.

cular esta correlação apenas para os componentes destas duas variáveis cujo comportamento não era função de forças exógenas.³⁰

Neste sentido, e com base em abordagens teóricas referentes a preços relativos, fatores demográficos e dinâmica do crescimento para a escolha dos componentes exógenos a serem "filtrados" da poupança e do investimento³¹, Taylor estimou primeiramente as seguintes equações por MQO

$$\left(\frac{C}{Y}\right) = C(GR, DR, DRGR, p_C) \quad (2) \quad \left(\frac{G}{Y}\right) = G(GR, DR, DRGR, p_G) \quad (3)$$

$$\left(\frac{I}{Y}\right) = I(GR, DR, DRGR, p_I) \quad (4)$$

onde $\left(\frac{C}{Y}\right)$, $\left(\frac{G}{Y}\right)$ e $\left(\frac{I}{Y}\right)$ denotam o consumo do setor privado, o consumo do governo e os gastos com investimento bruto, todos como proporção do produto bruto da economia (PIB)

GR é a taxa de crescimento do produto da economia

DR representa um vetor de estrutura etária - $(D1, D2, D3)$

$DRGR$ é um termo de interação³²

p_i é o logaritmo do preço do bem i *tradable* na economia ($i = C, G, I$) - C e G denotam bens de consumo do setor privado e do governo, enquanto I refere-se a bens de investimento

³⁰ A respeito do uso de variáveis instrumentais com o mesmo propósito, Taylor argumenta: "Fundamentally, the (somewhat obvious) point to be made is that instrumental variable techniques invoked to address simultaneity issues do not confront the omitted variable problem." id. *ibid.*, p. 6. Bayoumi (1990) atribuiu as correlações poupança-investimento obtidas em regressões com base em séries de tempo a ocorrência de choques de oferta e demanda não-esperados.

³¹ Para maiores detalhes sobre os fundamentos teóricos de tal escolha, a especificação das equações (2), (3) e (4) e o teste empírico deste modelo ver Taylor (1994, p. 6-15 e 26-27).

³² Esse vetor é composto pelas parcelas da população total referentes a três faixas de idade: 0-14 anos ($D1$), 15-64 ($D2$) e mais de 65 anos ($D3$). O termo de interação utilizado tem como finalidade captar a distribuição dos gastos de consumo do setor privado de acordo com faixa etária em uma situação na qual o produto da economia está fora do *steady-state*. Ver id. *ibid.*, p. 11 e 27. É fácil ver que o vetor etário usado nada mais é que os componentes da *dependency ratio* utilizados separadamente.

A amostra utilizada era composta por médias quinquenais de todas as variáveis citadas de 103 países no período 1965-1989.³³ As estimativas das equações (2), (3) e (4) foram feitas para *cross-sections* da amostra mencionada e de várias sub-amostras da mesma referentes aos períodos 1965-1969, 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984 e 1985-1989.³⁴

Então, tomando os resíduos destas estimativas, Taylor estimou a seguinte equação para as mesmas amostras previamente utilizadas

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i^{RESID} = \alpha + \beta \left(\left(\frac{C}{Y}\right)_i^{RESID} + \left(\frac{G}{Y}\right)_i^{RESID} \right) + \mu_i \quad (5)$$

onde: $\left(\frac{I}{Y}\right)_i^{RESID}$ são os resíduos estimados da equação (4)

$\left(\left(\frac{C}{Y}\right)_i^{RESID} + \left(\frac{G}{Y}\right)_i^{RESID} \right)$ é a soma dos resíduos estimados das equações (2) e (3)

α e β tem o mesmo significado de a e b na equação (1), sendo que β é o coeficiente de correlação parcial entre investimento e consumo agregado, com $\beta = -b$ (i. e. o negativo do coeficiente de retenção de poupança, na terminologia da condição Feldstein-Horioka)³⁵

³³ Taylor justifica o uso de médias quinquenais das variáveis afirmando que " (...) a) they abstract from short-term business-cycle fluctuations that cannot be appropriately modeled and which are of little relevance for long-term capital movement; and b) they overcome intrinsic averaging in the underlying data, most of which, particularly the demographic data, relies on benchmark or census observations punctuated by interpolation - (...) ". id. ibid. p. 12. A divisão da amostra de 103 países em sub-amostras foi feita com base em estudos anteriores, em critérios de classificação dos países conforme o seu nível de renda (critérios do Banco Mundial) e por regiões. Para maiores detalhes sobre a amostra e sub-amostras utilizadas ver p. 12-13 e 29-30 do referido trabalho.

³⁴ Os resultados de tais estimativas não são apresentados pelo autor.

³⁵ Observe que testar se existe um *crowding out* entre consumo e investimento nacionais é equivalente a testar-se o mesmo entre poupança e investimento nacionais. Isto é claramente demonstrável a partir da equação (1). Substituindo-se nesta equação a identidade $S/Y = I - C/Y$ - que é equivalente a $S = Y - C$ - obtém-se $\left(\frac{I}{Y}\right)_i = (a + b) - b\left(\frac{C}{Y}\right)_i + e_i$, onde $(a + b) = \alpha$ e

Os resultados obtidos pelo autor apontaram comportamentos distintos para as estimativas do coeficiente β , conforme a amostra de países utilizada. No caso do grupo composto por países desenvolvidos, as estimativas de β revelaram, apesar das flutuações, uma clara tendência de queda do mesmo ao longo do período analisado, sendo que o valor estimado de β não foi estatisticamente diferente de zero para os sub-períodos 1975-1979, 1980-1984 e 1985-1989. Isto seria um indicativo de um maior grau de integração dos mercados de capitais destes países ao longo do tempo.

Já para os países em desenvolvimento e os considerados pobres, as estimativas indicaram, segundo o autor, a existência de correlações poupança-investimento significativas, embora inferiores a um e apresentando tendências declinantes até o final da primeira metade da década de 80. Para o período 1985-1989, as estimativas mostraram uma aparente reversão de tais tendências, fato esse provavelmente associado a crise de endividamento externo vivida por estes países nestes anos. ³⁶

BCME - BIBLIOTECA

Com base nestes resultados, Taylor concluiu que a correlação poupança-investimento da condição Feldstein-Horioka, frequentemente replicada em estudos empíricos, seria consequência de um viés provocado pela omissão de variáveis relevantes nesta especificação, que influenciariam simultaneamente o comportamento do investimento e poupança nacionais.

$-b = \beta$ para a equação (5). Consequentemente, a interpretação do valor estimado de β é a mesma do coeficiente de retenção de poupança (b), tendo-se apenas que inverter o sinal.

³⁶ Ver id. ibid., p. 17, 21, e 28.

Em um outro artigo, Taylor (1996) analisou uma amostra de 12 países para o período 1850-1992.³⁷ O objetivo do autor era verificar i) se os mercados de capitais eram integrados durante a vigência do padrão-ouro; ii) se o período entre guerras foi caracterizado pela baixa mobilidade de capital; e iii) se houve um movimento gradual de integração entre os mercados de capitais no pós-guerra.

Neste sentido, Taylor trabalhou com duas abordagens para a condição Feldstein-Horioka. Uma para a mobilidade de capital no longo prazo e outra para a mobilidade de capital no curto prazo. A primeira utilizou médias do investimento e da poupança dos países analisados para cada cinco e para cada dez anos. A partir deste procedimento, o autor estimou a equação (1) utilizando *cross-sections* para cada grupo de médias referentes a um mesmo período. Analisando os resultados obtidos com base em comparações entre períodos, Taylor observou que, para o intervalo 1860-1992, houve maior (alta) mobilidade de capital na década de 1880, nos anos 1905-1915, e nas décadas de 20 e 80 deste século. O autor notou ainda que o capital fluía mais livremente entre as nações no início deste século, que na década passada (anos 80). Concluiu também que os anos nos quais a mobilidade de capital era menor estavam associados a períodos de crise (1ª Guerra Mundial, Grande Depressão, choques do petróleo e colapso do sistema de Bretton Woods, etc.).³⁸

³⁷ Os países eram Argentina, Austrália, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Japão, Noruega, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos. Note-se que devido a inexistência de informações estatísticas a respeito do investimento e da poupança para alguns destes países em algumas décadas do século 19, nem sempre a amostra estudada referia-se a todos os países mencionados. Para países como França, Alemanha, Noruega e Dinamarca estes dados também não estiveram disponíveis para alguns anos do século 20. Para maiores detalhes ver *ib. ibid.*, p. 46-48.

³⁸ No sentido de lidar com possíveis erros de medida para o investimento e a poupança, Taylor estimou ainda regressões relacionando o saldo em conta-corrente como proporção do PIB com o

Para verificar a mobilidade de capital no curto prazo e a provável heterogeneidade da correlação poupança-investimento para os países estudados, Taylor utilizou séries de tempo do investimento e da poupança para cada um dos países que compunham a amostra analisada. Como os testes ADF padrão revelaram que estas séries eram não-estacionárias para a maioria dos países nos períodos para os quais as mesmas estavam disponíveis (exceções: Austrália e Itália), o autor propôs o uso de um modelo de correção de erro de 1ª ordem para investigar a relação entre investimento e poupança dos países em questão.

O modelo proposto era o seguinte³⁹

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_t = a^{ECM} + b^{ECM} \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_t + c^{ECM} \left(\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} - \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1} \right) + d^{ECM} \left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} + \Psi_t \quad (6)$$

onde Ψ_t é o termo aleatório e Δ denota a 1ª diferença da variável a ele associada

O coeficiente b^{ECM} tem o mesmo significado que b na equação (1) quando estimada para séries de tempo.⁴⁰ Já c^{ECM} é definido pelo autor como um indicador da velocidade de convergência do sistema em direção ao equilíbrio, ou

investimento bruto como porcentagem do PIB. Os resultados apenas confirmaram as conclusões anteriores. A respeito das críticas de Sinn (1991, 1992) sobre o uso de médias do investimento e da poupança, o autor reestimou (1) utilizando *cross-sections* anuais e concluiu que "(...) it is clear that the time-averaging has not change the qualitative result." id. *ibid.*, p. 16.

³⁹ Sendo um modelo de correção de erro de 1ª ordem usualmente apresentado na forma $\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_t = g_0 + g_1 \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_t + g_2 z_{t-1} + \Psi_t$, onde $z_t = \left(\frac{I}{Y}\right)_t - q_0 - q_1 \left(\frac{S}{Y}\right)_t$, obtém-se, após a substituição do termo de correção de erro (z_{t-1}) por sua definição e uma pequena manipulação algébrica, a expressão mostrada em (6).

⁴⁰ O autor interpreta o coeficiente de retenção de poupança (b) em (1) como medida de mobilidade de capital de longo ou curto prazo, conforme se estime esta equação com base em *cross-sections* de médias de períodos ou simplesmente utilizando séries de tempo.

ainda uma medida da sustentabilidade de déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente. Os coeficientes a^{ECM} e d^{ECM} indicavam a natureza do equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento. Taylor especificou ainda um conjunto de restrições sobre os parâmetros da expressão acima de forma que pudesse testar diferentes formulações para a condição FH.⁴¹

Estimando a equação (6) diretamente por MQO para cada um dos países da amostra para quatro diferentes períodos (1880-1913, 1914-1945, 1946-1971 e 1972-1992) com o objetivo de detectar mudanças estruturais nos parâmetros de (6), o autor obteve resultados contrastantes para os países analisados. No caso da Argentina, Austrália, Dinamarca e Estados Unidos, as estimativas indicaram redução na mobilidade de capital, enquanto que para o restante da amostra, observou-se uma tendência no sentido de um crescimento da mesma ao longo do tempo. Taylor verificou também diferenças no grau de sustentabilidade de déficits em conta-corrente dos países que compunham a amostra, e que investimento e poupança nacionais cointegravam para todos os países, embora não em todos os sub-períodos em questão.⁴²

Os testes das restrições revelaram que a especificação representada pela expressão (6) dominava a amostra na maioria dos casos, sendo que os parâmetros da mesma não se mostraram estáveis no longo prazo para quase todos os países da amostra, com exceção dos Estados Unidos e da Suécia.

⁴¹ Estas restrições eram i) $b^{ECM} - d^{ECM} = 1$ e $c^{ECM} = 1$; ii) $d^{ECM} = c^{ECM} = 0$; iii) $d^{ECM} = b^{ECM} = 0$; e iv) coeficientes não-variáveis entre 1850 e 1992.

⁴² Taylor utilizou significância do coeficiente c^{ECM} como um teste de cointegração entre investimento e poupança nacionais. Para uma discussão mais completa a respeito deste teste, ver capítulo 2, seção 2.3.3.

Comparando os resultados obtidos para os testes de mobilidade de capital no curto e no longo prazo, Taylor deduziu que a diferença entre estes devia-se a heterogeneidade da amostra de países estudada, o que seria consequência da progressiva segmentação do mercado internacional de capital. Por fim, observando os valores médios do coeficiente de retenção de poupança (h) para a amostra como um todo obtidos segundo as duas abordagens utilizadas, o autor concluiu ainda que a mobilidade de capital entre 1880 e 1992 foi maior no curto que no longo prazo.

Já Sachsida & Caetano (1998) afirmam que a condição FH, na verdade, não é uma medida adequada da mobilidade de capitais entre os países, argumentando que a mesma refletiria apenas a relação existente entre as poupanças interna e externa.⁴³ Os autores, no entanto, vão mais além e asseguram que é possível ter-se um valor estimado para h estatisticamente igual a 1 em uma situação de perfeita mobilidade de capital, como também $h = 0$ com total ausência de mobilidade de capital. Isto dependeria, segundo os mesmos, da variância da poupança externa em relação a da poupança doméstica, independentemente da composição destas no financiamento do investimento interno.⁴⁴

⁴³ Formalmente este argumento pode ser expresso da seguinte forma: seja a condição FH, $(\frac{I}{Y})_t = a + b(\frac{S}{Y})_t$, e a seguinte identidade $\frac{I}{Y} = \frac{S}{Y} + \frac{CA}{Y}$, onde $\frac{CA}{Y}$ denota a poupança externa como proporção do PIB. Substituindo-se a primeira na segunda obtém-se $(\frac{CA}{Y})_t = a + (b-1)(\frac{S}{Y})_t$, com $(b-1)$ como termo que mede a associação entre as poupanças interna e externa.

⁴⁴ Isto pode ser visualizado a partir do coeficiente de correlação entre as poupanças interna e externa, ou $\rho = \frac{Cov(\frac{S}{Y}, \frac{CA}{Y})}{\sqrt{Var(\frac{S}{Y})}\sqrt{Var(\frac{CA}{Y})}} = \frac{(b-1)}{r}$, com $r = \frac{\sqrt{Var(\frac{CA}{Y})}}{\sqrt{Var(\frac{S}{Y})}}$. Então, é fácil ver que $r\rho + 1 = b$. Desta forma, quanto maior for r (para $r > 1$), com $\rho < 0$ (relação de substitutabilidade entre as poupanças), maior será a mobilidade de capital. Por outro lado, quanto menor r (para $r < 1$), com $\rho > 0$ (relação de complementaridade entre as poupanças), menor a mobilidade de capital. Este raciocínio também deixa claro que as estimativas do coeficiente de retenção de poupança (b)

Com o objetivo de comprovar sua tese, Sachsida & Caetano procuraram estimar o grau de associação entre as referidas poupanças no curto e no longo prazo, no financiamento do investimento doméstico para a economia brasileira entre 1947 e 1995. Desta forma, utilizando dados relativos a investimento e poupança no Brasil para este período, os autores estimaram a equação (1) por mínimos quadrados generalizados (MQG), obtendo um valor estimado para b igual a 0,6656, com desvio-padrão 0,0992. Já a relação entre poupanças externa e interna produziu um coeficiente estimado de -0,3344, com desvio-padrão de 0,0992, por MQG. Os autores interpretaram tal resultado como um indício da existência de uma relação de substitutabilidade entre as poupanças interna e externa.

BCME - BIBLIOTECA

Para analisar a associação no curto e no longo prazo entre as variáveis em questão, Sachsida & Caetano estimaram modelos autoregressivos de defasagens distribuídas (ADL) para a condição FH e para a relação poupança externa-interna.⁴⁵ Trabalhando com modelagens ADL (1, 1) em ambos os casos, os autores não obtiveram estimativas significativamente diferentes dos resultados anteriores para o coeficiente da poupança doméstica não-defasada na condição FH e na relação poupança externa-interna no que se refere ao curto prazo (0,6124, com desvio-padrão 0,0961, e -0,3876, com desvio-padrão 0,0961, respectivamente).

Em termos de longo prazo, as estimativas resultantes apontaram para a existência de complementaridade da poupança externa com respeito a interna

não estão necessariamente restritas ao intervalo $[0, 1]$, embora sua interpretação, como proposta por Feldstein & Horioka (1980), só faça sentido quando $0 \leq b \leq 1$.

⁴⁵ Para uma breve caracterização destes modelos ver Mills (1990, p. 279-280).

no financiamento do investimento doméstico - coeficientes estimados de 1,097 para a relação investimento-poupança interna e de 0,09659 para a relação poupança externa-interna, com desvios-padrão 0,04373 e 0,4373, respectivamente. Já os resultados da estimação de modelos de correção de erro de 1ª ordem para as relações em questão apresentaram velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de aproximadamente 24% ao ano para ambas, apontando ainda para a substitutabilidade no curto prazo entre as poupanças externa e interna.⁴⁶

Com base em tais resultados, Sachsida & Caetano observaram que a condição FH reflete muito mais a relação existente entre as poupanças interna e externa no financiamento do investimento doméstico do que o grau de mobilidade de capital entre países.

Apesar dos resultados obtidos por estes autores levantarem a questão de como as poupanças interna e externa se combinam para financiar o investimento doméstico, e a relação entre estas e a mobilidade de capital, um ponto chama a atenção: a forma como as hipóteses testadas são propostas. Ou seja, Sachsida & Caetano não chegam a explorar empiricamente os pontos que, segundo eles, desqualificam a condição FH como medida de mobilidade de capital. Eles simplesmente assumem que esta apenas reflete a associação entre a poupança doméstica e a poupança externa e passam a verificar qual o tipo de relação existente entre estas últimas e o investimento interno.

Deste modo, o argumento utilizado pelos autores pode ser questionado em pelo menos um aspecto: a exogeneidade da poupança doméstica. Como se viu até agora, um dos elementos que parece invalidar interpretações das esti-

⁴⁶ Para maiores detalhes ver Sachsida & Caetano (1998, p. 19-21).

mativas de b para a equação (1) como indicador confiável da mobilidade de capital é a provável existência de um conjunto de variáveis a influenciar simultaneamente poupança e investimento nacionais. Desta forma, a idéia da relação entre as variâncias da poupança interna e externa como fator determinante da correlação poupança-investimento nacionais, ao invés da mobilidade de capital como proposto por Feldstein & Horioka, parece não ser suficiente para explicar os resultados empíricos obtidos em muitos estudos.⁴⁷

1.3.4. Reconsiderando as Críticas a Respeito da Condição Feldstein-Horioka

Pelo que se viu até o momento, o uso da condição Feldstein-Horioka como indicador de mobilidade de capital entre nações e/ou grupos de nações não está isento de críticas. Ao contrário, boa parte destas fundamenta-se no fato desta condição sugerir a existência de pouca ou nenhuma liberdade para os capitais fluírem livremente entre as economias nacionais quando o período histórico e o ambiente econômico-institucional presente parecem indicar exatamente o contrário.

⁴⁷ Observe que $Var\left(\frac{I}{Y}\right) = Var\left(\frac{S}{Y}\right) + Var\left(\frac{CA}{Y}\right) + Cov\left(\frac{S}{Y}, \frac{CA}{Y}\right)$, pois $\frac{I}{Y} = \frac{S}{Y} + \frac{CA}{Y}$. Dado que poupança e investimento nacionais possuem diversos componentes em comum, é de se esperar que suas variâncias não sejam muito diferentes. Deste modo, no limite teria-se para a expressão acima $Var\left(\frac{I}{Y}\right) \cong Var\left(\frac{S}{Y}\right)$, ou ainda $Var\left(\frac{CA}{Y}\right) \cong -Cov\left(\frac{S}{Y}, \frac{CA}{Y}\right)$. Neste caso, $r\rho + 1 = b$ tornaria-se $\frac{-r}{\sqrt{Var\left(\frac{S}{Y}\right)}} = b - 1$, pois $\rho \cong \frac{-1}{\sqrt{Var\left(\frac{S}{Y}\right)}}$. Como em tal situação a variância da poupança externa

deve ser menor que a da poupança doméstica em razão daquela ser o resíduo entre o investimento nacional e esta última, r deverá ser menor que 1, o que leva $b \rightarrow 1$, conforme o grau de endogeneidade da poupança interna. Isto demonstra o que já se afirmou anteriormente sobre a associação existente entre este problema e as estimativas obtidas para b . Se, em um outro extremo, a poupança doméstica fosse completamente exógena, então poderia-se ter, em alguns casos, a situação descrita por Sachida & Caetano.

Mesmo com o uso de diferentes técnicas de controle dos problemas relativos a estimação da correlação poupança-investimento, a mesma em muitos casos é elevada e significativa em situações nas quais os eventos sugerem o contrário. O que fazer então? Como possível saída para este tipo de problema, Taylor (1996) defende o uso da análise comparativa na interpretação das estimativas da condição FH. Em suas palavras

*" (...) the Feldstein-Horioka approach, it is argued, provides no intrinsic absolute yardstick for measuring capital mobility. In short, even we do estimate h , and even when we think we have estimated correctly, we still have no prior basis for judging how big is big, or how small is small. Hence, the imperative of employing comparative analysis: h may have some meaning when compared for cross-sections at different points in time, or for time-series studies of different countries. "*⁴⁸

Tal argumentação parece responder em parte a Frankel (1989): *" If the regressions of saving and investment were a good test for barriers to financial market integration, one would expect to see the coefficient falling over time. "*⁴⁹

Então, apesar dos problemas associados a estimação da condição Feldstein-Horioka, que, como se viu, podem ser devidamente controlados, continua sendo necessário a realização de mais estudos com o objetivo de verificar a adequabilidade da referida condição como indicador do grau de mobilidade de

⁴⁸ Taylor (1994, p. 10).

⁴⁹ Frankel (1989, p. 7). A frase seguinte a citação acima demonstra o estágio dos estudos sobre a condição FH à época que o estudo de Frankel foi escrito: *" Until now, the evidence has if anything showed the coefficient rising over time than falling. "*

capital entre os países. Isto, obviamente, não quer dizer que a mesma não deva ser utilizada como medida de abertura das economias a fluxos de capitais reais. Possivelmente, tudo dependerá da técnica usada para lidar com os problemas inerentes à condição FH, da maneira de interpretar os resultados obtidos e do confronto destes últimos com as evidências históricas.

1.4. Condições de Paridades de Juros

BCME - BIBLIOTECA

A discussão precedente a respeito do uso da condição Feldstein-Horioka como medida de mobilidade de capital deve agora ser colocada em uma perspectiva mais ampla. Ou seja, a que tipo de capital refere-se este indicador? De acordo com o que foi colocado na seção 1.2., há basicamente dois tipos de fluxos de capitais: os fluxos reais e os fluxos financeiros. Como a condição FH mede a dimensão da parcela do investimento em capital físico de uma determinada economia que é financiada por poupança interna (ou externa), é fácil ver, a partir da classificação feita no quadro 1.1., que a correlação poupança-investimento nacional indica o quão livremente os fluxos de capitais reais movem-se entre esta economia e o resto do mundo.

No entanto, uma questão fica em aberto: sobre os fluxos de capitais financeiros. Como determinar se há livre mobilidade de capitais deste tipo entre as economias nacionais? Com o objetivo de preencher tais lacunas, o foco da discussão do restante deste capítulo está centrado sobre as condições de paridades de taxa de juros. Como se verá logo a seguir, a ocorrência destas parida-

des indica, sob determinados aspectos, a perfeita integração financeira de uma ou mais economias nacionais aos mercados internacionais de capital.

1.4.1. Mobilidade de Capital e Paridades de Juros

Em um trabalho já mencionado neste capítulo, Frankel (1989) sugere o uso de quatro medidas de mobilidade de capital: i) a condição Feldstein-Horioka; ii) paridade das taxas de juros reais; iii) paridade descoberta de juros; e iv) paridade coberta de juros.⁵⁰ A primeira já foi objeto de discussão anterior. As outras três serão examinadas a partir de agora.⁵¹ Note-se que sendo qualquer uma das referidas paridades verdadeira, têm-se o caso de perfeita mobilidade de capital segundo esta paridade.

A primeira condição a ser discutida é a paridade de juros reais. Esta condição pode ser expressa da seguinte maneira

$$r_t - r_t^* = (i_t - \Delta p_t^e) - (i_t^* - \Delta p_t^{e*}) = 0 \quad (7)$$

onde: r_t é a taxa de juros real vigente na economia doméstica em t

r_t^* é a taxa de juros real para o resto do mundo em t

i_t é a taxa de juros nominal representativa do país doméstico em t

i_t^* é a taxa de juros nominal representativa dos mercados financeiros internacionais em t

⁵⁰ id. *ibid.*, p. 3-4.

⁵¹ O que permite classificar as condições de paridade de juros como indicadores de mobilidade de capital financeiro é o fato destas estarem diretamente associadas a operações de compra e venda, entre residentes e não-residentes, de direitos de propriedade sobre determinados ativos (ver Quadro 1.1. e seção 1.2.). Sob esta ótica, as taxas de retorno esperadas destes ativos podem ser vistas como meros "espelhos" do comportamento das taxas de juros.

Δp_t^e é a taxa de inflação esperada para o período t na economia doméstica

$\Delta p_t^{e,*}$ é a taxa de inflação esperada para t no resto do mundo

A ocorrência da paridade real de juros requer, em primeiro lugar, que a paridade (relativa) do poder de compra seja verdadeira, ou seja que o diferencial das taxas de inflação esperadas para a economia nacional e para o resto do mundo, referentes a um mesmo período, sejam iguais a expectativa de variação cambial (ΔS_t^e).⁵² Isto é

$$\Delta p_t^e - \Delta p_t^{e,*} = \Delta S_t^e$$

Substituindo-se esta condição na expressão (7), obtém-se a paridade descoberta de juros, que é

$$\Delta S_t^e = (i_t - i_t^*) \quad (8)$$

Então, para que a paridade de juros real ocorra é necessário, além da paridade do poder de compra entre as moedas, que a expressão (8) seja verdadeira. Já a ocorrência da paridade descoberta implica a perfeita substitutabilidade entre ativos emitidos em diferentes moedas (i.e. entre ativos domésticos e ativos estrangeiros). Ou seja, o risco associado a manutenção de ativos estran-

⁵² A paridade absoluta do poder de compra é definida da seguinte forma $S_t^e = P_t^e / P_t^{e,*}$, onde S_t^e é a taxa de câmbio nominal esperada, P_t^e é o índice de preços doméstico esperado para t , e $P_t^{e,*}$ é o índice de preços externo esperado. A ocorrência desta paridade garante que a taxa de câmbio real esperada ($R_t^e = S_t^e P_t^e / P_t^{e,*}$), seja uma constante. Note-se ainda que para uniformidade da terminologia até aqui utilizada, a taxa de câmbio deve ser definida como a razão entre a moeda nacional e uma cesta de moedas representativa das principais economias mundiais. Para efeitos práticos, no entanto, pode-se utilizar as taxas de câmbio entre a moeda nacional e cada uma das principais moedas mundiais.

geiros no portfólio de residentes é idêntico ao envolvido quando há ativos domésticos nas mãos de não-residentes.⁵³ Note-se, ademais, que sendo a paridade descoberta de juros verdadeira, a seguinte identidade também o será

$$\Delta S_t^e = fd_t$$

onde o termo fd_t refere-se ao desconto (prêmio) no mercado de câmbio para contratos futuros de compra/venda de divisas.⁵⁴

Por fim, a partir desta igualdade chega-se a última condição - ou medida de mobilidade de capital - apresentada por Frankel (1989), que é a paridade coberta, ou

$$fd_t = (i_t - i_t^*) \quad (9)$$

Nesta condição, os agentes envolvidos em operações de arbitragem em mercados financeiros internacionais, na ausência de barreiras ao livre fluxo de capitais, cobrem-se contra a possibilidade de ocorrência de mudanças adversas na taxa de câmbio que eliminariam o retorno que os mesmos poderiam obter mantendo em seus portfólios ativos estrangeiros. Ou seja, eles consideram,

⁵³ A hipótese de perfeita substitutabilidade afirma que dois ou mais ativos são substitutos perfeitos um do outro quando os mesmos são percebidos pelos agentes como ativos idênticos em termos de risco. Este ponto ficará mais claro quando tratarmos das razões que estão por trás da ocorrência de desvios na paridade descoberta.

⁵⁴ Para maiores detalhes ver Caves, Frankel & Jones (1993, p. 469-470). Uma definição precisa desta variável será apresentada no Capítulo 3 do presente trabalho, quando da realização dos testes empíricos sobre mobilidade de capital com base nas condições de paridades de juros.

quando da compra destes ativos, que há um risco envolvido nesta operação em razão destes papéis não serem substitutos perfeitos dos ativos domésticos.⁵⁵

Note-se que o uso das condições acima como medidas de mobilidade de capital pode ser feito através de sua estimação, o que depende da adequada parametrização destas condições e da determinação das hipóteses a serem testadas sobre o grau de abertura financeira da(s) economia(s) sob análise.⁵⁶

Por fim, merece algum comentário a relação existente entre as três medidas de mobilidade de capital apresentadas acima. Iniciando pela paridade de juros reais, tal relação ocorre sempre na forma de condições requeridas para a paridade subsequente, condições estas que, quando satisfeitas, garantem que a paridade em questão ocorra. Então, por exemplo, basta que a paridade descoberta de juros não seja verdadeira para uma determinada economia, que o mesmo acontecerá com a paridade de juros reais, embora a paridade coberta possa ocorrer neste caso.

SCME-BIBLIOTECA

Considerando-se cada paridade como um critério específico para o qual teria-se perfeita mobilidade de capital, pode-se ainda ver a relação mencionada acima como resultando em um ordenamento de critérios segundo o número de requisitos a serem satisfeitos para que a hipótese de perfeita mobilidade de capital seja aceita sob o critério (paridade) em questão.

⁵⁵ Mais uma vez, maiores explicações sobre o risco associado a manutenção de ativos estrangeiros nas carteiras de residentes e de ativos domésticos no portfólio de não-residentes serão adiados até a próxima sub-seção.

⁵⁶ Isto é, desejando-se testar a hipótese de perfeita mobilidade de capital segundo a paridade coberta, estima-se então a seguinte equação $f d_i = \alpha + \beta(i_i - i_i^*) + \xi_i$, onde a hipótese a ser testada seria $\beta = 1$.

1.4.2. As Condições de Paridades de Juros na Literatura

Nesta sub-seção serão examinadas as principais razões pelas quais as condições à perfeita mobilidade de capital não são satisfeitas segundo cada uma das medidas (paridades) apresentadas. Para efeito de simplificação, iniciará-se a exposição pela paridade coberta. Tal escolha deve-se ao fato de que os elementos que provocam desvios nesta paridade necessariamente resultam também, como se verá, em desvios nas outras paridades (paridade descoberta e paridade de juros reais), embora a não-ocorrência destas últimas possa envolver também outros fatores. Dentro desta ótica, serão apresentados também alguns estudos empíricos sobre as referidas condições de paridade.

A literatura sobre desvios da paridade coberta de juros é, de certa forma, ampla, contemplando diversos períodos e países, e enumerando distintos motivos pelos quais essa paridade não se verifica.⁵⁷ Dentre estas razões, pode-se citar custos de transação envolvidos nas operações de arbitragem, existência de controles sobre a mobilidade do capital entre países, risco *default*, legislação tributária discriminatória em relação ao país de origem do capital, risco político ou ainda a mera possibilidade de existência no futuro de barreiras aos fluxos de capitais entre nações. De uma forma geral, desvios nesta condição são devidos

⁵⁷ Lizondo (1982) apresenta algumas referências sobre diversos trabalhos a respeito de desvios na paridade coberta de juros. Dooley & Isard (1980) trabalham o diferencial coberto de juros como função do risco (político) associado a possibilidade de imposição de novos controles sobre o movimento de capitais e da tributação imposta sobre este último pelos controles de capitais já existentes.

ao que se denomina de *risco país* (*country risk premium*), sob o qual se agrupa todos os motivos citados acima.⁵⁸

Quanto a paridade descoberta de juros, desvios na mesma, desde de que o diferencial coberto de juros seja nulo, podem ser atribuídos ao fato de ativos denominados em diferentes moedas não serem substitutos perfeitos um do outro, ou, o que é a mesma coisa, do prêmio de risco da moeda embutido no diferencial de juros ser diferente de zero.⁵⁹ Caso a expressão $(fd_t - i_t - i_t^*)$ em (9) seja diferente de zero, pode-se então dizer que os desvios na paridade descoberta de juros ocorrem não apenas devido a existência de um prêmio de risco da moeda, mas também como consequência da ação dos fatores - todos ou apenas alguns deles - responsáveis pela não ocorrência da paridade coberta de juros.⁶⁰

Já para a paridade do poder de compra, como esta reflete a arbitragem no setor real das economias envolvidas⁶¹, desvios nesta condição são atribuídos a diferenças na produtividade dos setores de bens *tradables* e *non-tradables* destas últimas, ao peso de cada um destes setores nos índices de

⁵⁸ Garcia & Barcinski (1997) constróem algumas *proxies* para o risco país a partir de uma medida para a paridade coberta de juros utilizando diferentes taxas de retorno para papéis brasileiros.

⁵⁹ A violação da hipótese de perfeita substitutabilidade implica no pagamento de um prêmio de risco sobre o retorno daquele ativo com menor atratividade, em termos de risco, para que os agentes o mantenham em seus portfólios. No presente caso, a possibilidade de que variações adversas na taxa de câmbio possam eliminar o retorno de um ativo de um país comprado por um investidor de outro país, gera o pagamento de um prêmio de risco sobre a moeda na qual o ativo em questão foi emitido, além do retorno do próprio papel, como forma de compensar o risco inerente a essa moeda a que esse investidor está sujeito ao adquirir o referido ativo.

⁶⁰ Isto não implica que ambos os motivos para que o diferencial descoberto de juros seja diferente de zero - i.e. a existência do risco país e do risco da moeda - tenham que ocorrer ao mesmo tempo.

⁶¹ Isto é, em condições de livre comércio, abstraindo os fatores que podem ser considerados fixos no curto prazo como custos de transportes e tarifas, o índice de preços de uma economia aberta deve igualar o índice de preços internacional. Isto ocorreria em função da arbitragem, por meio da qual diferenças nos preços de bens entre os países permitiriam a obtenção de lucros através de operações de compra e venda dos mesmos.

preços utilizados, a ocorrência de choques externos de oferta e demanda, a mudanças nos termos de troca e a diferenças nas taxas de crescimento dos produtos das economias.

Por fim, considerando-se as relações existentes entre a paridade de juros reais e as outras condições de paridade, desvios na primeira poderiam ser explicados pela ação de qualquer um dos fatores responsáveis pela não-ocorrência das condições de paridade mencionadas, quer isoladamente ou pela ação conjunta de todos eles.

Em termos de estudos empíricos sobre as paridades em questão poderia-se citar para a paridade coberta Branson (1969), Frenkel & Levich (1977), McCormick (1979), Dooley, & Isard (1980), Lisondo (1982), Taylor (1987) e Clinton (1988); para a paridade descoberta McCallum (1994) e Frankel & Okongwu (1995); para a paridade do poder de compra Rossi (1991) e Zini & Cati (1993); e para a paridade de juros reais Frankel (1989).

1.5. Há uma Relação entre as Medidas de Mobilidade de Capital Apresentadas ?

Como se viu nas sub-seções anteriores, existe uma relação clara entre as três condições de paridade de juros (coberta, descoberta e de juros reais) utilizadas como indicadores de mobilidade de capital. Porém, tal relação pode ser facilmente estendida de maneira a incluir a condição Feldstein-Horioka, discutida na primeira parte deste capítulo.

Um dos três requisitos citados ⁶² para que a correlação poupança-investimento nacional seja nula sob a hipótese de perfeita mobilidade de capital é que as taxas interna e externa de juros devem ser iguais, ou seja, que a paridade real de juros ocorra. A partir daí, é fácil ver que a condição Feldstein-Horioka será verdadeira (i.e. $h = 0$) se, e somente se, todas as condições de paridade de juros também o forem.

Isto permite a classificação das medidas de mobilidade de capital apresentadas neste capítulo conforme a quantidade de requisitos que tem de ser satisfeita para que a hipótese de perfeita mobilidade de capital seja aceita pelo indicador em questão. Neste sentido, como a paridade coberta de juros é a condição, dentre as examinadas, que exige a satisfação do menor número de requisitos para sua ocorrência, então esta será denominada de condição mais fraca para perfeita mobilidade de capital. No outro extremo, têm-se a condição Feldstein-Horioka, que será denominada de condição mais forte para a perfeita integração.

Esta classificação foi feita por Frankel (1992).⁶³ Com base nela, Taylor (1994) elaborou um quadro demonstrativo das relações existentes entre os critérios de mobilidade de capital. Este quadro está reproduzido na próxima página (Quadro 1.2.). O referido quadro condensa tanto as relações existentes entre as medidas de mobilidade de capital aqui apresentadas, bem como as razões pelas quais as referidas condições podem não ocorrer. A única exceção para este

⁶² Ver sub-seção 1.3.2.

⁶³ Frankel (1992).

caso é a paridade coberta de juros que, como se vê, não traz as razões que ocasionariam desvios na mesma.

Quadro 1.2. - Classificação dos Indicadores de Mobilidade de Capital

Coluna Esquerda Relações: Ler de Baixo para Cima	Coluna Direita Relações: Ler de Cima para Baixo
<i>Condição Fraca</i>	
Paridade Coberta de Juros	
Fluxos de Capitais igualam as Taxas de Juros entre os Países quando Expressas em uma Mesma Moeda	
é consequência da	+ prêmio de risco cambial nulo resulta em
Paridade Descoberta de Juros	
Fluxos de Capitais igualam as Taxas Esperadas de Retorno entre os Títulos dos Países, desprezado o Risco Cambial	
é consequência da	+ depreciação esperada da taxa de câmbio igual a zero resulta em
Paridade de Juros Reais	
Fluxos de Capitais Internacionais igualam as Taxas de Juros Reais entre os Países	
é consequência da	+ todos os determinantes do investimento nacional que não a taxa de juros não são correlacionados com a poupança nacional, o que resulta em
Condição Feldstein-Horioka	
Mudanças Exógenas nas Taxas de Poupança não tem nenhum Efeito sobre as Taxas de Investimento	
<i>Condição Forte</i>	

Fonte: Taylor (1994)

Note-se ainda que, a partir da observação do referido quadro, não é difícil deduzir-se que a ocorrência de perfeita mobilidade de capitais reais necessariamente tem como pré-requisito a livre movimentação de fluxos de capitais financeiros. No entanto, a livre mobilidade de capitais financeiros por si só não implica o mesmo com relação aos fluxos de capitais reais. Tal fato nada mais é do que outro modo de se visualizar a relação existente entre os indicadores de mobilidade de capital aqui discutidos.

1.6. Observações Finais

Viu-se ao longo deste capítulo quatro medidas de mobilidade de capital utilizadas na literatura: i) a condição Feldstein-Horioka; ii) a paridade de taxa de juros reais; iii) a paridade descoberta de taxa de juros; e iv) a paridade coberta de juros. Mostrou-se também a relação existente entre estas medidas. Tais indicadores de mobilidade, no entanto, referem-se a diferentes tipos de fluxos de capital. Enquanto a condição Feldstein-Horioka (FH) indica o grau de abertura das economias nacionais a fluxos de capitais reais, as condições de paridades de juros mede quão os países são receptivos a fluxos de capitais financeiros.

Apesar dos problemas apontados por diversos trabalhos empíricos sobre o uso da condição FH como medida de mobilidade de capital, há de se reconhecer que a mesma, desde de que o problema da endogeneidade da poupança seja adequadamente controlado, pode ser um indicador útil da existência ou não de um *crowding out* entre investimento e poupança nacionais.

É lógico que a análise dos resultados obtidos com base em estimativas da referida condição deve ser feita tendo-se em mente a possibilidade da ocorrência dos problemas mencionados no decorrer deste capítulo, principalmente em função do problema da existência de variáveis comuns ao investimento e a poupança não ter sido tratado de forma adequada, o que sempre parece ter sido um risco presente quando se trabalha com a condição FH. Isto, obviamente, impõe limitações às inferências sobre o grau de mobilidade de capital que podem ser feitas a partir de tais estimativas. Neste sentido, a melhor maneira de se verificar tais inconsistências continua sendo o confronto entre os resultados empíricos e os fatos, o que, em muitos casos, pode ser o ponto de partida na busca por soluções e/ou explicações plausíveis para tais antagonismos.

Quanto as paridades de juros, apesar destas não sofrerem as mesmas limitações da condição Feldstein-Horioka, especial atenção deve ser dada, como demonstra a literatura a respeito, a coleta dos dados em termos de casamento da periodicidade dos mesmos. Tal precaução evitaria, ou pelo menos minimizaria, a possibilidade dos resultados obtidos favorecerem hipóteses de desvios nestas condições, quando, na verdade, os fatos não corroboram tais explicações.

BCME - BIBLIOTECA

Por fim, a discussão precedente sobre as referidas condições - ou medidas de mobilidade de capital - irá fornecer a base teórica para os testes empíricos a serem realizados nos capítulos subsequentes.

Capítulo 2 - Poupança Doméstica e Investimento: A Condição Feldstein-Horioka vista para o Brasil: 1947-1995

BCME - BIBLIOTECA

2.1. Introdução

O objetivo do presente capítulo é analisar, com base na condição Feldstein-Horioka (FH), a evolução do grau de abertura da economia brasileira aos capitais estrangeiros ao longo do período 1947-1995. Tal condição, como mencionado no capítulo anterior, indica apenas se o país esteve ou não, ao longo dos anos em questão, mais aberto a fluxos de capitais reais.

Como se viu no capítulo 1, as conclusões com base nos resultados obtidos a partir de estimativas da condição FH devem, necessariamente, considerar as limitações da mesma, estas últimas decorrentes de problemas associados a existência de componentes em comum à poupança e ao investimento nacional.

Além dos mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizou-se também o método dos mínimos quadrados recursivos (MQR) no cálculo das estimativas da condição FH. O uso deste método de estimação objetiva permitir uma melhor avaliação do comportamento das estimativas do coeficiente de retenção de poupança no período analisado, levando em conta, obviamente, as mudanças por quais passou o país ao longo destes anos.

Neste sentido, este capítulo está dividido assim: seguindo esta introdução, discute-se brevemente sobre as séries de dados utilizadas. Na terceira seção, apresenta-se explicações a respeito dos testes econométricos bem como

os resultados empíricos dos referidos testes e uma análise dos mesmos. A última seção conclui este capítulo.

2.2. Um Pouco sobre as Séries de Dados Utilizadas

As séries básicas utilizadas foram as seguintes: poupança bruta e investimento bruto do Brasil, ambos como proporção do PIB, taxa de dependência da população residente, *dependency ratio* (razão total da população menor que 15 anos e maior que 64 anos sobre o total da população entre 15 e 64 anos de idade), e a razão da população com mais de 64 anos-total da população de 15 a 64 anos de idade.

Todas as séries utilizadas cobrem o período 1947-1995 na forma de observações anuais, sendo que, com exceção da razão população com mais de 64 anos-população de 15 a 64 anos de idade, a hipótese de existência de raiz unitária (não-estacionariedade) foi rejeitada para as mesmas em nível.¹

2.3. Estimativas da Condição Feldstein-Horioka para o Brasil entre 1947 e 1995

O objetivo desta seção é aplicar alguns testes de mobilidade de capital para a economia brasileira no período 1947-1995 com base na condição

¹ A hipótese de raiz unitária foi rejeitada, em testes ADF, para as variáveis investimento/PIB e poupança/PIB, em nível, a níveis de significância de (aproximadamente) 6% e 5%, respectivamente. Para a *dependency ratio*, no mesmo teste, aceitou-se que a mesma é estacionária a 1% em nível. Já a razão população acima de 64 anos-população entre 15 e 64 anos de idade só permitiu a rejeição da hipótese de não-estacionariedade (raiz unitária) quando se usou a primeira diferença - a hipótese testada foi rejeitada a 1% de significância - ver Tabela A.4 (Anexos).

Feldstein-Horioka (FH). Utilizam-se três formulações distintas para esta condição e faz-se também uma análise recursiva dos coeficientes destas três formulações.

2.3.1. O Coeficiente de Retenção de Poupança na Condição Feldstein-Horioka Original

Para se testar o grau de abertura da economia brasileira a fluxos de capitais Internacionais, utilizar-se-á a abordagem de Feldstein & Horioka (1980).² A condição Feldstein-Horioka (FH) apenas indica, para a economia em questão, o quão facilmente movimentos (fluxos) reais de capital internacional ocorrem na mesma.³

Deste modo, a equação básica a ser estimada é a seguinte

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = a + b\left(\frac{S}{Y}\right)_t + e_t \quad (1)$$

onde supõe-se que $e \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$; com

$\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - razão investimento doméstico bruto-produto interno bruto (PIB) - (IBPIB)

$\left(\frac{S}{Y}\right)_t$ - razão poupança doméstica bruta-produto interno bruto (PIB) - (PBPIB)

² Na verdade utiliza-se aqui uma variação da abordagem original, que diz respeito a estimação de (1) com a utilização de séries de tempo, metodologia distinta, portanto, do trabalho original de Feldstein & Horioka, mas não de alguns estudos posteriores. Para maiores detalhes ver cap 1.

³ A distinção entre fluxos de capitais reais e financeiros é feita no capítulo 1.

Partindo-se da interpretação proposta no artigo original para o valor estimado do coeficiente de retenção de poupança (h), têm-se que no caso de um país com total ausência de mobilidade de capital h estaria próximo de 1 (um), refletindo o fato de que o investimento doméstico seria quase que totalmente financiado pela poupança doméstica. No outro extremo, com h próximo a 0 (zero), teria-se (quase) perfeita mobilidade de capital, indicando que a poupança externa seria a grande responsável pelo financiamento do investimento interno neste país. Entre estes dois extremos, teriam-se diversos graus de mobilidade de capital para a economia em questão.

Os resultados da estimação de (1) são mostrados no quadro 2.1, já corrigidos para o problema de auto-regressão dos resíduos através do uso de modelagem ARMA, onde também se apresenta o valor da estatística F do teste LM para a presença deste tipo de problema até a 4ª ordem.⁴

Note-se que a interpretação destes resultados deve ser feita com bastante cautela, pois a literatura relativa a correlação entre investimento e poupança nacionais tem chamado atenção para o problema da endogeneidade potencial destas duas variáveis, principalmente devido ao fato da ocorrência deste problema produzir estimativas viesadas para o coeficiente h , o que levaria a conclusões errôneas a respeito da extensão da mobilidade de capital para a economia analisada.⁵

⁴ Para uma descrição do teste LM para autocorrelação serial ver Greene (1993, p. 426-427).

⁵ Feldstein & Horioka (1980) em seu artigo original alertam para a maior possibilidade de ocorrência de um viés nas estimativas de h - em razão do já mencionado problema da simultaneidade potencial do investimento e da poupança - quando se trabalha com séries de tempo ao invés de dados cross-section. Dooley, Frankel & Mathieson (1987) afirmam o mesmo. Para maiores detalhes ver Cap. 1. No caso de um viés positivo em h , poderia-se enganosamente concluir, com base nesta estimativa, que há uma forte associação entre investimento e poupança nacio-

Quadro 2.1. - Estimativas da Condição Feldstein-Horioka

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Método MQO - Converge após 11 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	9,607320	3,044314	3,155825	0,0029
$\left(\frac{S}{Y}\right)_t$	0,592424	0,110112	5,380178	0,0000
AR(1)	0,905879	0,076863	11,78570	0,0000
MA(2)	-0,445957	0,148327	-3,006589	0,0044
R ²	0,877184	Estatística F	104,7531	
R ² -Ajustado	0,868810	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,946698	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,449561	

(*) Nível de significância necessário para a rejeição de H_0 (coef. = 0).

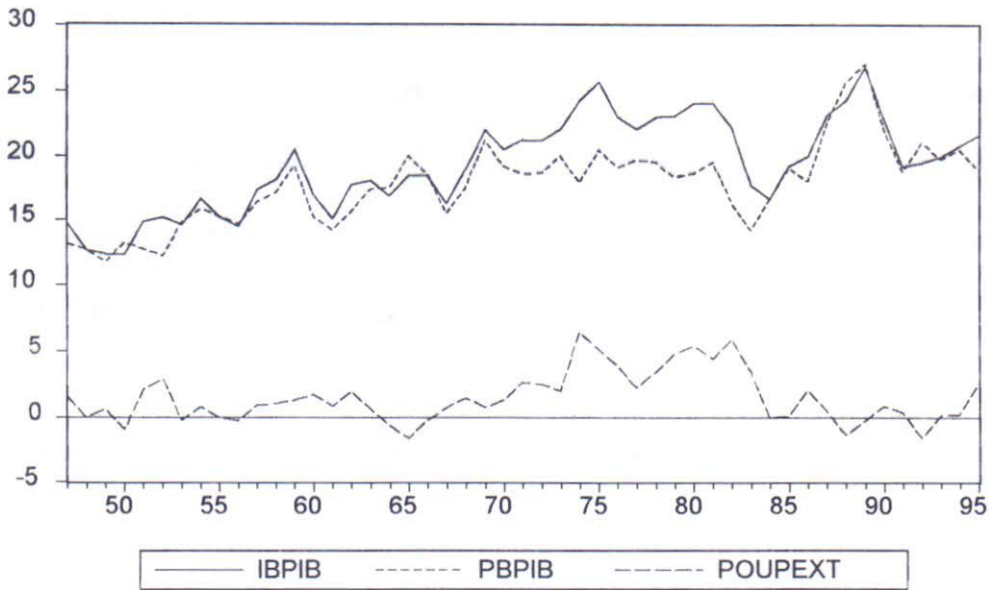
Para contornar este problema, serão estimadas formas alternativas da equação (1). Estas formas consistem basicamente na utilização de(o): i) coeficiente de correlação parcial entre $(I/Y)_t$ e $(S/Y)_t$, para obter uma estimativa não-viesada para b ; e ii) um modelo de correção de erro apresentado em Taylor (1996).⁶

Porém, antes de se passar propriamente a esta estimação, convém explorar um pouco este ponto. O gráfico 2.1. apresenta a evolução do investimento e poupança brutos brasileiros, ambos como proporção do PIB, e a razão poupança externa/PIB ao longo dos últimos 50 anos:

nais - i.e. baixa mobilidade de capital -, quando na verdade tal associação não ocorre. Se este coeficiente possui um viés negativo, exatamente o oposto acontece.

⁶ O leitor pode achar interessante comparar alguns dos resultados obtidos ao longo deste capítulo com os do trabalho de Sachisda & Caetano, citados no capítulo um. No entanto, tal análise deve ser feita tendo-se em mente a diferença nos enfoques utilizados aqui e no referido estudo.

Gráfico 2.1. - Investimento Bruto/PIB, Poupança Bruta/PIB e Poupança Externa/PIB - 1947-1995



Fonte: Conjuntura Econômica

É fácil ver no gráfico 2.1. que, com algumas exceções - os anos 1951-1952; o período correspondente (grosso modo) a década de 70 - 1970(1)-1983 -; 1986; e mais recentemente o ano de 1995 - as razões investimento e poupança brutas/PIB sempre estiveram bastante próximas, o que, antes de indicar baixa mobilidade de capital neste período, apontaria para a existência de uma elevada correlação entre os componentes de ambas as variáveis.

Tal fato, seria resultado não da ocorrência de um efeito *crowding-out* entre poupança e investimento nacionais e sim da ação de um ou mais elementos que afetam simultaneamente estas variáveis.⁷ Consequentemente, estimati-

⁷ Para maiores detalhes ver capítulo 1, seção 1.3.3.

vas do coeficiente h por meio da equação (1), além de inconsistentes, não permitem inferências plenamente confiáveis sobre o grau de mobilidade de capital da economia em questão.

Deste modo, a estimação de formas alternativas de (1) que levem em conta este tipo de problema tendem a produzir resultados com um maior grau de confiabilidade, permitindo inferências mais seguras a respeito do grau de abertura de uma economia aos fluxos reais de capitais internacionais.

2.3.2. Estimação do Coeficiente de Correlação Parcial entre Investimento e Poupança Nacionais

BCME - BIBLIOTECA

Para se estimar o coeficiente de correlação parcial entre $(I/Y)_t$ e $(S/Y)_t$, é necessário o uso de certas variáveis para controlar o problema da endogeneidade presente em uma regressão do tipo da equação (1). Este coeficiente é obtido a partir da regressão de $(I/Y)_t$ contra $(S/Y)_t$ após a influência de fatores comuns a ambas as variáveis ter sido eliminada.⁸

Seguindo-se Taylor (1994), foram utilizadas as seguintes variáveis para controle da endogeneidade entre poupança e investimento nacionais: i) taxa de dependência da população residente (*dependency ratio*)⁹; ii) taxa de crescimento do PIB real e iii) um fator de interação entre estas duas variáveis.¹⁰

⁸ Para maiores detalhes sobre coeficientes de correlação parcial e sua estimação ver Greene (1993, p. 180-181).

⁹ Total da população menor que 15 anos e maior que 64 sobre o total da população de 15 a 64 anos de idade. Taylor (1994, p. 9-11) afirma que investimento e poupança nacionais são sensíveis a fatores demográficos, tanto por conta de diferentes estruturas etárias da população favorecerem ou não a formação de poupança privada bem como de gerarem demandas distintas por capital produtivo e por infra-estruturas relativas a moradia e saúde pública.

¹⁰ Embora em um estudo posterior [Taylor (1996)] o referido autor mencione o uso destas variáveis apenas em estudos *cross-section*, enquanto a variável relevante para estudos com séries

Então, a equação a ser estimada é

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t^{RESID} = a_{CP} + b_{CP} \left(\frac{S}{Y}\right)_t^{RESID} + e_t^{CP} \quad (2)$$

onde $\left(\frac{I}{Y}\right)_t^{RESID}$ denota os resíduos estimados dos mínimos quadrados da formula-

$$\text{ção } \left(\frac{I}{Y}\right)_t = f(DR, GR, DRGR)$$

$\left(\frac{S}{Y}\right)_t^{RESID}$ denota resíduos estimados dos mínimos quadrados da formula-

$$\text{ção } \left(\frac{S}{Y}\right)_t = g(DR, GR, DRGR)$$

DR representa a taxa de dependência da população residente (*dependency ratio*)

GR é a taxa de crescimento do PIB real

$DRGR$ é o fator de interação (= $DR * GR$)

BCME-BIBLIOTECA

Os resultados da estimação de (2) são apresentados a seguir (quadro 2.2.), corrigidos para a auto-regressão dos resíduos. Examinando-se estas estimativas, vê-se que o valor do coeficiente de correlação parcial (b_{CP}) é praticamente igual ao obtido quando da estimação de (1), e, da mesma forma, estatisticamente diferente de zero e de um (ambos a 1%), embora não de 0,5. Tais re-

de tempo seria a taxa de juros real, optou-se aqui por utilizar as variáveis em questão pelas seguintes razões: i) as observações referentes a taxa de juros real para o Brasil só estão disponíveis a partir de 1964; e ii) em regressões de séries de tempo para a estimação dos componentes filtrados da poupança e do investimento nacional brasileiro, esta variável mostrou-se, em geral, menos significativa no período 1964-1995 que a *dependency ratio*, a taxa de crescimento do PIB e o termo de interação.

sultados sugerem para o período 1947-1995 um grau mediano de mobilidade de capital.

Quadro 2.2. - Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Formulação

Alternativa i)

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)^{RESID}$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Método MQO - Converge após 13 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	0,504816	1,024959	0,492523	0,6248
$\left(\frac{S}{Y}\right)^{RESID}_t$	0,621492	0,076090	8,167814	0,0000
AR(1)	0,912993	0,067606	13,50468	0,0000
MA(2)	-0,581430	0,141036	-4,122575	0,0002
R ²	0,843791	Estatística F	79,22493	
R ² -Ajustado	0,833141	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,810728	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,662639	

(*) Nível de significância necessário para a rejeição de H_0 (coef. = 0).

Entretanto, a semelhança entre as estimativas mostradas nos quadros 2.1. e 2.2. para o coeficiente de retenção de poupança propõe o seguinte questionamento: i) ou a evidência empírica não corrobora a hipótese da existência de endogeneidade na determinação da poupança e investimento nacionais, ii) ou a influência de uma ou mais elementos sobre a evolução destas variáveis no tempo não foi devidamente eliminada quando da estimativa (*filtragem*) dos resíduos utilizados na estimação de (2). Estas hipóteses são, por definição, excludentes,

uma vez que a possibilidade de ocorrência de uma elimina a possibilidade de que a outra seja verdadeira.

O comportamento do investimento e da poupança bruta como proporção do PIB, e destas variáveis após a *filtragem* da influência dos componentes comuns a ambas - denotadas respectivamente como RESIDIBPIB e RESIDPBPIB - é apresentado no gráfico 2.2.. Observe que a escala do gráfico em questão serve de referência apenas para as variáveis investimento e poupança como percentagem do produto.

A análise do gráfico 2.2. evidencia uma certa similaridade entre as trajetórias do investimento e poupança nacionais e de seus correspondentes *filtrados* ao longo do período estudado, o que, entretanto, não é suficiente para se saber qual das hipóteses mencionadas acima - i) ou ii) - oferece a melhor explicação para tal fato.

BCME - BIBLIOTECA

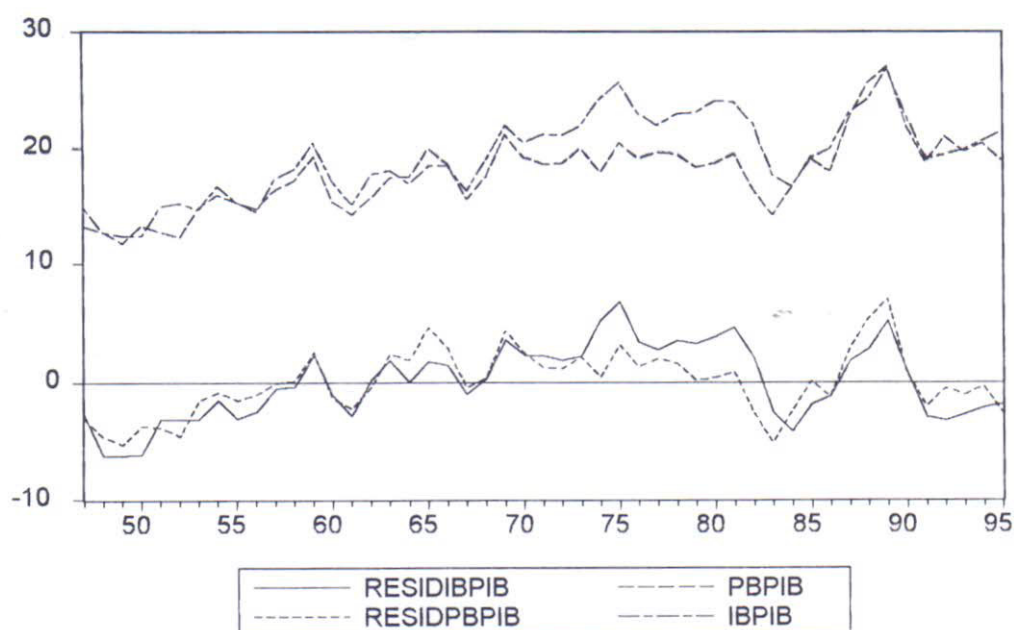
Porém, note-se que embora a ocorrência da hipótese i) seja desejável quando se trabalha com estimativas de equações como (1), seria por demais ingênuo imaginar que investimento e poupança nacionais não dependam de outros elementos - tais como fatores demográficos e nível de renda agregada - e que esta última possa ser tratada como uma variável completamente exógena. Consequentemente, a hipótese em questão pode ser descartada.

Por outro lado, a hipótese ii) parece ser a mais plausível para o presente caso, uma vez que a existência de uma ou mais variáveis não eliminadas no processo de *filtragem* de (I/Y) , e (S/Y) , significa que tais variáveis continuarão a influenciar o comportamento da poupança e do investimento, ocasionando o tipo de trajetória apresentada no gráfico 2.2.. Isto resultaria, como se viu, na obten-

ção de valores similares para as estimativas do coeficiente de retenção de poupança, indiferentemente do uso do investimento e poupança brutos ou destas mesmas variáveis *filtradas*.

Gráfico 2.2. - Investimento Bruto/PIB, Poupança Bruta/PIB e Resíduos

Investimento Bruto/PIB e Poupança Bruta/PIB - 1947-1995



Fonte: Conjuntura Econômica e estimativas do autor

Uma maneira de verificar se, de fato, isto ocorre é estimar-se (1) utilizando uma variável instrumental para a poupança nacional. Através dos resultados obtidos, pode-se averiguar a veracidade da hipótese ii) acima. Como a poupança nacional é, por definição, identicamente igual a soma da poupança privada e da poupança do governo, é necessário que a variável instrumental para a

poupança agregada seja composta por instrumentos para cada uma destas variáveis.

Para a poupança privada utilizou-se como instrumento a taxa de dependência da população residente (*dependency ratio*) e a razão população com mais de 64 anos de idade-população de 15 a 64 anos de idade [Dooley, Frankel & Mathieson (1987); Frankel (1989); Frankel (1992)]. Para a poupança pública, no entanto, não se encontrou um instrumento que apresentasse características adequadas a sua utilização como tal. ¹¹ Desta forma, procedeu-se a estimação de (1) usando apenas os instrumentos para a poupança privada (Os resultados são mostrados no quadro 2.3.).

As estimativas resultantes sugerem a separação dos dois componentes da taxa de dependência da população residente (*dependency ratio*) - i.e. razão da população com mais de 64 anos-população de 15 a 64 anos e razão da população com menos de 15 anos-população de 15 a 64 anos ¹² - e a obtenção de novas estimativas utilizando-se estes instrumentos. (quadro 2.4.)

BCME-BIBLIOTECA

¹¹ Dooley, Frankel & Mathieson (1987) e Frankel (1989) utilizam, para a economia americana, o total dos gastos militares como proporção do PIB como variável instrumental para a poupança do governo, por conta destas despesas serem o principal elemento determinante do déficit público dos EUA e, conseqüentemente, da poupança do governo, além de seu caráter exógeno. No caso brasileiro, entretanto, o perfil dos gastos do setor público mudou consideravelmente ao longo do período analisado (1947-1995), passando de elevados gastos com investimento entre o início dos anos 50 e a 1ª metade da década de 70 para crescentes despesas, a partir de meados dos anos 70, com o financiamento da dívida do setor público. Isto inviabiliza o uso de um único instrumento para a poupança pública para o período como um todo, demandando, portanto, a construção de um vetor que levasse em conta tais mudanças, algo que está fora dos objetivos deste trabalho.

¹² O teste da existência de raiz unitária (teste ADF) para a variável razão população com menos de 15 anos-total da população de 15 a 64 anos de idade mostrou que a mesma é estacionária em nível a 1% de significância. Embora para a razão da população com mais de 64 anos-população de 15 a 64 anos de idade a hipótese de raiz unitária só tenha sido rejeitada quando se usou a primeira diferença da mesma, optou-se pela utilização de tal variável em nível na estimação das regressões propostas em razão da natureza do teste sugerido - ver Tabela A.4 (Anexos).

Os resultados obtidos com a utilização de variáveis instrumentais para a poupança privada (quadros 2.3. e 2.4.) não permitem conclusões claras sobre o grau de mobilidade de capital. Enquanto o uso da *dependency ratio* como instrumento sugere perfeita mobilidade de capital, o mesmo não se verifica com a razão população com mais de 64 anos-população de 15 a 64 anos $[(S/Y)_t^{IVPOP64}]$, quer estimada isoladamente ou em conjunto com o quociente população com menos de 15 anos-população de 15 a 64 anos $[(S/Y)_t^{IVPOP15}]$.

Para a variável $(S/Y)_t^{IVPOP64}$ isoladamente (quadro 2.3.), o coeficiente b é estatisticamente igual a um, indicando total ausência de mobilidade de capital no período 1947-1995, ao passo que quando esta mesma variável é estimada conjuntamente com $(S/Y)_t^{IVPOP15}$ (quadro 2.4.), obtém-se um valor sem sentido para o seu coeficiente, sendo que a soma da estimativa deste coeficiente com a do parâmetro associado a $(S/Y)_t^{IVPOP15}$ é, ao mesmo tempo, estatisticamente diferente de zero e de um (ambas a 1%).¹³

¹³ As estatísticas F do teste de Wald para coef. $(S/Y)_t^{IVPOP64}$ + coef. $(S/Y)_t^{IVPOP15} = 1$ e coef. $(S/Y)_t^{IVPOP64}$ + coef. $(S/Y)_t^{IVPOP15} = 0$ são, respectivamente, 11,01412 e 15,66916, com 1 grau de liberdade no numerador e 43 graus de liberdade no denominador

Quadro 2.3. - Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Variáveis

Instrumentais I

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Variável Instrumental: <i>Dependency Ratio</i>				
Método MQO - Converge após 28 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	23,20469	13,10939	1,770082	0,0836
$\left(\frac{S}{Y}\right)_t^{IVDR}$	-0,020877	0,197017	-0,105966	0,9161
AR(1)	0,919405	0,059278	15,50998	0,0000
MA(2)	-0,609953	0,102645	-5,942345	0,0000
R ²	0,780361	Estatística F	52,10966	
R ² -Ajustado	0,765386	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,924749	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,806170	

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Variável Instrumental: Razão População com Mais de 64 Anos-População de 15 a 64 Anos				
Método MQO - Converge após 10 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	9,982936	3,625240	2,753731	0,0085
$\left(\frac{S}{Y}\right)_t^{IVPOP64}$	1,513382	0,549965	2,751781	0,0086
AR(1)	0,539180	0,136091	3,961907	0,0003
MA(1)	0,535316	0,139406	3,839978	0,0004
R ²	0,770108	Estatística F	49,13153	
R ² -Ajustado	0,754434	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	2,081589	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,917438	

(*) Nível de significância necessário para a rejeição de H_0 (coef. = 0).

Quadro 2.4. - Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Variáveis

Instrumentais II

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Variáveis Instrumentais: Razão da Pop. com Mais de 64 Anos-Pop. de 15 a 64 Anos e Razão da Pop. com Menos de 15 Anos-Pop. de 15 a 64 Anos				
Método MQO - Converge após 8 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	-62,79643	25,11669	-2,500187	0,0163
$\left(\frac{S}{Y}\right)_t^{IVPOP64}$	5,501172	1,325150	4,151357	0,0002
$\left(\frac{S}{Y}\right)_t^{IVPOP15}$	0,687007	0,247032	2,781046	0,0080
AR(1)	0,369773	0,180182	2,052222	0,0463
MA(1)	0,556795	0,150818	3,691842	0,0006
R ²	0,788390	Estatística F	40,05101	
R ² -Ajustado	0,768705	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,998036	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,383195	

(*) Nível de significância necessário para a rejeição de H_0 (coef. = 0).

Tais resultados não são consistentes com os obtidos anteriormente (quadros 2.1. e 2.2.), o que se não leva a aceitação da hipótese ii) - existência de um ou mais elementos não eliminados na *filtragem* da poupança e investimento nacionais -, pelo menos não permite a sua rejeição.

Note-se que a não utilização de uma variável instrumental para a poupança do governo fortalece a possibilidade de que os resultados até agora obtidos sejam consequência, além do que já se referiu na hipótese ii), da predominância da poupança pública, *vis-à-vis* a poupança privada interna, no financiamento do investimento agregado no país no período analisado.

A análise em conjunto dos quadros 2.2., 2.3. e 2.4. evidencia tal ponto: a) quando da estimação da equação (2), as variáveis investimento e poupança nacionais não foram *filtradas* dos efeitos do gasto público, o que, provavelmente, deve explicar o porquê do comportamento observado no gráfico 2.2. para $(I/Y)_t$, $(S/Y)_t$, $(I/Y)_t^{RESID}$ e $(S/Y)_t^{RESID}$; b) as variáveis instrumentais para a poupança privada usadas na estimação de (2) - quadros 2.3. e 2.4. - não apresentaram resultados claros a respeito da importância desta variável no financiamento do investimento, o que se não é plenamente consistente com a hipótese ii), também não autoriza a sua negação.

BCME - BIBLIOTECA

Desta forma, a estimação da condição Feldstein-Horioka através do uso do coeficiente de correlação parcial, apesar de não ter produzido os resultados esperados, foi útil para tornar mais claro o problema da endogeneidade entre investimento e poupança nacionais. A ocorrência deste tipo de problema, como já se mencionou anteriormente, torna inválidas quaisquer inferências feitas em cima de estimativas que não levem em conta tal fato.

Há na literatura, basicamente, duas explicações para o referido problema. A primeira, denominada de *policy reaction argument*, afirma que a ação deliberada do governo através de políticas com o intuito de corrigir desequilíbrios no balanço de pagamentos em conta-corrente tornaria poupança e investimento nacionais ambos endógenos, contribuindo para a obtenção de uma elevada correlação entre estas variáveis em estudos empíricos.

A segunda explicação para o problema da endogeneidade poupança-investimento nacional é conhecida como *large country argument*. Segundo esta hipótese, se o país doméstico é importante na determinação da taxa de juros

vigente nos mercados financeiros internacionais, esta última não será exógena com relação às variáveis, o que mais uma vez apontaria para a ausência de perfeita mobilidade de capital, quando na verdade isto poderia não ocorrer.¹⁴

Para o caso brasileiro, é óbvio que o *large country argument* não se aplica, dada a reduzida influência do país, considerado isoladamente, sobre o comportamento das taxas de juros internacionais, pelo menos entre 1947 e 1995. Quanto a primeira hipótese, esta poderia ser vista como uma explicação alternativa à que credita a influência da poupança do governo o conjunto dos resultados obtidos até agora para as estimativas do coeficiente de retenção de poupança.

No entanto, para averiguar qual dos dois argumentos - poupança do governo ou *policy reaction* - é o mais plausível para o problema da endogeneidade, é necessário testar-se a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento, algo que será feito na próxima subseção.

2.3.3. Estimação de um Modelo de Correção de Erro de 1ª Ordem para Investimento e Poupança Nacionais

Ainda no sentido de obter estimativas confiáveis para o coeficiente de retenção de poupança, utilizou-se um modelo de correção de erro de 1º ordem (Taylor (1996)), que, após algum algebrismo, torna-se¹⁵

¹⁴ Ver capítulo 1. A versão de Harberger (1980) para o *country size argument* não é aqui considerada em razão das críticas a esta vertente serem contundentes.

¹⁵ Para maiores detalhes, ver seção 1.3.3, capítulo 1.

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \omega_0 + \omega_1 \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_t + \omega_2 \left(\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} - \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1} \right) + \omega_3 \left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} + \Psi_t \quad (3)$$

onde Ψ_t é o termo aleatório e Δ denota a 1ª diferença da variável a ele associada

UNIME - BIBLIOTECA

Os coeficientes de (3) podem ser interpretados do seguinte modo: o coeficiente w_1 tem o mesmo significado que o coeficiente de retenção de poupança (b) de (1), e, como tal, mede até que ponto um choque temporário sobre a poupança doméstica se refletirá sobre o nível de investimento doméstico. O coeficiente w_2 mede a velocidade de convergência do sistema na direção do equilíbrio, ou ainda, se interpretado como um indicador de médio prazo (*a half-life measure*), a sustentabilidade de desequilíbrios no balanço de pagamentos em conta-corrente da economia sob análise (i.e. quanto maior a velocidade de convergência menor a sustentabilidade destes desequilíbrios e, quanto menor esta velocidade, maior a capacidade de se manter déficits ou superávits por períodos de tempo mais prolongados).¹⁶ Quanto aos coeficientes w_0 e w_3 , estes indicam a natureza do equilíbrio de longo prazo da relação poupança-investimento.¹⁷

¹⁶ Este ponto será melhor explorado quando da estimação recursiva do coeficiente w_2 .

¹⁷ Fazendo-se (3) igual a $\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \omega_0 + \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1} + \omega_3 \left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} + \Psi_t^*$, com $\Psi_t^* = \omega_1 \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_t + \omega_2 \left(\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} - \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1} \right) + \Psi_t$, é fácil ver que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento, dado que o investimento pode ser pensado como seguindo um processo tipo *random walk* com drift (ω_0) mais um termo que indicaria se o equilíbrio de longo prazo poupança-investimento ocorre (i.e. se é significativo ou não). É claro que os desvios deste equilíbrio seriam explicados, através da perturbação Ψ_t^* , por mudanças na mobilidade de capital e/ou na sustentabilidade de desequilíbrios em conta-corrente ou ainda fatores exógenos não incluídos nesta formulação.

Ainda de acordo com Taylor (1996), a significância do coeficiente w_2 pode ser usada como um teste equivalente ao de cointegração, com, segundo o autor, maior poder que os testes convencionais de cointegração do tipo Dickey-Fuller e Phillips-Perron.¹⁸

Observe que aplicando-se restrições sobre os parâmetros de (3), é possível ainda testar diferentes hipóteses sobre a natureza do equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento. O autor faz referência aos seguintes tipos de restrições aplicáveis aos parâmetros da equação (3): a) $\omega_1 - \omega_3 = 1$ e $\omega_2 = 1$; b) $\omega_3 = \omega_2 = 0$; e c) $\omega_3 = \omega_1 = 0$.

A aplicação da restrição a) a (3) resulta na equação (1), enquanto que a restrição b) dá origem a forma em primeiras diferenças de (1).¹⁹ Já a terceira restrição transforma (3) em

BCMF - BIBLIOTECA

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \omega_0 + \omega_2\left(\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} - \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1}\right) + \Psi_t \quad (4)$$

As referidas restrições serão testadas através do teste de Wald²⁰. Os resultados da estimação do modelo de correção de erro - equação (3) - são

¹⁸ Taylor (1996, p. 21) reporta-se ao estudo de Kremers, Ericsson & Dolado (1992) para justificar o uso de apenas um estágio na estimação do modelo de correção de erro proposto. Harvey (1990), referindo-se ao procedimento de cointegração do tipo Engle & Granger, afirma que os EMQ no primeiro estágio de estimação de modelos de correção de erro (ECM) apresentam um viés considerável, particularmente em pequenas amostras. Isto, além de tornar os procedimentos de inferência enganadores e, a nível do segundo estágio, afetar o termo de correção de erro, pode ter consequências nefastas sobre as propriedades de pequenas amostras dos parâmetros de curto prazo. Por outro lado, Banerjee, Dolado, Galbraith & Hendry (1993, p. 222-223) afirmam que o teste de cointegração baseado na significância da estatística t associada ao parâmetro w_2 só será completamente eficiente caso a variável independente seja fortemente exógena.

¹⁹ A forma de (1) em primeiras diferenças reflete a resposta da variação da razão investimento/PIB a mudanças anuais na razão poupança/PIB. Observe que o valor estimado do coeficiente h possui o mesmo significado quando se trabalha com a equação (1) em níveis ou em primeiras diferenças.

²⁰ Para maiores detalhes ver Greene (1993, p. 187-190).

apresentados no quadro 2.5.. O quadro 2.6. mostra o valor da estatística F do teste de Wald para as três restrições propostas para (3).

Quadro 2.5. - Estimativas da Condição Feldstein-Horioka - Formulação

Alternativa ii)

Variável Dependente $\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1948-1995 (ajustada)				
Método MQO				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	-0,261372	1,161136	-0,225100	0,8229
$\Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_t$	0,692448	0,092353	7,497834	0,0000
$\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1} - \left(\frac{I}{Y}\right)_{t-1}$ (**)	0,298811	0,091347	3,271155	0,0021
$\left(\frac{S}{Y}\right)_{t-1}$	0,042815	0,061846	0,692279	0,4924
R ²	0,589383	Estatística F	21,05198	
R ² -Ajustado	0,561387	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,723033	F - Estat. LM Test (4 lags)	0,550861	

(*) Nível de significância necessário para a rejeição de H_0 (coef. = 0).

(**) Equivale a poupança externa em $t - 1$ com sinal trocado.

Antes de passar a análise propriamente dita das estimativas obtidas para a equação (3), deve-se observar os valores da estatística F do teste de Wald para as restrições impostas sobre os valores dos coeficientes da referida expressão. O quadro 2.6. mostra que tais restrições são rejeitadas, indicando que nenhuma das três formulações testadas - equação (1), em nível e em primeiras diferenças, e equação (4) - se ajusta bem aos dados. Isto revela, de

forma similar aos resultados encontrados por Taylor (1996), que o modelo de correção de erro de 1ª ordem utilizado é superior as formulações anteriores na explicação da correlação entre poupança e investimento nacionais.

Quadro 2.6. - Testes das Restrições sobre a Formulação Alternativa ii)

Restrição	Estatística F	Probabilidade (*)
$\omega_1 - \omega_3 = 1$ e $\omega_2 = 1$	5,801417	0,005805
$\omega_3 = \omega_2 = 0$	5,899563	0,005372
$\omega_3 = \omega_1 = 0$	28,18363	0,000000

(*) Nível de significância necessário para se rejeitar a restrição.

Quanto as estimativas dos coeficientes de (3), w_i , mostrou-se estatisticamente diferente de zero e de um (a 1 %), mas não de 0,6, o que é coerente com os resultados obtidos anteriormente para o coeficiente de retenção de poupança (quadros 2.1. e 2.2.), apesar dos problemas associados a estes últimos. Já w_2 , significativo a 1%, indica uma baixa velocidade de convergência em direção ao equilíbrio entre investimento e poupança nacionais, ou ainda, uma considerável capacidade de sustentação de desequilíbrios em conta-corrente da economia brasileira entre 1947-1995. Tal fato confirma a grande importância da poupança externa para o financiamento do investimento interno no país no período em questão.

A significância de w_2 , como mencionado anteriormente, mostra também que as variáveis investimento bruto/PIB e poupança bruta/PIB cointegram - são

$I(0)$ - a 1%, indicando a existência de uma relação de longo prazo entre as mesmas no período sob análise.²¹

Para w_0 e w_3 , o fato destes coeficientes não terem se mostrado significativos sugere a inexistência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento nacionais, o que obviamente não quer dizer que não haja nenhuma relação de longo prazo entre tais variáveis - algo que foi confirmado pelo teste de cointegração entre as mesmas.

Estes dois últimos resultados, referentes a w_2 , e w_0 e w_3 , podem ainda ser interpretados sob a ótica da seguinte identidade: $CA = S - I = -KA$, onde CA é o balanço de pagamentos em conta-corrente, S é a poupança nacional bruta, I é o investimento nacional bruto e KA denota o balanço de capitais (capitais autônomos + capitais compensatórios), este último tendo sempre sinal contrário ao da conta-corrente (CA).

A existência de uma relação de longo prazo entre poupança e investimento nacionais revelada pelo teste de cointegração torna-se óbvia quando se observa a identidade acima, pois estas variáveis estão relacionadas através do saldo no balanço de pagamentos em conta-corrente. Já para o equilíbrio de longo prazo poupança-investimento, a história econômica brasileira mostra que no período considerado (1947-1995) a ocorrência de déficits na conta-corrente do balanço de pagamentos foi quase uma regra, demandando, portanto, poupança

²¹ Embora nos testes ADF a hipótese de não-estacionariedade houvesse sido rejeitada para as referidas variáveis - investimento/PIB e poupança/PIB - a níveis de significância aproximados (6% e 5%, respectivamente), a rigor ambas as variáveis seriam estacionárias apenas a 10%, o que justificaria a realização do teste de cointegração entre as mesmas e o uso do modelo de correção de erro no tratamento da relação entre investimento e poupança nacionais no período 1947-1995.

externa para o financiamento destes desequilíbrios. Daí não ter havido uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as referidas variáveis nestes anos.

Há de se notar também, como mostrou o valor estimado para w_2 , o notório grau de sustentabilidade dos déficits em conta-corrente no período, o que provavelmente seria consequência do grau de integração do país aos mercados internacionais de capitais no período em questão.

A respeito do problema da endogeneidade entre poupança e investimento nacionais discutido na subseção anterior, a ausência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento nos anos em questão torna claro que o mesmo ocorreu, basicamente, em função da importância da poupança do setor público, relativamente a poupança privada interna, no financiamento do investimento agregado no país. Isto permite que se descarte o argumento da *policy reaction* e se adote a hipótese da influência da poupança do governo como explicação mais plausível para os resultados obtidos anteriormente, embora dentro das limitações mencionadas quando da análise dos mesmos.

Em suma, com base no que se observou até agora, tanto para os resultados obtidos para a condição Feldstein-Horioka em sua formulação original bem como para suas formas alternativas, torna-se evidente que entre 1947 e 1995 a economia brasileira apresentou um grau mediano de integração à economia mundial sob a ótica dos fluxos de capitais reais, sendo que dentre tudo o que se comentou aqui merece destaque a capacidade do país de manter déficits em conta-corrente, a médio prazo, ao longo destes anos.

Com o intuito de explorar a evolução do grau de mobilidade de capital para a economia brasileira entre 1947 e 1995, proceder-se-á a estimação re-

cursiva dos coeficientes da condição Feldstein-Horioka para as três formulações utilizadas - equações (1), (2) e (3). O objetivo proposto é verificar-se tal evolução através do exame da estabilidade do coeficiente de retenção de poupança para as referidas formulações.

2.3.4. Análise Recursiva da Relação entre Investimento e Poupança Nacionais

O uso dos método dos mínimos quadrados recursivos (MQR) no cálculo das estimativas dos coeficientes das equações (1), (2) e (3), permite acompanhar o comportamento do coeficiente de retenção de poupança ao longo do período 1947-1995, e, conseqüentemente, avaliar a extensão da abertura da economia brasileira a fluxos de capitais reais nestes anos.

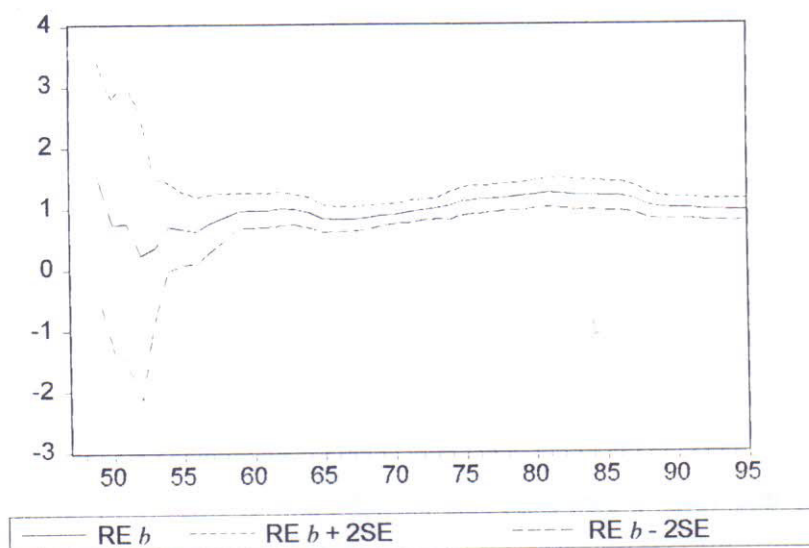
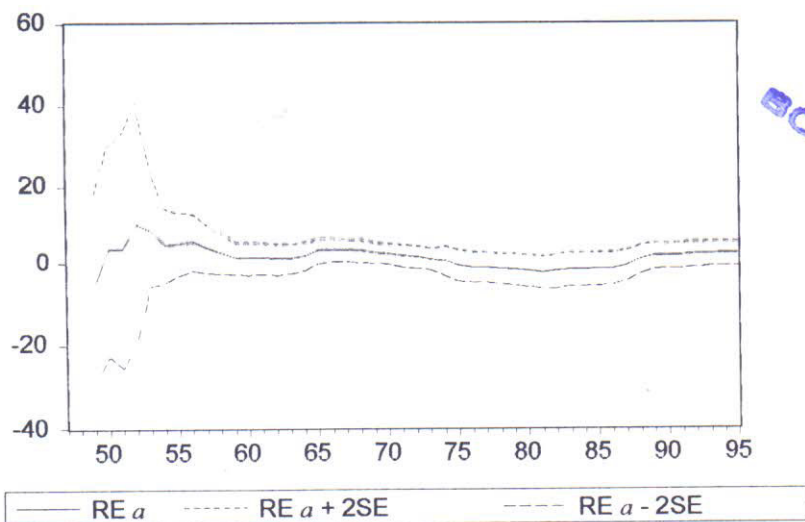
Apesar dos problemas mencionados em subseções anteriores a respeito das estimativas para a condição Feldstein-Horioka original - equação (1) e, por extensão para a equação (2) -, optou-se, mesmo assim, por calcular as estimativas dos coeficientes desta última por MQR e se verificar se, de fato, há inconsistências entre estas estimativas e os fenômenos determinantes do crescimento e/ou redução da mobilidade de capital no Brasil nos anos em questão.

Desta forma, as estimativas recursivas dos coeficientes a e b para a equação (1) são mostradas no gráfico 2.3., onde b é o coeficiente de retenção de poupança. Note-se que as estimativas apresentadas neste gráfico não foram corrigidas para o problema de auto-regressão dos resíduos, o que significa dizer

que, apesar do mesmo não tornar os valores estimados de a e b viesados, os intervalos de confiança para estes parâmetros não são válidos.²²

Gráfico 2.3. - Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka -

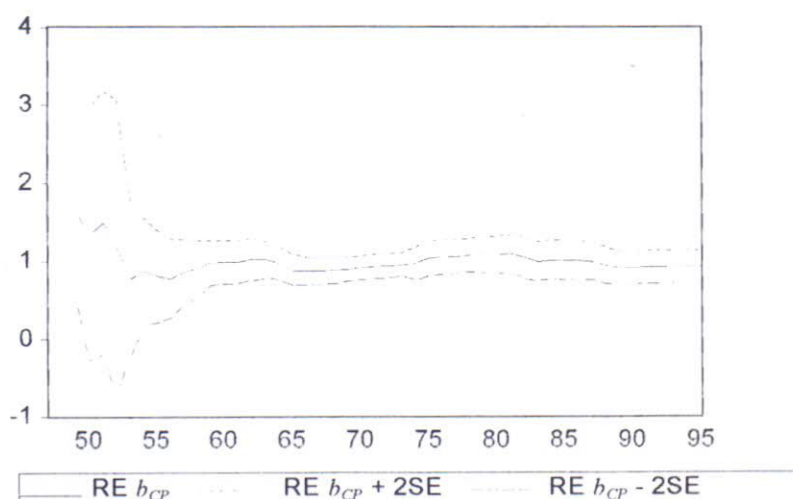
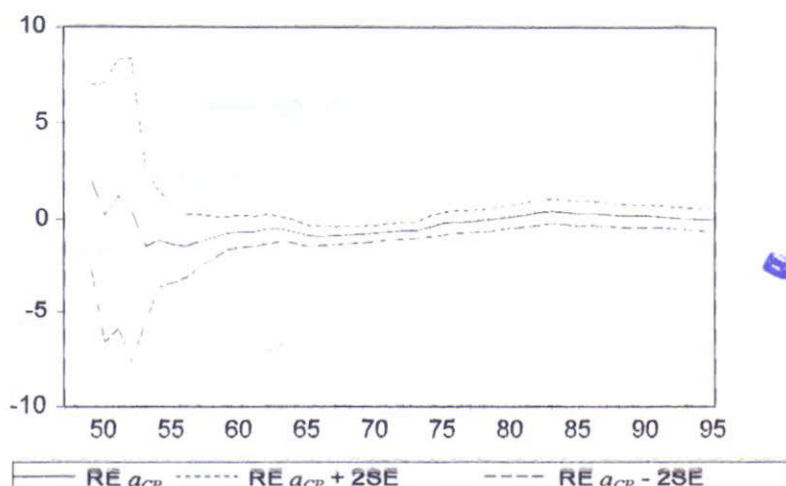
Equação (1)



²² A este respeito ver, por exemplo, Kennedy (1992) e Greene (1993).

Gráfico 2.4. - Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka -

Equação (2)



Observe ainda que há uma diferença entre a estimativa obtida para o indicador do grau de mobilidade de capital (b) para o período 1947-1995 apresentada no quadro 2.1., com o problema de auto-regressão dos resíduos corrigido por meio do uso de termos ARMA, e o valor estimado deste mesmo coeficiente para o intervalo em questão mostrado no gráfico 2.3.. Esta última estimativa - para o ano de 1995, obtida pelo método dos mínimos quadrados recursivos -

vos, e que é idêntica ao valor estimado de h através dos MQO sem a correção da auto-regressão dos resíduos ²³, é maior do que a exibida no quadro 2.1., sendo igual a 0,954.

Tal discrepância deve-se, provavelmente, a inclusão do termo AR(1) na estimação da condição Feldstein-Horioka, o que indicaria a existência de uma forte influência do nível de investimento em $t-1$ sobre o investimento em t . Isto, de fato, é confirmado pelo valor estimado do coeficiente do componente auto-regressivo do investimento: 0,913 (ver quadro 2.1.).

Porém, isto não invalida a análise da evolução do grau de mobilidade de capital com base nas estimativas recursivas para os coeficientes de (1) mostradas no gráfico 2.3., já que estas últimas permitem pelo menos o acompanhamento da evolução do grau de abertura da economia brasileira a capitais externos, apesar de não considerarem o elemento auto-regressivo do investimento. ²⁴ Desta forma, a interpretação das estimativas recursivas de h deve ser feita tendo-se em mente que a estimativa do coeficiente de retenção de poupança corrigida para a auto-regressão dos resíduos tem, ou deve ter, um padrão de comportamento bastante semelhante ao mostrado no gráfico 2.3., pois a ocorrência deste tipo de problema não produz estimativas viesadas para h .

BCME - BIBLIOTECA

²³ Isto decorre do fato do método dos mínimos quadrados recursivos (MQR) ser uma mera variação dos mínimos quadrados ordinários (MQO), onde as estimativas dos coeficientes obtidas por MQR são apenas estimações sucessivas utilizando-se os MQO. Tais estimações sucessivas são calculadas para $n - k$ sub-amostras, onde k é o número de parâmetros da equação e n o tamanho da amostra. A primeira sub-amostra tem $n_1 = k$ observações, a segunda $n_2 = k + 1$, a terceira $n_3 = k + 2$, e assim por diante até a última sub-amostra, que tem $n_j = k + j (= n)$ observações. O resultado final é a obtenção de $n - k$ estimativas para cada um dos parâmetros da equação.

²⁴ Observe que a estimação de regressões incluindo termos ARMA (p, q) utiliza métodos não-lineares, o que, por si só, já torna impossível o cálculo de estimativas dos parâmetros de tais regressões usando-se MQR. Isto, obviamente, não permite também a obtenção de estimativas recursivas para a equação em questão corrigidas para a auto-regressão dos resíduos através do uso de termos ARMA (p, q).

Considerando-se o que se afirmou acima, a observação da evolução do coeficiente b entre 1947 e 1995, permite verificar-se que, em geral, após bruscas variações no grau de mobilidade de capital nos anos 1949-1956, para o período como um todo (1957-1995), a economia apresentou um grau de abertura aos fluxos de capitais reais que pode ser considerado mediano, com a ocorrência de algumas flutuações no indicador de mobilidade de capital (b) nestes anos. Isto está de acordo com os resultados apresentados no início desta seção. (quadro 2.1.)

Em termos de mudanças institucionais, o aparecimento da Lei 4131 em setembro de 1962, a primeira regulamentação sistemática do capital estrangeiro no Brasil ²⁵, posteriormente alterada pela Lei 4390 de agosto de 1964 e pelo Decreto 55762 de fevereiro de 1965, não parece ter provocado modificações substanciais sobre a extensão da abertura do país aos fluxos de capitais reais, a exceção de um pequeno aumento da mobilidade destes últimos observada logo após o surgimento de tal legislação ²⁶, aumento esse que seria revertido no final desta década.

BCME - BIBLIOTECA

A partir do início dos anos 70, as estimativas recursivas de b evidenciam uma redução no grau de mobilidade em relação aos anos anteriores, o que seria, em princípio, contrário ao que mostra o gráfico 2.1., onde durante esta dé-

²⁵ Antes da Lei 4131, não havia nenhum regime jurídico ao qual as aplicações de capitais estrangeiros no país estavam sujeitas, e as decisões sobre o assunto eram tomadas à margem do processo legislativo e da própria política econômica por meio decretos e leis do governo central e instruções da SUMOC (Superintendência da Moeda e do Crédito). Para maiores referências a respeito da legislação brasileira sobre capitais estrangeiros de 1933 a 1988 ver Almeida (1989).

²⁶ O arcabouço jurídico regulatório dos capitais estrangeiros no Brasil permaneceria praticamente intocado durante os 22 anos seguintes à sua modificação. Durante este período surgiram algumas normas dispondendo sobre a contratação de empréstimos externos, conversão de dívida externa em investimento e tributação de aplicações de estrangeiros no país, sem, contudo, implicar em alterações no regime ao qual estes capitais estavam sujeitos.

cada vê-se claramente um aumento considerável do ingresso de poupança externa no país para financiamento do investimento.

Para a primeira metade dos anos 80 - até 1986 -, no entanto, as estimativas do coeficiente de retenção de poupança são consistentes com os fatos à época. No início deste período, a elevação das taxas de juros internacionais acabaria gerando sérios problemas de solvência para os países em desenvolvimento, o que culminaria em uma crise de endividamento externo e no fechamento do mercado internacional de crédito para estes países a partir de 1983.

Apenas de 1987-1988 em diante - até 1995 - é que tem início uma queda em b , indicando o aumento da mobilidade de capital neste período, fato este provavelmente associado a liberalização da conta de capital do balanço de pagamentos brasileiro iniciada no final daquela década ²⁷ e aos efeitos de um conjunto de fatores internos e externos ao país. ²⁸ **BCME - BIBLIOTECA**

Em suma, os resultados obtidos para o coeficiente de retenção de poupança (b) estimado recursivamente para a equação (1), estão de acordo com o que seria esperado a partir das consequências dos eventos que ocorreram ao longo do período 1949-1995 sobre o grau de mobilidade de capital estrangeiro nestes anos. A exceção, e talvez o resultado mais intrigante, diz respeito a dé-

²⁷ Tal movimento de liberalização, no que se refere aos investimentos estrangeiros diretos no país (fluxos de capitais reais), ocorreu a partir de 1990 compreendendo, basicamente, os seguintes pontos: i) diminuição do tratamento discriminatório a este tipo de investimento; e ii) redução da carga tributária incidente sobre tais investimentos e sobre as remessas ao exterior de lucros e dividendos resultantes de tais inversões e a título de pagamento de *royalties* e assistência técnica. Para maiores detalhes sobre a legislação de capitais estrangeiros e suas modificações a partir do final dos anos 80 ver Almeida (1989) e BANCO CENTRAL DO BRASIL (1998).

²⁸ Além das modificações na legislação regulatória dos fluxos de capitais externos, há a queda nas taxas de juros internacionais entre 1989 e 1994, o acordo de reestruturação da dívida externa brasileira em 1992, e o início da realização de algumas reformas econômicas de cunho liberalizante na primeira metade da década de 90 no país, o que aumentaria as oportunidades de lucro para os investidores estrangeiros. Ver Bacha (1993); Meyer (1993) e Nunnenkamp, P., Funke, N. & Schweickert, R. (1992, Chapters 1 and 3).

cada de 70, pois foi nesta década que o país recebeu o maior volume de poupança externa para financiamento do investimento entre 1947 e 1995.

Os mencionados problemas associados as estimativas da equação (1) decorrentes da endogeneidade entre investimento e poupança nacionais, levaram a estimação do coeficiente de correlação parcial (h_{CP}) entre estas variáveis com o intuito de se controlar este problema e se obter um indicador mais confiável para a mobilidade de capital. Apesar desta formulação, representada pela equação (2), não ter produzido os resultados esperados - consideradas as limitações citadas quando de sua estimação -, as estimativas recursivas dos coeficientes da mesma (a_{CP} e b_{CP}) foram calculadas e são apresentadas no gráfico 2.4..

SCME-BIBLIOTECA

Observando-se o referido gráfico, é fácil ver que o comportamento do coeficiente de retenção de poupança para a equação (2) tem um comportamento bastante similar ao seu congênere da expressão (1) - gráfico 2.3.. Isto apenas reflete os resultados obtidos na subseção 2.3.2. - quadro 2.2. , como também ocorreu com as estimativas recursivas do coeficiente b em (1). (Gráfico 2.3.)

Desta forma, os comentários feitos para as estimativas de b apresentadas no gráfico 2.3. são, de uma maneira geral, válidos também para as estimativas de b_{CP} mostradas no gráfico 2.4.. Considere-se neste caso também o que se afirmou a respeito da estimação recursiva dos coeficientes da condição Feldstein-Horioka na presença de auto-correlação dos resíduos quando da estimação de (1).

Também estimou-se recursivamente os coeficientes da equação (3), cuja interpretação é a mesma utilizada anteriormente. Observe que, neste caso,

não houve nenhum problema relacionado a correlação dos resíduos o que, ao contrário das estimativas das equações (1) e (2) pelos MQR, permitiu a construção de intervalos de confiança válidos para tais estimativas. Estas últimas e seus respectivos intervalos de confiança a 95 % são mostrados no gráfico 2.5.

Da análise do referido gráfico pode-se notar que o coeficiente de retenção de poupança (w_1) apresenta-se estável em torno do valor estimado para o período como um todo (0,692), praticamente não refletindo as mudanças no ambiente econômico-institucional para os capitais estrangeiros, diferentemente do que ocorreu para as duas formulações anteriores. Já o indicador do grau de sustentabilidade dos déficits em conta-corrente (w_2) mostra um considerável aumento da capacidade do país em manter desequilíbrios deste tipo entre a segunda metade dos anos 60 e a primeira metade da década seguinte, o que pode ser interpretado como evidência de um maior grau de integração do país ao mercado de crédito internacional nestes anos. As estimativas para w_2 também revelam que entre meados da década de 70 e 1995, salvo uma pequena redução nesta capacidade decorrente da ocorrência da crise da dívida externa em 1982 e de seus efeitos nos anos seguintes, a economia brasileira possuía maiores condições de manter déficits no balanço de transações correntes que no período anterior a 1965.

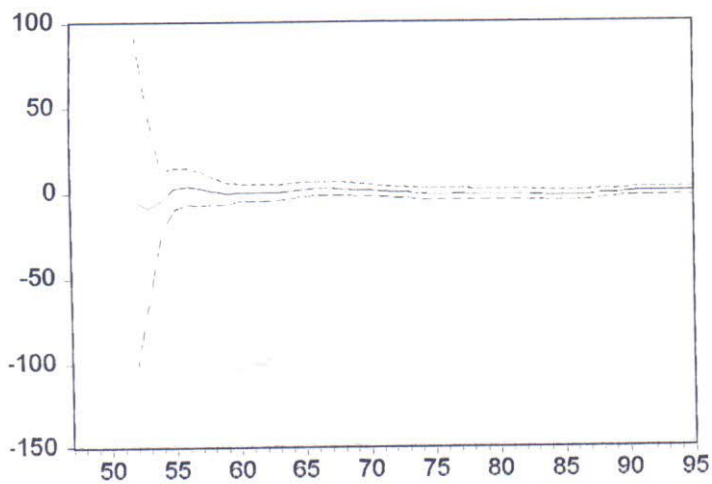
No entanto, como ocorreu nas estimativas recursivas do coeficiente de retenção de poupança para as equações (1) e (2), a década de 70 - especificamente o período 1975-1980 - mais uma vez apresenta resultados intrigantes, só que desta vez para o coeficiente w_2 . Para o período mencionado, como já se colocou anteriormente, houve o ingresso de volumes significativos de poupança

externa no país, o que, a princípio, contradiz a redução do grau de sustentabilidade de déficits em conta-corrente mostrada pelas estimativas de w_2 para o referido período. Mais uma vez, o porquê de tal fato é uma questão que fica em aberto.

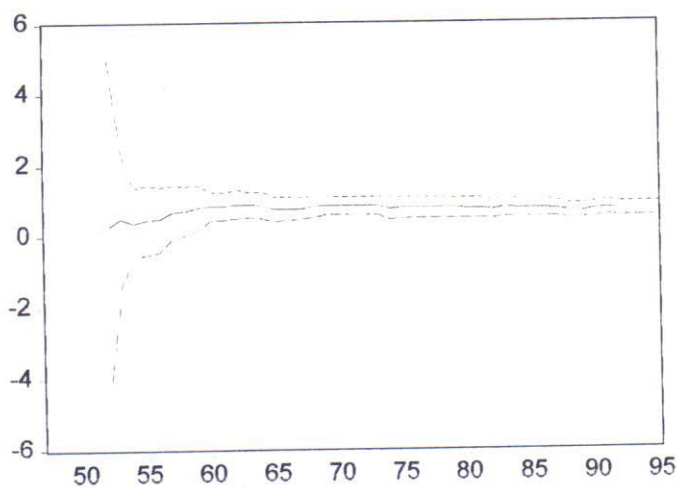
Quanto aos coeficientes w_0 e w_3 , as estimativas recursivas dos mesmos apresentaram-se, de certo modo, estáveis ao longo do intervalo analisado (1948-1995), embora as mesmas não permitam a análise da ausência ou não de qualquer relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento nacionais nestes anos. Para tal análise, o melhor meio de verificar sua existência continua sendo o teste da significância destes coeficientes, como se mencionou na subseção anterior.

Por fim, apesar do coeficiente de retenção de poupança estimado recursivamente para o modelo de correção de erro de 1ª ordem proposto por Taylor (1996) não ter refletido a evolução do grau de mobilidade de capital no período 1948-1995 de forma melhor que os seus similares das equações (1) e (2), o referido modelo forneceu um outro indicador do grau de integração da economia brasileira aos mercados internacionais de crédito, representado pelo coeficiente w_2 .

Gráfico 2.5. - Coeficientes Recursivos da Condição Feldstein-Horioka -
Equação (3)

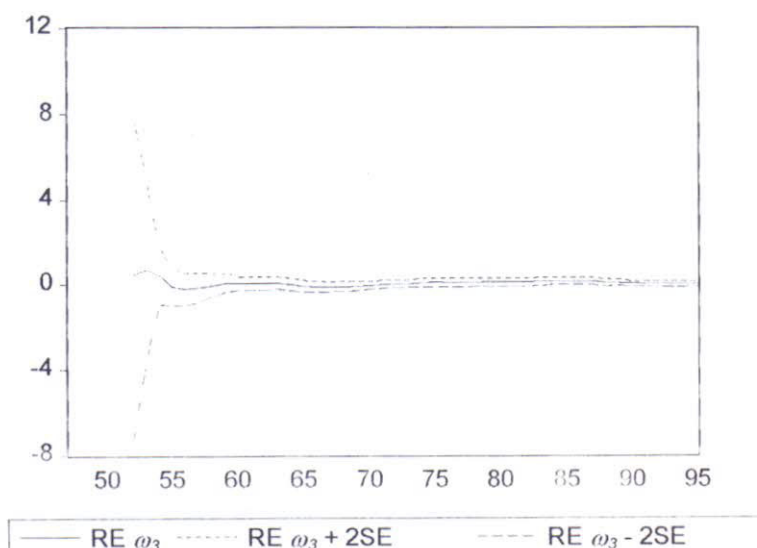
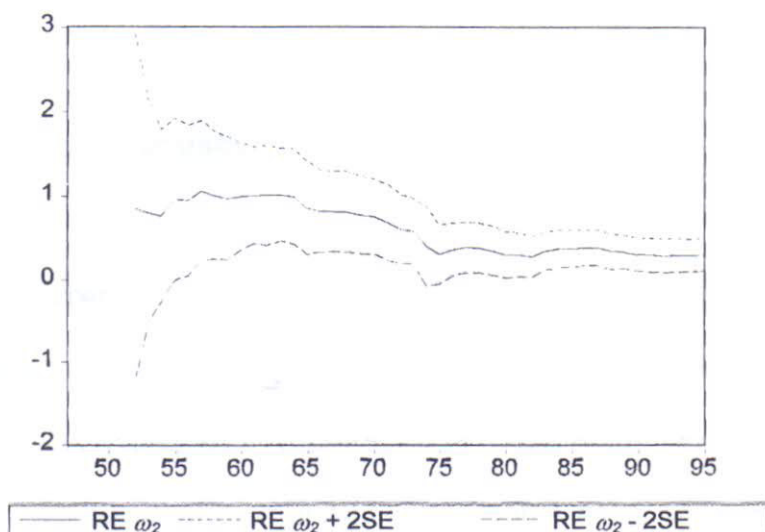


— RE ω_0 RE $\omega_0 + 2SE$ - - - RE $\omega_0 - 2SE$



— RE ω_1 RE $\omega_1 + 2SE$ - - - RE $\omega_1 - 2SE$

BCME-BIBLIOTECA



Tal indicador, como se viu, mostrou uma crescente capacidade do país em manter desequilíbrios (déficits) no balanço de transações correntes entre 1948 e 1995, o que, em última instância, só é possível a partir da existência de fluxos positivos de recursos externos para a economia deficitária, que por sua vez só ocorrem em condições onde há garantia de que esses recursos podem

recuperados por seus proprietários (i.e. baixo risco *default* e/ou poucas barreiras ao livre movimento destes capitais).

2.4. Sumário das Conclusões

UCME - BIBLIOTECA

No decorrer deste capítulo, procurou-se verificar a extensão da abertura da economia brasileira aos capitais internacionais para o período 1947-1995 a partir da condição Feldstein-Horioka em três formulações distintas: i) a sugerida pelos autores em seu artigo original; ii) a referente ao coeficiente de correlação parcial entre investimento e poupança nacional, na qual ambas as variáveis são *filtradas* da influência de componentes em comum; e iii) a proposta por Taylor (1996), na qual se utilizou um modelo de correção de erro de 1ª ordem.

Como mencionado, as estimativas para a primeira formulação devem ser interpretadas de forma cautelosa, pois a literatura sobre a correlação investimento nacional-poupança nacional como indicador de mobilidade de capital aponta para a possibilidade destas variáveis serem ambas endógenas, o que poderia distorcer os resultados deste indicador.

Com o intuito de eliminar tal problema, utilizou-se o coeficiente de correlação parcial entre estas variáveis como medida do grau de mobilidade de capital internacional. Apesar desta estimativa não ter apresentado os resultados esperados, permitiu, através da estimação de novas regressões entre investimento e algumas variáveis instrumentais para a poupança nacional, inferir-se que o problema da endogeneidade do investimento e da poupança nacionais deve-se ou a importância da poupança do setor público brasileiro no financiamento do

investimento interno ou a influência de políticas governamentais para correção de desequilíbrios no balanço de pagamentos em conta-corrente - *policy reaction argument*.

A estimação do modelo de correção de erro de 1ª ordem, embora tenha apresentado resultados similares as duas formulações anteriores quanto ao valor estimado do coeficiente de retenção de poupança, evidenciou a capacidade da economia brasileira de manter déficits em conta-corrente, o que pode ser interpretado também como um indicador de integração do país ao mercado internacional de crédito. Esta formulação, ao rejeitar a hipótese de existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre poupança e investimento nacionais entre 1947 e 1995, possibilitou que se mostrasse também que o problema da endogeneidade destas duas variáveis ocorre, provavelmente, em razão do importante papel da poupança do governo no provimento de recursos para investimento nestes anos.

A rejeição das restrições aplicadas ao modelo de correção de erro, evidenciou a superioridade do mesmo na explicação da natureza da relação entre investimento e poupança nacionais para o Brasil em relação as duas formulações anteriores utilizadas para o período em questão. O teste de cointegração para estas variáveis incluído nesta formulação mostrou a existência de uma relação de longo prazo entre as mesmas - o resíduo entre investimento e poupança nacionais é $I(0)$.

Já a estimação recursiva dos coeficientes das três formulações - i), ii) e iii) - permitiu o acompanhamento da evolução do grau de mobilidade de capitais ao longo do período 1949-1995. Apesar de tais estimativas não terem sido cor-

rigidas para o problema de auto-regressão dos resíduos, as mesmas possibilitaram, dentro das limitações mencionadas, uma análise de natureza qualitativa da resposta do grau de abertura da economia brasileira a fluxos de capitais reais aos efeitos de mudanças institucionais e/ou no ambiente econômico ocorridas no decorrer do anos 1947-1995.

BCME-BIBLIOTECA

Verificou-se também que a única inconsistência, e provavelmente a mais intrigante, entre o indicador de mobilidade de capital das formulações da condição Feldstein-Horioka e os fatos observados no período em questão, diz respeito a década de 70. Nestes anos, o país recebeu o maior volume de poupança externa entre 1947 e 1995, sendo que as estimativas recursivas das três formulações utilizadas indicavam para esta década a redução do grau de mobilidade de capital. Provavelmente, este é mais um caso, dentre inúmeros outros retratados na literatura, do que é conhecido como enigma Feldstein-Horioka.

Em geral, as evidências empíricas obtidas apontam, ainda que dentro dos limites mencionados, para a ocorrência de um grau mediano de mobilidade de capital para o Brasil no período 1947-1995 como um todo, sendo que, como ficou evidente quando da análise recursiva das estimativas dos indicadores de abertura da economia aos fluxos de capitais reais, tais indicadores ora estão de acordo com o que se esperaria a partir da observação do ambiente econômico-institucional relevante para os capitais estrangeiros, ora evidenciam o contrário. Tal fato chama a atenção para o uso de uma certa dose de cautela na interpretação dos resultados aqui apresentados, onde todas as inconsistências merecem uma qualificação cuidadosa.

Capítulo 3 - Testes das Condições de Paridade Coberta e Descoberta de Taxa de Juros para o Brasil: Maio/1987-Dezembro/1996

3.1. Introdução

Este capítulo tem como objetivo aplicar testes de mobilidade de capital para o Brasil no período maio/1987-dezembro/1996 com base nas paridades coberta e descoberta de taxas de juros. A construção de séries de expectativas de variação da taxa de câmbio nominal para o intervalo em questão irá tornar possível estimar-se esta última e, conseqüentemente, verificar-se se o grau de mobilidade de capital segundo este critério.

Deve-se notar que as medidas de mobilidade de capital utilizadas neste capítulo referem-se apenas a fluxos de capitais financeiros, cuja distinção dos fluxos de capitais reais foi feita no capítulo 1. Desta forma, pretende-se aqui complementar, ainda que de forma limitada, os testes feitos no capítulo anterior, no sentido de se obter um conjunto de resultados a respeito do grau de abertura da economia brasileira a diferentes fluxos de capitais externos.

De modo similar ao capítulo 2, utiliza-se também os métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e dos mínimos quadrados recursivos (MQR) na estimação das paridades coberta e descoberta de juros. O uso dos MQR, mais uma vez, tem como objetivo permitir o acompanhamento da evolução da mobilidade de capital no Brasil no decorrer do período estudado, de forma a permitir uma melhor avaliação deste comportamento em função das mudanças ocorridas no ambiente institucional relevante para estes capitais.

Neste sentido, o presente capítulo está dividido da seguinte forma: após esta introdução, discute-se brevemente sobre as séries de dados utilizadas. Os principais detalhes sobre a construção das séries de expectativas de variação cambial segundo três hipóteses de formação das mesmas - extrapolativa, adaptativa e racional - são apresentados na terceira seção. Na seção seguinte, são dadas breves explicações a respeito dos testes econométricos para mobilidade de capital usados, seguidas dos resultados obtidos e de uma análise dos mesmos. A quinta e última seção faz um sumário das conclusões.

3.2. Sobre as Séries de Dados Utilizadas

BCME - BIBLIOTECA

As séries básicas usadas foram as seguintes: taxa de juros nominal (Over/Selic), desvalorização da taxa de câmbio nominal da moeda brasileira em relação ao dólar americano, taxa de juros (anualizadas) dos títulos do Tesouro Americano para três meses (T-Bill), cotação da taxa de câmbio nominal no mercado futuro para entrega em (aproximadamente) 30 dias, taxa de inflação mensal medida pelo IGP-DI e as taxas mensais de variação do estoque de meios de pagamento e da base monetária. As observações destas últimas três variáveis, como se verá mais a frente, foram utilizadas na construção de uma série de expectativas de variação cambial.

As séries de juros e câmbio futuro, com observações mensais, cobrem o período de maio de 1987 a dezembro de 1996, enquanto o câmbio *spot*, por razões que ficarão claras adiante, vai de dezembro de 1984 a novembro de 1996.

A taxa de inflação (IGP-DI) e as taxas de variação dos meios de pagamento e da base monetária referem-se ao intervalo outubro/1986-novembro/1996.

A taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano, coletada na fonte em termos anuais, foi convertida para taxas mensais de acordo com a seguinte fórmula:

$$i_M = \sqrt[12]{(1+i_A)} - 1$$

BCME-BIBLIOTECA

onde i_A é a taxa de juros anualizada e i_M é a taxa equivalente em termos mensais, ambas expressas em valores absolutos.

Quanto a taxa de câmbio no mercado futuro, utilizou-se a cotação dos contratos futuros de taxa de câmbio de Reais por dólar comercial no 1º dia útil do mês em questão, com vencimento no 1º dia útil do mês subsequente, totalizando assim, aproximadamente, 30 dias entre a data de negociação e a data de vencimento.¹ Após sua conversão em Reais (R\$) por unidade de dólar americano (US\$), calculou-se o desconto do dólar no mercado futuro (*forward discount*). Esse desconto futuro, que será usado como uma *proxy* da expectativa de desvalorização cambial para o mês indicado, foi obtido a partir de

$$fd = \frac{f - s}{s}$$

¹ A série da cotação da taxa de câmbio (R\$/US\$) no mercado futuro utilizada foi o preço de ajuste diário e não o preço de fechamento, como seria de se esperar, pois a série obtida referente a este último não era completa para o período em questão. Como o preço de ajuste, para o vencimento estabelecido, é determinado pela média ponderada dos negócios realizados nos últimos 15 minutos do pregão ou é arbitrado pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), o uso deste preço no lugar do preço de fechamento parece bastante plausível.

onde fd é o desconto futuro do dólar (*forward discount*), f é a cotação do dólar (em R\$) no mercado futuro de câmbio para entrega em, aproximadamente, 30 dias, e s é a taxa *spot* na data de negociação (fechamento) do contrato futuro (1º

Além das séries acima referidas, são usadas também previsões mensais de desvalorização cambial construídas com base em três hipóteses de formação das expectativas: extrapolativa, adaptativa e racional.

3.3. Construção das Séries de Expectativas de Variação Cambial

Testes para a paridade descoberta de juros implicam a utilização de expectativas de variação cambial. Frankel & Okongwu (1995), por exemplo, medindo o grau de abertura a capitais internacionais de alguns países da América Latina e Ásia Oriental por meio desta paridade, utilizam a média harmônica de um *survey* de previsões para a taxa de câmbio coletadas junto a agentes econômicos (companhias multinacionais e serviços de previsão). Frankel (1989) simplesmente usa como expectativa de variação cambial o valor observado *ex post* para esta variável, arguindo que sob expectativas racionais o erro expectacional - i.e. $\varepsilon = \Delta S - \Delta S^e$ - é aleatório, ou seja não correlacionado com o conjunto de informações disponível no tempo t .²

No entanto, no caso brasileiro, para o período em questão (maio/1987-dezembro/1996), não existem séries disponíveis de expectativas em relação a taxa de câmbio esperada para períodos futuros coletadas junto a agentes atuantes.

² Frankel & Okongwu (1995) e Frankel (1989).

tes no mercado, que não as cotações no mercado futuro, e o uso de ΔS (variação cambial observada *ex post*) no lugar de ΔS^e (variação esperada *ex ante*) pode gerar estimativas inconsistentes para a paridade descoberta de juros.³

Consequentemente, optou-se por construir séries de expectativa de variação cambial com base nas hipóteses extrapolativa, adaptativa e racional de formação das expectativas. A descrição da metodologia empregada com essa finalidade é apresentada a seguir.

3.3.1. Expectativas Extrapolativas

BCME-BIBLIOTECA

Segundo Takagi (1991) a lei de formação das expectativas extrapolativas é a seguinte:

$$S_{t+1}^e = \alpha S_t + \beta(S_t - S_{t-1}) \quad (1)$$

com S_{t+1}^e como a taxa de câmbio *spot* esperada para o período $t+1$, S_t e S_{t-1} como taxas *spot* observadas em t e $t-1$, respectivamente, e α e β como parâmetros. Note-se que $S_t = S_t^e + e_t$, com e_t como o erro de previsão.

³ A suposição de que o erro expectacional $\varepsilon (= \Delta S - \Delta S^e)$ é não correlacionado com o conjunto de informação disponível em t - conjunto esse que provavelmente incluiria, entre outras variáveis, o diferencial de juros $(i - i^*)$ -, parece ser uma hipótese forte, pois é pouco provável que $E[\varepsilon_t (i - i^*)] = 0$, pelas razões já mencionadas. Além disso, seria por demais irrealista supor que

A expectativa de desvalorização cambial segundo a hipótese extrapolativa foi calculada para o intervalo maio/1987 a dezembro/1996 usando-se o método dos mínimos quadrados recursivos. A utilização deste método tem como base a idéia de que o conjunto de informações relevante (Ω) para os agentes econômicos na formação de suas expectativas para o período $t+1$ limita-se às informações disponíveis no período t , isto é $S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t]$.

Desta forma, os valores dos parâmetros α e β foram estimados recursivamente, sendo que o conjunto de estimativas resultante foi incluído em Ω como α_t e β_t , ao lado de S_t e ΔS_t , e usado para se calcular as previsões para S_{t+1} , período após período, por meio da substituição das informações contidas em Ω na lei de formação das expectativas extrapolativas, obtendo-se, por fim, os valores esperados para S_t .⁴

SCME-BIBLIOTECA

É importante ressaltar que como a variável taxa de câmbio nominal para o período dezembro/1986-novembro/1996 mostrou-se não-estacionária, mesmo após tomada a segunda diferença, optou-se por se trabalhar com a taxa de variação do câmbio nominal, evitando-se assim problemas associados a estimativas com o uso de séries não-estacionárias⁵, bem como porque a variável na qual estamos realmente interessados é a expectativa de desvalorização cambial e não o valor esperado para a taxa de câmbio.⁶

⁴ Sobre o método dos mínimos quadrados recursivos ver Hall, Johnston & Lilien (1990, Chapter 15, p. 15-20-15-21).

⁵ Os problemas relativos ao uso de tais séries na estimação de parâmetros de regressões pelo método dos MQO são a obtenção de estimadores inconsistentes para estes parâmetros e de um R^2 elevado, indicando a existência de uma relação significativa entre as variáveis da equação quando, na verdade, tal relação é pouco significativa ou não existe. Para maiores detalhes ver Griffiths, Hill & Judge (1993, p. 696-697). Obviamente, neste caso, os valores previstos para a variável dependente serão viesados.

⁶ Para a maioria das variáveis utilizadas na construção das séries de expectativas, a hipótese de ocorrência de não-estacionariedade (raiz unitária), em nível, foi rejeitada nos testes ADF a um

Observe que a série de variação da taxa de câmbio nominal (*spot*) cobre o período dez/1986-nov/1996 e não o mesmo período das séries de juros e/ou câmbio futuro por dois motivos: i) para que se possa calcular (recursivamente) as estimativas dos MQO dos parâmetros da equação (1) conforme mencionado e a 1º previsão - correspondente ao mês de mai/1987 -, a condição de rank da matriz de variáveis independentes tem que ser satisfeita; e ii) como o intervalo para o qual se quer a previsão vai de mai/1987 a dez/1996, é suficiente que a última observação da referida série seja em nov/1996, já que a observação correspondente a dez/1996 será uma previsão.

3.3.2. Expectativas Adaptativas

As expectativas adaptativas são formadas com base no mecanismo abaixo (Takagi (1991)) :

$$S_{t+1}^e = \gamma S_t + \lambda(S_t^e - S_t) \quad (2)$$

onde S_t^e é a taxa *spot* esperada (prevista) para t e o termo $(S_t^e - S_t)$ representa o erro de previsão para t (e_t).

A expressão (2) pode ser vista como um ARMA(1, 1) já que

$S_{t+1} = S_{t+1}^e + e_{t+1}$. Note que esta última pode ainda ser escrita como

nível de significância de 5% (para algumas variáveis esta hipótese foi rejeitada a 1% de significância) no que se refere ao período de tempo mencionado para cada conjunto de séries (i.e. variáveis utilizadas na construção de uma determinada série de expectativas). A exceção foi a série taxa de variação do câmbio nominal entre dezembro/1984 e fevereiro/1987, para a qual a hipótese de raiz unitária só foi rejeitada (a 1%) quando se usou a 1º diferença - ver Tabela A.4 (Anexos).

$$S_{t+1}^e = (\gamma - \lambda)S_t + \lambda S_t^e \quad (2')$$

Entretanto, para que se possa construir a série de expectativa de desvalorização da taxa de câmbio sob a hipótese adaptativa é necessário que se tenha um conjunto de valores *iniciais* para S , valores esses que seriam dados pelo termos S e S^e no lado direito de (2').⁷ Mais uma vez trabalhou-se com taxas de variação do câmbio nominal ao invés dos valores da taxa de câmbio nominal pelas mesmas razões descritas anteriormente.

Os valores iniciais para o S^e foram obtidos a partir do uso da formulação (2), que foi estimada como um ARMA (1, 1) com amostras relativas aos períodos dezembro/1984-dezembro/1986, dezembro/1984-janeiro/1987 e dezembro/1984-fevereiro/1987 de forma que se pudesse calcular previsões desses valores para os meses de janeiro, fevereiro e março de 1987, respectivamente.⁸ Com os valores iniciais desta variável, estimou-se (2') pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) com as informações até abril de 1987, e obteve-se o valor ajustado de S_{t+1} (S_{t+1}^e) para este mês.

De posse do valor ajustado S^e para abril/1987, calculou-se o seu correspondente para maio/1987 estimando-se mais uma vez (2') pelo MQO e assim

⁷ A equação (2) pode ser tratada como uma equação de diferenças, cuja solução é dada por $S_{t+1}^e = \sum_{j=0}^t \lambda^j (\gamma - \lambda) S_{t-j} + \lambda^{t+1} S_0^e$, para $\lambda \neq 1$. Consequentemente, com $t = 0$, a solução de (2) é $S_1^e = (\gamma - \lambda) S_0 + \lambda S_0^e$, que é análoga a (2') e cujos valores iniciais são S_0 e S_0^e . Note-se que somente S_0^e não é disponível, daí a necessidade de se calculá-lo (estimá-lo) através de (2).

⁸ Como para que se possa estimar os parâmetros de (2') é necessário que a condição de rank para a matriz de variáveis independentes desta equação seja satisfeita, então, calculou-se a referida previsão para S_0^e pelo processo ARMA (1, 1) já mencionado.

procedeu-se até novembro/1996, obtendo-se uma série com os valores ajustados de S_{t+1} para o período especificado. Esta série foi utilizada como expectativa de desvalorização cambial em t na equação (2').

Feito isso, as estimativas dos parâmetros de (2') foram calculadas recursivamente, período após período. De forma análoga ao procedimento usado quando da construção da série de expectativas extrapolativas, construiu-se a série de expectativas adaptativas, sempre com o valor da previsão (ou valor ajustado S_{t+1}^e) para um dado período sendo utilizado no cálculo da previsão (expectativa) de desvalorização cambial para o período seguinte. Esta série cobre o intervalo de maio/1987 a dezembro/1996.

3.3.3. Expectativas Racionais

O mecanismo de formação das expectativas racionais, de acordo com McCallum (1976) e Wickens (1982), pode ser descrito como

$$S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t] = S_{t+1} + \xi_t \quad (3)$$

onde o termo ξ_t é um termo aleatório com as propriedades clássicas (i.e. $E(\xi_t) = 0$ e $E(\xi_t \xi_{t-j}) = 0$ com $j \neq 0$) e $E(\xi_t \Omega_t) = 0$, o que significa dizer que o conjunto completo de variáveis relevantes que os agentes econômicos usam na formação de suas expectativas futuras sobre S_{t+1} está incluído em Ω_t garantindo, portanto, a consistência das estimativas de (3).

McCallum (1976) e Blanchard & Fischer (1989) sugerem que o conjunto Ω_t inclua valores correntes e passados tanto da variável sobre a qual se formula as expectativas (S no caso), bem como de um outra variável denominada Z .⁹

Então

$$\Omega_t = [S_{t-i}, Z_{t-j}; i, j = 0, 1, \dots, \infty]$$

Assume-se, por hipótese, que (3) possui uma relação linear com o conjunto Ω_t ¹⁰, o que leva a

BCME - BIBLIOTECA

$$S_{t+1}^e = E[S_{t+1} / \Omega_t] = S\theta + Z\Gamma \quad (4)$$

onde θ e Γ são vetores-coluna de parâmetros e $S = [S_t \ S_{t-1} \ S_{t-2} \ \dots]$ e $Z = [Z_t \ Z_{t-1} \ Z_{t-2} \ \dots]$.¹¹

Para que se possa construir a série de variação esperada para a taxa de câmbio nominal segundo a hipótese racional é necessário que se defina o conjunto de variáveis relevantes na formação das expectativas relativas a esta variável.

Com este objetivo, e tomando-se por base alguns modelos de determinação da taxa de câmbio¹², utilizou-se o diferencial mensal entre as taxas de

⁹ Esta variável (Z), na verdade, pode ser tratada como um subconjunto de Ω_t que incluiria outras variáveis relevantes no processo de formação das expectativas e que poderiam ser úteis na previsão dos valores futuros de S . A questão sobre quais as variáveis a serem incluídas em Z será tratada com mais detalhes adiante.

¹⁰ A hipótese de linearidade acima referida é utilizada em McCallum (1976) e Blanchard & Fischer (1989, p. 215-217), sendo que neste último há exemplos nos quais se usa aproximações log-linear conforme o modelo.

¹¹ Note-se que como mencionado anteriormente o vetor Z pode ser composto por uma variável apenas ou por um conjunto de variáveis. Neste último caso cada elemento de $Z = [Z_t \ Z_{t-1} \ Z_{t-2} \ \dots]$ seria um um vetor-coluna de variáveis contemporâneas e a cada vetor-linha de Z estaria associado um vetor-coluna de parâmetros Γ_k , com $k = 1, 2, \dots, n$ onde n é o número de variáveis incluídas em Z .

¹² Para um *survey* sobre alguns dos principais modelos de determinação da taxa de câmbio ver Taylor (1995, p. 21-34).

juros interna e externa (Over e T-Bills, respectivamente), a diferença simples entre as taxas de variação mensais do estoque de meios de pagamento e base monetária ¹³, e a taxa de inflação mensal medida pelo IGP-DI. Além destas variáveis, e de acordo com a definição dada para Ω_t , incluiu-se também um *lag* da variação da taxa de câmbio. Estas séries referem-se ao período outubro/1986-novembro/1996.

Então, o modelo utilizado na elaboração da série de expectativas racionais para a taxa de variação do câmbio nominal é ¹⁴

$$S_{t+1}^e = \theta_1 S_t + \Gamma_1 D_t + \Gamma_2 M_t + \Gamma_3 \Pi_{t-1} \quad (5)$$

onde: D_t é o diferencial mensal entre as taxas interna e externa de juros (Over e T-Bill)

M_t é a diferença entre as taxas mensais de variação do estoque de meios de pagamento (M1) e base monetária

Π_t é a taxa de inflação mensal (IGP-DI)

O procedimento para construção da referida série - novamente com a utilização do método dos mínimos quadrados recursivos - é inteiramente análogo ao usado quando da construção das séries de expectativas extrapolativa e adaptativa para a variação esperada da taxa de câmbio nominal, sendo que a

¹³ Esta variável tem como objetivo medir mudanças nos fundamentos do mercado monetário. As outras variáveis (diferencial de juros e taxa de inflação) refletem modificações em outros fundamentos da economia.

¹⁴ A escolha desta formulação baseou-se, além do já mencionado conjunto de modelos de determinação da taxa de câmbio, na escolha de um modelo que melhor se ajustasse às observações das variáveis escolhidas no período outubro/1986-novembro/1996. Este modelo apresentou as seguintes estatísticas (com $n = 120$): $R^2 = 0,7112$, R^2 -ajustado = 0,7037, F-estat. = 95,2252, não-autoregressivo (teste de Durbin) e todas as variáveis significantes a 2% (estatística t).

série de expectativas racionais cobre também o mesmo período de tempo que as séries mencionadas (i.e. maio/1987-dezembro/1996).¹⁵

3.4. Testes Econométricos

SCME-BIBLIOTECA

3.4.1. Paridades Coberta e Descoberta de Juros e Mobilidade de Capital

Tomando como ponto de partida a discussão apresentada no capítulo 1 deste trabalho, irá verificar-se agora, com base nas condições de paridade coberta e descoberta de taxa de juros¹⁶, a evolução do grau de integração da economia brasileira aos mercados financeiros internacionais entre 1987 e 1996.

Como se viu no capítulo 1, as referidas condições de paridade podem ser classificadas de acordo com o número de requisitos a serem satisfeitos para que as mesmas ocorram. Sob esta ótica, teria-se então a paridade coberta como condição mais fraca para perfeita integração e a paridade descoberta como condição mais forte.¹⁷

A paridade coberta é denominada de condição mais fraca para perfeita mobilidade de capital devido ao fato de que quando da realização de operações

¹⁵ A razão para a escolha deste intervalo de tempo, que é o mesmo da série de desconto futuro da taxa de câmbio, ficará clara quando da especificação dos testes de mobilidade de capital na próxima seção.

¹⁶ As mencionadas medidas de mobilidade de capital entre países referem-se apenas a capitais que movem-se de um país para outro em busca de ganhos de arbitragem.

¹⁷ Garcia & Barcinski (1997) apresentam uma formulação diferente para se computar o diferencial coberto de juros (*DCJ*): $DCJ = \left[\frac{(1+i)}{(1+fd)(1+i^*)} - 1 \right] \times 100$, onde todas as variáveis são defi-

nidas em valores absolutos, exceto *DCJ*, que é apresentada em percentagens. Esta formulação não é, contudo, aqui utilizada, em razão da apresentada no capítulo 1 ser uma aproximação estatisticamente segura para este diferencial e da mesma tornar os objetivos aqui propostos mais claros.

de arbitragem em mercados financeiros internacionais, na ausência de barreiras ao livre fluxo de capitais, os agentes envolvidos em tais operações cobrem-se contra a possibilidade de ocorrência de mudanças adversas na taxa de câmbio que eliminariam o retorno que os mesmos poderiam obter mantendo em seus portfólios ativos estrangeiros. Já a paridade descoberta de juros, condição mais forte para a perfeita mobilidade de capital, supõe que os ativos domésticos e estrangeiros podem ser tratados como substitutos perfeitos, hipótese esta que está implícita na ocorrência dessa paridade.

Desta forma, a partir do uso de séries relativas as variáveis que compõe estas paridades, é possível testar-se empiricamente se as mesmas ocorrem ou não e, então, verificar-se o grau de integração financeira da economia brasileira para o referido período (maio/1987-dezembro/1996).

3.4.2. Testes de Mobilidade de Capital

BCME - BIBLIOTECA

Obtidas as séries de expectativas, pode-se agora estimar as paridades coberta e descoberta de juros, e conseqüentemente testar o grau de abertura da economia brasileira no período em questão.

A partir da estimação das equações parametrizadas para as paridades coberta e descoberta para o período maio/1987-dezembro/1996,

$$fd_t = \phi + \gamma(i_t - i_t^*) + \mu_t \quad (6)$$

$$\Delta S_t^e = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \eta_t \quad (7)$$

com $\mu \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$ e $\eta \sim i.i.d.(0, \sigma_\eta^2)$, sendo ambos não-autocorrelacionados temporalmente

onde: S - taxa (*spot*) de câmbio nominal (moeda nacional/dólar americano)

ΔS_t^e - expectativa (em $t-1$) de variação nominal da taxa de câmbio entre $t-1$ e t

i_t - taxa de juros nominal doméstica em t

i_t^* - taxa de juros nominal externa em t (*prime rate*)

fd_t - desconto (prêmio) futuro no mercado de câmbio (R\$/US\$) para contratos de 30 dias com vencimento em t - cotação do 1º dia útil do mês

As hipóteses a serem testadas são as seguintes: $H_0: \gamma, \beta = 1$, indicando perfeita mobilidade de capital, contra $H_A: \gamma, \beta \neq 1$, demonstrando a existência de barreiras ao livre fluxo de capitais entre as economias.

A aceitação da hipótese $H_0: \gamma = 1$ significa dizer que o *risco país* é zero. Note-se ainda, que é bastante plausível supor que $0 \leq \gamma \leq 1$, pois se espera que a economia nacional possua, na melhor das hipóteses, um grau de risco pelo menos igual ao das economias mais maduras, não sendo este, porém, jamais inferior ao destas últimas. Se $\gamma \rightarrow 0$, maior o prêmio de risco pago sobre o retorno dos investimentos feitos no país por investidores estrangeiros, e se $\gamma \rightarrow 1$ menor este prêmio de risco. Além disso, se $\beta = 1$, pode-se afirmar que os ativos domésticos e externos são substitutos perfeitos e que o risco da moeda e o risco do país são ambos nulos.

Com base nas séries de diferencial de taxa de juros nominal - taxa Over/Selic menos a taxa de juros dos títulos do Tesouro Americano para três meses (T-Bill) convertida para taxas mensais -, e de desconto futuro (*forward*

discount) para a taxa de câmbio nominal, além das já mencionadas séries de expectativas, estimou-se as equações (6) e (7) para o período maio/1987-dezembro/1996.¹⁸

Os resultados relativos a estas estimativas - paridades coberta e descoberta, esta última com três hipóteses distintas para formação das expectativas - são mostrados a seguir.

SCME-BIBLIOTECA

Quadro 3.1. - Estimativas da Paridade Coberta

Variável Dependente f_{it} - Amostra Set/1987-Dez/1996 (ajustada)				
Método MQO - Converte após 9 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
$(i - i^*)$	1,008086	0,056081	17,97560	0,0000
AR(4)	0,426658	0,127961	3,334285	0,0012
MA(4)	-0,372885	0,163158	-2,285417	0,0242
R ²	0,733073	Estatística F	149,6758	
R ² -Ajustado	0,728175	Prob. F-Estat. ^(*)	0,000000	
Estatística DW	1,919497	Est. F - Teste LM (4 lags)	0,515144	

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Os termos ARMA foram utilizados para corrigir o problema de autocorrelação nos resíduos. Como a constante mostrou-se insignificativa em todas as regressões, optou-se simplesmente por omiti-la das mesmas. O valor da estatística F do teste LM para a presença de autocorrelação nos resíduos até 4 lags também é apresentado nos quadros em questão.

¹⁸ Os testes de raiz unitária (ADF) para estas variáveis revelaram que todas são estacionárias em nível, algumas a 1% outras a 5% (nível de significância) - ver Tabela A.4 (Anexos).

Quadro 3.2. - Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas

Extrapolativas

Variável Dependente ΔS_{EXT}^e - Amostra Jan/1988-Dez/1996 (ajustada)				
Método MQO - Converge após 10 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
$(i - i^*)$	0,856146	0,015162	56,46816	0,0000
AR(4)	0,453657	0,170282	2,664149	0,0090
AR(8)	0,257887	0,095255	2,707325	0,0079
MA(4)	-0,594848	0,124694	-4,770447	0,0000
MA(12)	-0,337122	0,124180	-2,714789	0,0078
R ²	0,755289	Estatística F	79,47631	
R ² -Ajustado	0,745786	Prob. F-Estat. ^(*)	0,000000	
Estatística DW	1,849800	Est. F - Teste LM _(4 lags)	1,044948	

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Quadro 3.3. - Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas

Adaptativas

Variável Dependente ΔS_{ADI}^e - Amostra Set/1987-Dez/1996 (ajustada)				
Método MQO - Converge após 30 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
$(i - i^*)$	0,840192	0,029787	28,20628	0,0000
AR(4)	-0,894135	0,046037	-19,42230	0,0000
MA(1)	0,106836	0,027966	3,820178	0,0002
MA(4)	0,888494	0,27956	31,78205	0,0000
R ²	0,743310	Estatística F	104,2471	
R ² -Ajustado	0,736180	Prob. F-Estat.	0,000000	
Estatística DW	1,818243	Est. F - Teste LM _(4 lags)	1,143599	

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Quadro 3.4. - Estimativas da Paridade Descoberta - Expectativas Racionais

Variável Dependente ΔS_{RAC}^e - Amostra Ago/1987-Dez/1996 (ajustada)				
Método MQO - Converte após 8 iterações				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade (*)
$(i - i^*)$	0,916495	0,027225	33,66405	0,0000
AR(3)	0,587552	0,116924	5,025066	0,0000
MA(3)	-0,658227	0,132908	-4,952509	0,0000
R^2	0,786783	Estatística F	202,9530	
R^2 -Ajustado	0,782906	Prob. F-Estat. (*)	0,000000	
Estatística DW	2,018323	Est. F - Teste LM (4 lags)	0,889562	

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

BCME-BIBLIOTECA

O diferencial de juros é significativo (a 1%) para ambas as paridades, coberta e descoberta, indiferentemente de qual hipótese de formação das expectativas de variação cambial que se adota nesta última - extrapolativa, adaptativa ou racional. É fácil ver também que o coeficiente do diferencial de juros na paridade coberta é estatisticamente igual a um, indicando, para o período em questão, a ocorrência de perfeita mobilidade de capital segundo esta medida - condição mais fraca. Isto significa também que o prêmio de risco do país é zero para este período.

Quanto a paridade descoberta, o coeficiente do diferencial de juros mostrou-se estatisticamente diferente de um em todas as estimativas, indicando que esta condição de mobilidade de capital não é satisfeita para a amostra analisada, qualquer que seja a hipótese de formação das expectativas utilizada.

Este fato evidencia a existência de um prêmio de risco da moeda diferente de zero para este período.

Garcia (1997) sugere que tal prêmio - que é igual a diferença $(fd_t - \Delta S_t^e)$ - estaria associado ao fato de que os contratos futuros de câmbio funcionam como uma cobertura (*hedge*) contra a incerteza da atividade econômica do país. Ou seja, tal prêmio de risco captaria a incerteza associada ao comportamento futuro da economia.¹⁹

3.4.3. Análise Recursiva

BCME - BIBLIOTECA

Como os testes para a hipótese de perfeita mobilidade de capital apresentam um caráter restritivo se feitos para o período como um todo, especialmente levando-se em conta que foi entre o final dos anos 80 e início da década de 90 que a economia brasileira experimentou modificações substanciais em suas condições de atratividade aos capitais internacionais para investimentos em portfólio²⁰, estimou-se novamente as equações (6) e (7) só que agora utilizando-se o método dos mínimos quadrados recursivos (MQR). O objetivo da utilização deste método é observar-se o comportamento das medidas de mobilidade de capital em relação a mudanças estruturais no mercado de câmbio, na forma de tratamento dispensada aos fluxos de capitais financeiros e/ou no ambiente econômico de uma maneira geral.

¹⁹ Tal fato ocorre devido a correlação positiva existente entre as cotações dos contratos futuros de câmbio - contratos futuros de dólar, no caso - e o risco agregado da economia. Para maiores detalhes ver Garcia (1997).

²⁰ Um bom sumário a respeito destas mudanças está em Carneiro & Garcia (1995).

As referidas estimativas, apenas para os coeficientes do diferencial de juros, são apresentadas no gráfico 3.1., para a paridade coberta, e nos gráficos 3.2., 3.3. e 3.4. para a paridade descoberta, esta última incluindo as hipóteses de expectativas extrapolativa, adaptativa e racional.²¹

Observe que, pelas mesmas razões mencionadas no capítulo 2, as estimativas recursivas das paridades coberta e descoberta não foram corrigidas para o problema de auto-regressão dos resíduos, o que torna inválidos os intervalos de confiança dos parâmetros estimados. No entanto, ao contrário da condição Feldstein-Horioka, não há diferenças significativas entre as estimativas recursivas das paridades coberta e descoberta quando se corrige ou não este problema.

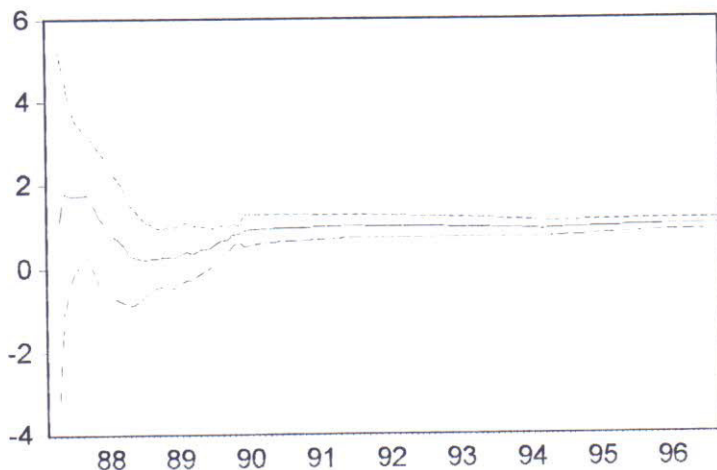
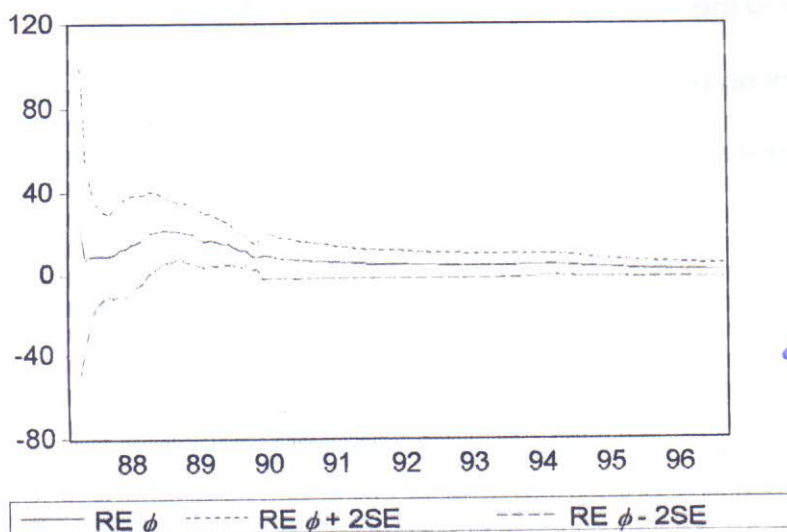
BCME - BIBLIOTECA

A análise da evolução do coeficiente do diferencial de juros da paridade coberta mostra que, após um período inicial de reversão de tendências (jul/87-fev/88) - que pode ser atribuído ao começo do funcionamento do mercado de câmbio futuro no Brasil -, há uma queda ininterrupta no mesmo até setembro-outubro de 1988. Este comportamento provavelmente está associado a incerteza sobre os rumos da economia brasileira durante este período (fev-out/88), fato que explicaria a existência de um prêmio crescente relacionado a elevação do risco país.²²

²¹ Note-se que o fato do termo constante não ter se mostrado estatisticamente significativo nas estimativas das paridades coberta e descoberta de juros para o período maio/1987-dezembro/1996 considerado como um todo não quer dizer que o mesmo também não seja significativo para qualquer sub-amostra de observações consecutivas extraída da amostra em questão. Deste modo, optou-se por manter o mesmo na estimação recursiva das equações (6) e (7). A título de exemplo, estimativas das paridades em questão por MQO para maio/1987-junho/1994 mostraram que, com exceção da paridade descoberta segundo a hipótese de expectativas racionais, a constante foi significativa em todas as regressões, o que já é suficiente para justificar a manutenção deste termo na estimação recursiva de (6) e (7).

²² Este período caracterizou-se pela rápida aceleração inflacionária, apreciação do taxa de câmbio real e crescimento negativo do PIB. Para maiores detalhes ver Baer (1996, p. 191-197).

Gráfico 3.1. - Coeficientes Recursivos da Paridade Coberta



A tendência de queda do coeficiente é interrompida por volta de setembro-outubro de 1988. A partir de dezembro daquele ano, com o surgimento do mercado de câmbio flutuante, tem início uma pequena reversão de comportamento, para, algum tempo depois - de março de 89 em diante, ser confirmada com o crescimento do valor deste coeficiente alcançando um nível próximo a 1 (um) no primeiro semestre de 1990, assim permanecendo até o final de 1996.

Além das modificações no mercado de câmbio, a legislação que regulamentava os ingressos e as saídas de capital estrangeiro no Brasil foi sendo gradativamente alterada de forma a facilitar o ingresso deste tipo de investimento, o que certamente também deve explicar o porquê do comportamento acima analisado.²³

Para a paridade descoberta, a observação da evolução do coeficiente do diferencial de juros, consideradas todas as hipóteses de expectativas, pode, grosso modo, ser interpretada de forma similar a paridade coberta, à exceção do que diz respeito ao que se qualificou de período inicial de funcionamento do mercado de câmbio futuro.²⁴

Até cerca da metade do primeiro semestre de 1990, a evolução do coeficiente relativo a paridade descoberta mostra-se similar para as três estimativas - expectativas extrapolativas, adaptativas e racionais, apesar da considerável discrepância nos valores assumidos pelo mesmo. Esta discrepância, possivelmente, deve-se a características peculiares aos modelos utilizados na previsão

²³ As restrições ao mercado de câmbio no Brasil começaram a ser reduzidas a partir do final de 1988, com a criação do dólar-turismo e a operacionalização da Carta Circular nº 5 (CC5) do Banco Central do Brasil, que limitava o movimento de cambiais por parte dos agentes considerados não-residentes no país. O surgimento do mercado de câmbio flutuante no país, logo a seguir, foi resultado direto de tais modificações. Quanto as alterações na legislação sobre investimentos estrangeiros em portfólio no país (fluxos de capitais financeiros), estas tiveram início com a Resolução 1289 do Banco Central do Brasil, de março de 1987, que aprovou os regulamentos disciplinando a constituição, o funcionamento e a administração de fundos e sociedades de investimento estrangeiro no país. Os Anexos I, II, III e IV à esta resolução representavam os veículos de captação de capital externo. Sobre tais mudanças ver BANCO CENTRAL DO BRASIL (1993) e (1998). Note-se ainda que, além dos fatores mencionados, a ação de um conjunto de elementos internos e externos à economia brasileira também favoreceria os fluxos de capital estrangeiro para o país. Para maiores detalhes e referências ver capítulo 2 deste trabalho, seção 2.3.4..

²⁴ É inegável que existe uma forte associação entre a formação de expectativas e as cotações do câmbio no mercado futuro. Porém, para o caso citado, preferiu-se não relacionar a evolução do mencionado coeficiente ao seu similar na paridade coberta devido a existência de limitações e características inerentes a cada um dos modelos utilizados para estimação das expectativas em relação ao comportamento do câmbio, relação esta que certamente comprometeria a acuracidade da análise.

da expectativa de variação cambial, devendo-se, portanto, usar boa dose de cautela na interpretação destes resultados, especialmente no que se refere a existência de um prêmio de risco para a moeda neste período (jul/87-mar-abr/90).

Gráfico 3.2. - Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta - Expectativas Extrapolativas

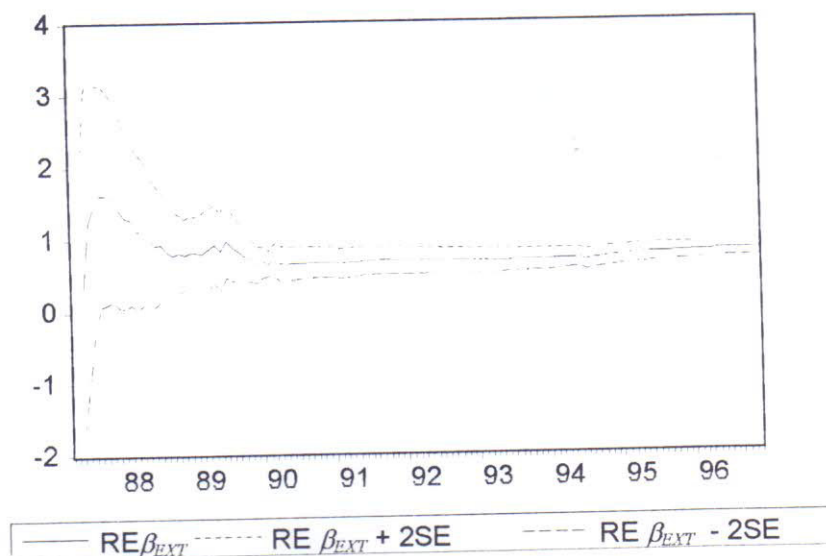
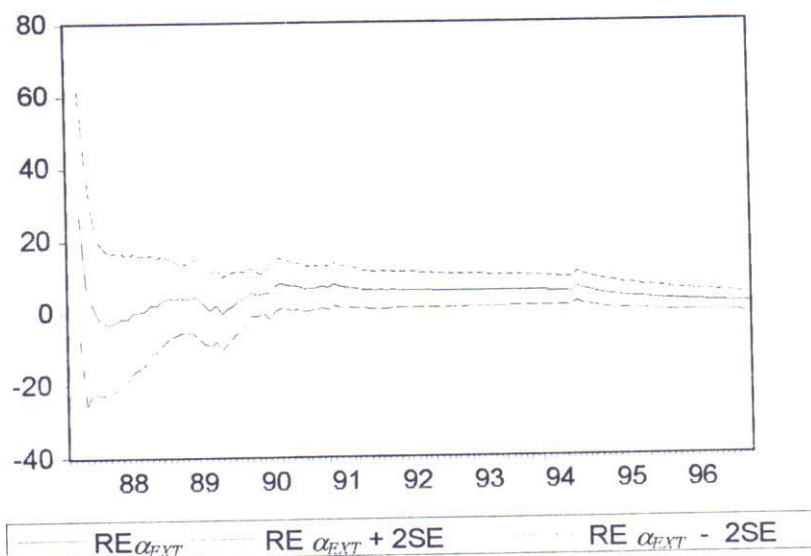
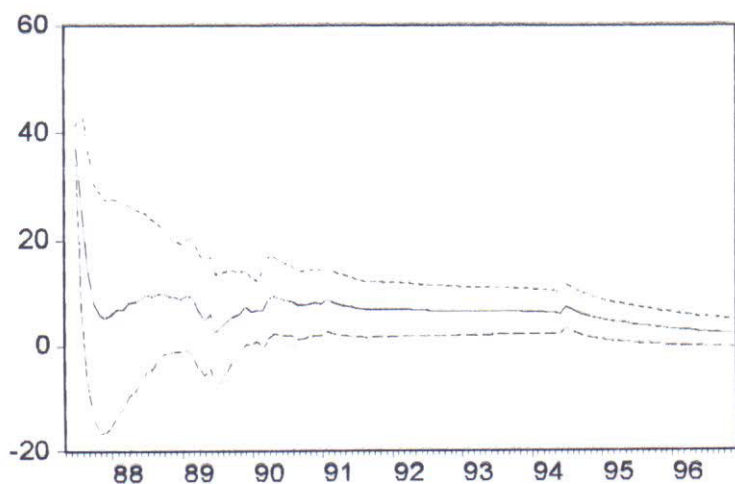
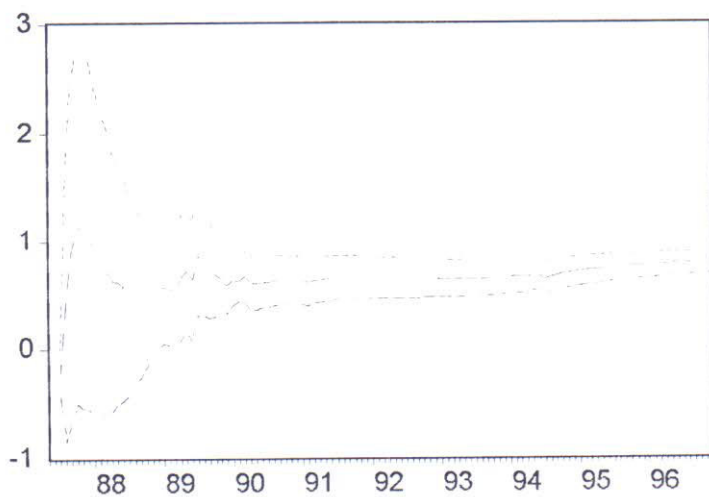


Gráfico 3.3. - Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta -

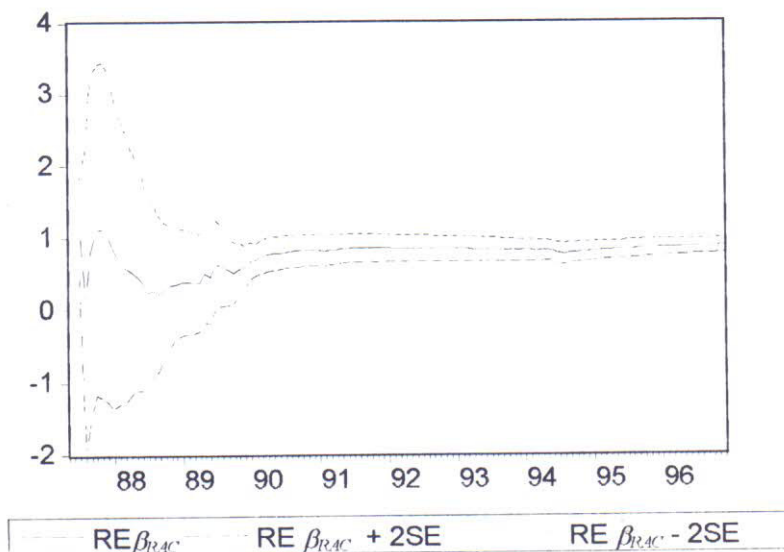
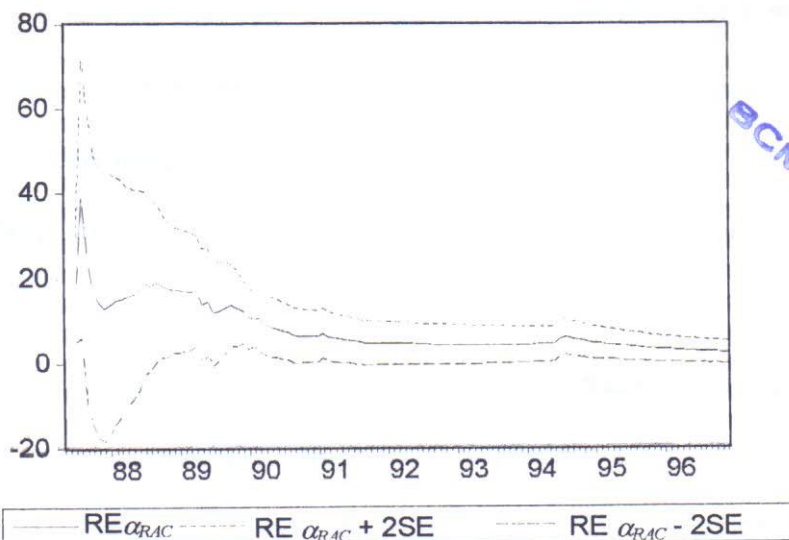
Expectativas Adaptativas

RE α_{ADT} RE $\alpha_{ADT} + 2SE$ RE $\alpha_{ADT} - 2SE$ RE β_{ADT} RE $\beta_{ADT} + 2SE$ RE $\beta_{ADT} - 2SE$

BCME-BIBLIOTECA

Gráfico 3.4. - Coeficientes Recursivos da Paridade Descoberta -

Expectativas Racionais



Já para o resto do período analisado (mar/90-dez/96), o coeficiente em questão mantém-se estável, embora abaixo de 1 (um) - provavelmente em torno de 0,8 -, o que é compatível com o que se afirmou anteriormente em relação ao período considerado como um todo. Para o referido intervalo, a possibilidade da rejeição da hipótese mais forte de perfeita mobilidade de capital ter ocorrido devido a um prêmio de risco da moeda diferente de zero parece ser algo bastante plausível, apesar deste prêmio ser provavelmente menor se comparado ao período anterior a março de 1990.²⁵

BCME-BIBLIOTECA

Ainda sobre o intervalo março/1990-dezembro/1996, um ponto que também merece comentário é a pequena mudança ocorrida nos valores dos coeficientes estimados do diferencial de juros em meados de 1994, mais clara no caso da paridade descoberta. Tal fato pode certamente ser atribuído ao advento do Plano Real, que, ao reduzir as taxas de inflação a níveis civilizados, possivelmente contribuiu da mesmo modo na diminuição do prêmio de risco da moeda neste período.²⁶

Em suma, a análise acima torna evidente o aumento do grau de integração financeira da economia brasileira aos mercados externos de capitais ao longo da presente década. No entanto, a existência de um prêmio de risco para a moeda doméstica, apesar de sua redução em anos recentes, caracteriza-se

²⁵ Obviamente que dentro das limitações mencionadas no que diz respeito a possibilidade de existência de tal prêmio entre julho de 1987 e março/abril de 1990.

²⁶ Embora as estimativas recursivas para a paridade coberta sugiram a redução do prêmio de risco do país a partir de junho/julho de 1994, o coeficiente do diferencial de juros já havia se mostrado estatisticamente igual a um para o período como um todo (maio/1987-dezembro/1996), o que provavelmente indicaria que o Plano Real não teve nenhum papel importante na eliminação deste risco, que, como se viu, já havia ocorrido por volta do início da década de 90.

como o principal fator impeditivo - senão o único - à aceitação da hipótese de perfeita mobilidade de capital segundo a paridade descoberta de juros.

3.5. Sumário das Conclusões

BCME-BIBLIOTECA

Ao longo deste capítulo analisou-se, com base em estimativas das paridades coberta e descoberta, o grau de abertura da economia brasileira a fluxos de capitais financeiros externos entre maio de 1987 e dezembro de 1996. O objetivo proposto era verificar i) se houve um aumento da mobilidade destes capitais no período em questão; e ii) se as mudanças ocorridas no ambiente institucional relativo a estes capitais (i.e. mercado de câmbio e legislação pertinente) no final da década de 80 e no decorrer da primeira metade dos anos 90, teriam ocasionado uma maior integração do país aos mercados internacionais de crédito.

A construção de séries de expectativas para a variação da taxa de câmbio nominal segundo três hipóteses de formação das mesmas - extrapolativa, adaptativa e racional -, permitiu a obtenção de estimativas da paridade descoberta para o Brasil no referido período.

Nos testes para o intervalo maio/1987-dezembro/1996 considerado como um todo, as evidências empíricas para a paridade coberta mostraram que a hipótese de perfeita mobilidade de capital é verdadeira segundo este critério de mobilidade. Porém, o mesmo não pode se dizer em relação a paridade descoberta. Neste caso, os resultados obtidos para as três hipóteses de formação

das expectativas favorecem a tese da existência de uma barreira ao livre fluxo de capitais, representada pelo prêmio de risco da moeda.

A análise recursiva permitiu um melhor acompanhamento da evolução dos coeficientes das condições de paridade de juros no decorrer do período estudado, embora com algumas limitações decorrentes dos modelos de expectativas utilizados nas estimativas da paridade descoberta. Tal análise evidenciou a existência de um movimento no sentido de uma maior abertura do país a fluxos de capitais financeiros a partir de 1990, fato esse certamente associado a ocorrência das mudanças institucionais mencionadas.

BCME - BIBLIOTECA

As estimativas recursivas para ambas as paridades - coberta e descoberta - mostraram-se consistentes com os resultados obtidos para o período como um todo, sendo que para esta última percebeu-se uma redução no prêmio de risco da moeda da metade de 1994 em diante - possivelmente em função do Plano Real, embora a mesma não tenha sido suficiente para eliminar tal prêmio.

Em geral, os resultados apresentados corroboram a hipótese de que a redução progressiva das barreiras institucionais aos capitais estrangeiros a partir do final dos anos 80, tornaram a economia brasileira, ao longo da primeira metade da década de 90, mais integrada à economia mundial.

Por fim, poderia-se perguntar por quê não se incluiu neste capítulo uma análise envolvendo, além das paridades coberta e descoberta, a paridade de juros reais, de forma que fosse possível estabelecer empiricamente o elo de ligação entre estas medidas de mobilidade de capital e a condição Feldstein-Horioka, como mostrado no capítulo 1. Infelizmente, isto não foi possível em razão da ausência de estatísticas cobrindo um período relativamente longo (40

anos, pelo menos) para todas as condições e da periodicidade inadequada das mesmas para a realização de tais testes.²⁷

ECME-BIBLIOTECA

²⁷ O problema pode ser descrito do seguinte modo: as cotações do dólar no mercado futuro no Brasil só existem a partir de maio/1987, e para alguns períodos só estão disponíveis para contratos com vencimento em 30 dias (1 mês); há séries de taxas de juros reais para a economia brasileira apenas de 1964 em diante; já as séries relativas a investimento e poupança nacional, embora contemplando um período mais longo (1947-1995), só são calculadas com periodicidade anual, o que praticamente inviabilizaria a investigação da relação existente entre fluxos de capitais reais e financeiros - pelo menos em termos do que se mencionou no capítulo 1 deste trabalho.

Resumo das Conclusões e Comentários Finais

O objetivo deste trabalho foi aplicar alguns testes de mobilidade de capital para a economia brasileira no período 1947-1996. Tais testes mediram o grau de abertura do país em relação a fluxos de capitais reais e financeiros nos anos em questão. Apesar de ambos não cobrirem exatamente o mesmo intervalo de tempo, isto não foi um fator impeditivo para a realização dos mesmos e sua interpretação, sendo, no entanto, algo que não permitiu a verificação empírica da relação existente entre os indicadores de mobilidade para os diferentes tipos de capital. Deste modo, isto permanece como uma questão a ser analisada no futuro, à medida que tornem-se disponíveis as informações relevantes.

BCME-BIBLIOTECA

A distinção entre fluxos de capitais reais e financeiros, feita no capítulo 1, baseou-se na diferença existente entre a mudança na localização de um bem de capital - de um país para outro, e a mudança de proprietário-residente do mesmo, também em termos de país. Além de *securities*, nesta última categoria incluíram-se também as operações com outros títulos e papéis realizadas entre os residentes de diferentes países. Assim, com base nesta classificação, mostrou-se que a condição Feldstein-Horioka indicava o grau de mobilidade em relação a fluxos de capitais reais, enquanto as condições de paridade de juros referiam-se a fluxos de capitais financeiros.

A literatura a respeito destas condições mostrou que: i) a contribuição de Feldstein & Horioka, apesar de já terem se passado quase duas décadas desde a sua publicação, ainda têm sido fonte de controvérsias sobre seu uso

como indicador de mobilidade de capital; ii) bem menos problemáticas que a condição FH em termos de aceitabilidade dos resultados empíricos, as paridades de juros parecem gozar de uma certa unanimidade em torno de sua utilização como medidas de abertura a fluxos de capitais; e iii) há uma clara relação entre os indicadores de mobilidade de capitais reais e financeiros.

No que se refere a condição Feldstein-Horioka, as duas vertentes de estudos que se seguiram ao seu aparecimento distinguiam-se em relação a aceitação ou não da correlação entre poupança e investimento nacionais como um resultado empírico robusto. Enquanto a primeira argumentava que tal correlação seria uma regularidade empírica, embora se negasse a aceitar a mesma como indicativo contrário à perfeita mobilidade de capital, a segunda linha de trabalhos questionava a robustez da referida correlação.

Para a primeira vertente de estudos sobre a condição FH, a elevada correlação poupança-investimento encontrada em diversos estudos empíricos ocorreria devido a ação de um ou mais elementos exógenos que influenciariam simultaneamente estas variáveis (movimento cíclico da renda, taxas de crescimento da população e da produtividade, a ação do governo no sentido de eliminar déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente - *policy reaction argument*, e o crescimento da renda nacional, dentre outros). Além do que se mencionou acima, discutiu-se também o que é conhecido na literatura como *country size argument*. Este último afirmava que a dimensão do país doméstico seria um fator importante a influenciar a correlação poupança-investimento.

Já a segunda vertente argumentava que os resultados empíricos desta correlação não seriam robustos devido a presença de *outliers* nas amostras

analisadas, o que exerceria forte influência sobre o valor estimado do coeficiente de retenção de poupança. No entanto, viu-se também que os métodos sugeridos para o tratamento deste tipo de problema podem levar a perda de observações importantes das amostras estudadas, o que, a princípio, indicaria que esta linha de argumentação ainda deve ser encarada com alguma cautela.

Apesar dos problemas apontados sobre o uso da condição FH como medida de mobilidade de capital, a análise de alguns estudos empíricos sobre mesma sugeriu que o adequado tratamento de tais questões pode tornar a mesma um indicador útil da existência ou não de um *crowding out* entre poupança e investimento nacionais. Isto, no entanto, não isentaria os resultados obtidos sob tais condições de análises e qualificações cuidadosas.

As outras medidas de mobilidade de capital discutidas foram as condições de paridade de juros, a saber: i) paridade de juros reais; ii) paridade descoberta da taxa de juros; e iii) paridade coberta dos juros, as duas últimas referentes a taxas de juros nominais. Viu-se também que tais indicadores estão estritamente relacionados através de condições ou requisitos que tem que ser satisfeitos para que a hipótese de perfeita mobilidade de capital seja verdadeira segundo cada um destes critérios.

Deste modo, a não-ocorrência da paridade coberta de juros significava dizer que o prêmio de risco do país (*country risk premium*) seria diferente de zero. Por outro lado, sendo a paridade coberta verdadeira, haveria um prêmio de risco para a moeda doméstica caso a paridade descoberta de juros não se verificasse. E, por fim, se as taxas de juros reais interna e externa fossem

diferentes, então, com a ocorrência das paridades coberta e descoberta, a arbitragem no setor de bens e serviços das economias envolvidas não seria eficiente a ponto de eliminar tais diferenças.

De acordo com alguns estudos analisados, tais condições de paridade não sofreriam objeções em relação ao seu uso como indicadores de mobilidade de capital, a não ser aquelas decorrentes da utilização de dados com periodicidades ligeiramente distintas.

Observou-se também que a relação existente entre estas medidas de mobilidade e a condição Feldstein-Horioka, denominada de condição mais forte para a ocorrência de perfeita mobilidade de capital, representa a ligação existente entre os fluxos de capitais reais e financeiros. Desta forma, para que houvesse perfeita mobilidade de capitais reais seria necessário também que o mesmo ocorresse com relação aos fluxos de capitais financeiros, embora a recíproca não fosse necessariamente verdadeira.

Quanto aos testes empíricos realizados, os mesmos foram divididos em dois blocos, conforme testava-se a abertura da economia brasileira a fluxos de capitais reais ou financeiros: o primeiro referente a condição FH, testada para o intervalo 1947-1995, e o outro referente as paridades coberta e descoberta da taxa de juros, examinadas para o período maio/1987-dezembro/1996.

No capítulo 2 discutiu-se a aplicação da condição Feldstein-Horioka para o Brasil entre 1947 e 1995. Com o propósito de verificar qual a parcela do investimento interno financiada pela poupança doméstica nestes anos, utilizou-se três abordagens à referida condição: i) a proposta pelos autores (FH) em seu artigo original; ii) o coeficiente de correlação parcial entre investimento e

poupança nacionais, com a *dependency ratio* e a taxa de crescimento do produto interno como variáveis de controle; e iii) um modelo de correção de erro de 1ª ordem para a relação entre estas variáveis. No sentido de analisar a evolução do grau de abertura da economia brasileira a fluxos de capitais reais ao longo do período estudado, estimou-se também as formulações propostas recursivamente.

Os resultados obtidos sugeriram o seguinte: a) o grau de mobilidade de capital (real) no intervalo 1947-1995 foi mediano, com o valor estimado do coeficiente de retenção de poupança (*b*) situando-se em torno de 0,6-0,7 para as três abordagens utilizadas; b) a poupança do governo teve um papel importante no financiamento do investimento doméstico bem como na composição da poupança nacional neste período, sendo, provavelmente, o principal elemento a influenciar simultaneamente estas variáveis nos anos em questão; c) o modelo de correção de erro foi o que melhor se ajustou às observações, indicando a superioridade do mesmo em relação às outras abordagens utilizadas. Já a análise recursiva mostrou que d) a capacidade do país em manter déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente cresceu consideravelmente no referido período; e) as mudanças institucionais (criação da Lei 4131 e modificações posteriores no regime relativo aos capitais externos) só parecem ter tido influência sobre a mobilidade de capitais reais entre 1987-88 e 1995; e f) a década de 70, para qualquer das abordagens utilizadas, e contrariamente ao que se esperava, apresentou um grau de mobilidade de capital inferior a outros sub-períodos, o que seria certamente mais um caso do enigma Feldstein-Horioka.

Os testes para as paridades de juros, bem como seus resultados, foram examinados no capítulo 3. O objetivo proposto era verificar o quão livremente fluxos de capitais financeiros ocorreram na economia brasileira entre maio/1987 e dezembro/1996, e se as mudanças institucionais no mercado de câmbio e na legislação relativa aos capitais estrangeiros que aconteceram no final do anos 80 e início da década seguinte teriam influenciado o grau de abertura do país a estes capitais. Neste sentido, estimou-se as condições de paridades coberta e descoberta para este período, esta última com base em séries de expectativas de variação do câmbio nominal construídas com base em três hipóteses: extrapolativa, adaptativa e racional. Utilizou-se também, a exemplo do capítulo 2, a análise recursiva com o intuito de observar-se a extensão da mobilidade de capitais financeiros ao longo do período em questão.

Os resultados destas estimativas apontaram a) a ocorrência da paridade coberta para intervalo maio/1987-dezembro/1996, considerado como um todo; e b) a existência de um prêmio de risco da moeda para as três hipóteses de formação de expectativas usadas nas estimativas da paridade descoberta, o que representaria uma barreira ao livre fluxo de capitais segundo este indicador. A análise recursiva confirmou estas conclusões e evidenciou o seguinte: c) houve um movimento na direção de uma maior abertura do país aos fluxos de capitais financeiros a partir de 1990, fato este provavelmente associado as mudanças institucionais mencionadas; d) apesar do prêmio de risco da moeda positivo, o mesmo apresentou uma redução de meados de 1994 em diante - coincidindo com o período relativo ao Plano Real -, o que seria um demonstrativo do

aumento do grau de integração financeira do Brasil à economia mundial, de acordo com o critério (mais forte) da paridade descoberta.

De uma forma geral, com base nos resultados e conclusões deste trabalho pode-se inferir que: I) o Brasil demonstrou uma maior integração aos mercados internacionais de crédito (capitais reais) entre 1947 e 1995, sob a ótica da sustentabilidade de déficits no balanço de pagamentos em conta-corrente; II) no período maio/1987-dezembro/1996 a mobilidade dos capitais financeiros aumentou consideravelmente, tornando o país, neste aspecto, virtualmente integrado à economia mundial; III) o grau de mobilidade destes capitais foi maior na primeira metade da década de 90 na economia brasileira que a mobilidade de capitais reais, considerando-se os limites do uso da condição Feldstein-Horioka como indicador de mobilidade de capitais reais; e IV) é provável que o avanço do processo de estabilização da economia, iniciado em julho de 1994 com o Plano Real, e a continuidade das reformas na legislação brasileira sobre o capital estrangeiro forneçam as bases para a perfeita integração do país à economia mundial nos próximos anos sob o prisma aqui estudado, habilitando-a, então, a usufruir todos os benefícios decorrentes de tal fato.

BCME-BIBLIOTECA

Abstract

The main purpose of this work is to measure the openness degree of the Brazilian economy to foreign capital flows between 1948 and 1996. Feldstein-Horioka condition and the covered and uncovered interest parity conditions are used as capital mobility indicators. The former (real capital flows) is estimated for 1948-1995 and the later (financial capital flows) are estimated for May/1987-December/1996. The literature concerning these tests is discussed in order to give some insights for the application of the tests. Then, some regressions are estimated for the Brazilian economy for the mentioned period. The results bear the perfect capital mobility hypothesis only for the covered interest parity condition.

Bibliografia Consultada

ALENCAR, L. S. *Modelos de correção de erros para as exportações e importações brasileiras*. Dissertação de mestrado. Brasília: UnB. Departamento de Economia, 1995.

BCME - BIBLIOTECA

ALMEIDA, S. M. E. S. *O Capital estrangeiro: regulamentação legal no Brasil e em outros países*. Brasília: IPLAN, 1989. (IPLAN, Texto para Discussão, 8).

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim do Banco Central do Brasil*. Brasília

_____. *O Regime cambial brasileiro: evolução recente e perspectivas*. Brasília, 1993.

_____. *Investimentos estrangeiros no Brasil e brasileiros no exterior: sumário de regulamentação*. Brasília, 1998.

BACHA, E. L. *Latin America's reentry into private financial markets: domestic and international policy issues*. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1993. (Texto para Discussão, 299).

BAER, W. *A Economia brasileira*. São Paulo: Nobel, 1996. (para Discussão 332)

BANERJEE, A, DOLADO, J., GALBRAITH, J. W. HENDRY, D. F. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993.

BAYOUMI, T. Saving-Investment correlations: immobile capital, government policy or endogenous behavior ? *IMF Staff Papers*, Vol. 37, nº 2, June 1990.

BLANCHARD, O. J., FISCHER, S. *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press, 1989.

BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS. *Cotações do mercado de dólar futuro brasileiro*. [Dolar.dbf]. São Paulo. 1997. 2 disquetes 3 1/2 pol. Eq. Mínimo: PC 486 ou superior. Windows/Excel.

_____. *Contratos*. São Paulo. 1997. (Mimeograf.)

BRANSON, W. H. The Minimum covered interest differential needed for international arbitrage activity. *Journal of Political Economy*, Vol. 77, nº 6, December 1969.

CARNEIRO, D. D. & GARCIA. M. G. P. *Private international capital flows to Brazil*. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1995 (PUC/RJ, Texto para Discussão 333).

_____. *Capital flows and brazilian economic performance*. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1997. (PUC/RJ. Texto para Discussão, 369).

CAVES, R. E. , FRANKEL, J. A. & JONES, R. W. *World trade and payments: an introduction*, 6. ed. London: HaperCollins College Publisher, 1993.

CLINTON, K. Transaction costs and covered arbitrage: theory and evidence. *Journal of Political Economy*, Vol. 96, nº 2, February 1988.

BCME - BIBLIOTECA

CONJUNTURA ECONÔMICA. *Conjuntura estatística*. Rio de Janeiro

DEKLE, R. Saving-Investment associations and capital mobility: on the evidence from japanese regional data. *Journal of International Economics*, Vol. 41, nºs 1/2, August 1996.

DOOLEY, M. P. . & ISARD, P. Capital controls, political risk, and deviations from interest-rate parity. *Journal of Political Economy*, vol. 88, nº 2, April 1980.

DOOLEY, M. P., FRANKEL, J. & MATHIESON, D. International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us ? *IMF Staff Papers*, Vol. 34, nº 3, September 1987.

FELDSTEIN, M. & HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows.

The Economic Journal, Vol. 90, June 1980.

FRANCO, G. H. B. A Regulação do capital estrangeiro no Brasil. *A Economia Brasileira e suas Perspectivas*. Rio de Janeiro: APEC, 1991. Apecão XXX, Vol. 30.

FRANKEL, J. A. *A Test of the existence of the risk premium in the foreign exchange market vs. the hypothesis of perfect substitutability*. International Finance, 1979. (Discussion Paper, 149).

UNIVERSIDADE - BIBLIOTECA

Quantifying international capital mobility in the 1980s.

Berkeley: University of California. Department of Economics, 1989
(Mimeograf.)

Measuring international capital mobility: a review. *The*

American Economic Review: papers and proceedings, Vol. 82, nº 2, May 1992.

FRANKEL, J. A. & OKONGWU, C. *Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence*. Cambridge: NBER, 1995 (Working Paper, 5156).

UNIVERSIDADE - BIBLIOTECA

- FRENKEL, J. A. & LEVICH, R. M. Transaction costs and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods. *Journal of Political Economy*, Vol. 85, nº 6, December 1977.
- GARCIA, M. G. P. & BARCINSKI, A. *Capital flows in the nineties: macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls*. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1997. (Mimeograf.)
- GARCIA, M. G. P. *A Macroeconomia do dólar futuro*. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1997. (Mimeograf.)
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 2 ed. New Jersey: Prentice Hall, 1993.
- GRIFFITHS, W. E., HILL, R. C. & JUDGE, G. G. *Learning and Practicing Econometrics*. New York: John Wiley and Sons Inc., 1993.
- HALL, R. E., JOHNSTON, J. & LILIEN, D. M. *Micro TSP User's Manual: Version 7.0*. Irvine: Quantitative Micro Software, 1990.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Anuário estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. *International financial statistics*.

KENNEDY, P. *A Guide to Econometrics*. 3 ed. Cambridge: The MIT Press, 1992.

LAFETÁ, D. *Capital estrangeiro no Brasil: expectativas quanto a reversão de comportamento*. Brasília: IPEA, 1992. (Texto para Discussão, 260).

LIZONDO, J. S. Interest Differential and Covered Arbitrage in ARMELLA, P. A., DORNBUSCH, R. & OBSTFELD, M. (eds.) *Financial policies and the world capital market: the problem of Latin America countries*. Chicago: The University of Chicago Press, 1982.

BCME-BIBLIOTECA

MEYER, A. Os Limites internos do ingresso de capitais externos no Brasil no início da década de 90. *Boletim de Conjuntura Internacional*. Brasília: SEPLAN/SEAIN, Vol. 4, nº 8, Novembro de 1993.

MCCORMICK, F. *Covered interest arbitrage: unexploited profits: a comment*. International Finance, 1979 (Discussion Paper, 132).

MCCALLUM, B. T. Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates. *Econometrica*. vol. 44, nº 1, January 1976.

_____ . A Reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 33, 1994. Working Paper

MILLS, T. C. *Time series techniques for economists*. New York: Cambridge University Press, 1990.

NUNNENKAMP, P., FUNKE, N. & SCHWEICKERT, R. *International capital flows: recent developments, major determinants, and the position of Brazil in worldwide competition for foreign capital*. Kiel: The Kiel Institute of World Economics, 1992. (The Kiel Institute of World Economics. Working Paper, 509).

BCME-BIBLIOTECA

ROSSI, J. W. Determinação da taxa de câmbio: testes empíricos para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 21, nº 2, Agosto de 1991.

SACHSIDA, A. & CAETANO, M. A. *Relações de curto e longo prazo entre as poupanças interna e externa brasileiras*. Brasília: IPEA, 1998. (IPEA, Texto para Discussão, 577).

SARGENT, T. J. *Macroeconomic Theory*. 2 ed. San Diego: Academic Press, 1987.

SINN, S. *Measuring international capital mobility: a critical assessment of the use of saving and investment correlations*. Kiel: The Kiel Institute of World Economics, 1991. (The Kiel Institute of World Economics. Working Paper, 458).

_____ . Saving-Investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data. *The Economic Journal*. Vol. 102, September 1992.

TAKAGI, S. Exchange rate expectations: a survey of survey studies. *IMF Staff Papers*, vol. 38, n° 1, March 1991.

TAYLOR, A. M. *Domestic saving and international capital flows reconsidered*. Cambridge: NBER, 1994. (Working Paper, 4892).

BCME-BIBLIOTEC

_____ . *International capital mobility in history: the saving-investment relationship*. Cambridge: NBER, 1996. (Working Paper, 5743).

TAYLOR, M. P. Covered interest arbitrage: a high-frequency, high-quality data study. *Economica*, Vol. 54, n° 216, November 1987.

_____ . The Economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, March 1995.

WICKENS, M. R. The Efficient estimation of econometric models with rational expectations. *Review of Economic Studies*, vol. 49 (1), n° 155, January 1982.

ZINI JR., A. A. & CATI, R. C. Co-integração e taxa de câmbio: testes sobre a ppp e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Vol. 23, nº 2, Agosto de 1993.

ZINI JR., A. A. *Taxa de câmbio e política cambial no Brasil*. 2 ed. São Paulo: Edusp-BM&F, 1995.

BCME-BIBLIOTECA

Anexos

BCME-BIBLIOTECA

Tabela A.1 - Investimento Bruto, Poupança Bruta, Poupança Externa, Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Variáveis Instrumentais

Anos	Investimento Bruto (% PIB)	Poupança Bruta (% PIB)	Poupança Externa (% PIB)	Dependency Ratio (%) ⁽¹⁾	Tx. Crescimento PIB Real (%)	Investimento Bruto "Filtrado" ⁽²⁾	Poupança Bruta "Filtrada" ⁽³⁾	Dependency Ratio (acima 64 anos) ⁽⁴⁾ (%)	Dependency Ratio (abaixo 15 anos) ⁽⁵⁾ (%)
1947	14,72	13,16	1,57	79,79	2,4	-2,7777	-3,0743	4,46	75,47
1948	12,64	12,64	0,00	79,59	9,7	-6,2671	-4,6004	4,47	75,27
1949	12,33	11,71	0,62	79,40	7,7	-6,2557	-5,3097	4,48	75,08
1950	12,32	13,24	-0,92	79,21	6,8	-6,1519	-3,7082	4,50	75,00
1951	14,85	12,7	2,15	79,79	4,9	-3,1155	-3,8679	4,55	75,23
1952	15,18	12,21	2,97	80,25	7,3	-3,1183	-4,5822	4,60	75,63
1953	14,59	14,81	-0,22	80,68	4,7	-3,0789	-1,4990	4,65	76,00
1954	16,66	15,86	0,80	81,10	7,8	-1,5287	-0,8347	4,70	76,36
1955	15,22	15,23	-0,01	81,48	8,8	-3,0856	-1,5567	4,75	76,70
1956	14,43	14,67	-0,24	81,85	2,9	-2,5064	-1,0190	4,79	77,01
1957	17,35	16,39	0,96	82,20	7,7	-0,5445	-0,0681	4,83	77,32
1958	18,16	17,13	1,03	82,53	10,8	-0,3588	0,1536	4,87	77,60
1959	20,55	19,25	1,30	82,85	9,8	2,3279	2,5128	4,91	77,88
1960	17,01	15,25	1,76	83,15	9,4	-1,0526	-1,3593	4,95	78,35
1961	15,06	14,22	0,84	82,98	8,6	-2,8529	-2,2595	5,04	77,97
1962	17,69	15,69	2,00	82,82	6,6	0,2037	-0,4300	5,12	77,74
1963	18,04	17,38	0,66	82,66	0,6	1,8891	2,3713	5,20	77,53
1964	16,85	17,45	-0,60	82,52	3,4	0,0128	1,8659	5,28	77,33
1965	18,42	20,04	-1,62	82,39	2,4	1,7980	4,8043	5,35	77,16
1966	18,43	18,62	-0,19	82,26	3,8	1,4226	2,8880	5,41	76,97
1967	16,60	15,50	0,76	82,14	4,8	-1,0058	-0,4462	5,48	76,80
1968	18,97	17,48	1,49	82,03	11,2	0,2626	0,3631	5,54	76,65
1969	22,01	21,26	0,75	81,92	10,0	3,5435	4,3403	5,60	76,50
1970	20,54	19,22	1,32	81,82	8,8	2,3128	2,4940	5,66	76,46
1971	21,26	18,60	2,66	80,67	11,3	2,2673	1,2909	5,80	74,86
1972	21,2	18,67	2,53	79,60	11,9	1,8896	1,1460	5,96	73,63
1973	22,05	20,04	2,01	78,60	14,0	2,1990	2,1700	6,10	72,47
1974	24,31	17,86	6,45	77,66	8,2	5,2170	0,4460	6,24	71,38
1975	25,70	20,54	5,16	76,77	5,6	6,7642	3,1455	6,37	70,36
1976	23,04	19,13	3,91	75,93	9,0	3,4288	1,3418	6,49	69,39
1977	22,05	19,77	2,28	75,14	4,7	2,7677	2,0157	6,60	68,48
1978	23,03	19,56	3,47	74,39	5,0	3,4971	1,6026	6,71	67,62
1979	23,14	18,33	4,81	73,68	6,8	3,2294	0,1726	6,82	66,80
1980	24,11	18,69	5,42	73,01	9,2	3,8168	0,3931	6,93	66,20
1981	24,06	19,60	4,46	72,19	-4,3	4,5902	0,9014	7,06	65,12
1982	22,17	16,28	5,89	71,42	0,8	2,0509	-2,5809	7,19	64,21
1983	17,64	14,16	3,46	70,68	-2,9	-2,5439	-5,1162	7,31	63,33
1984	16,62	16,64	-0,02	69,97	5,4	-4,1973	-2,4183	7,43	62,50
1985	19,23	19,12	0,11	69,30	7,8	-1,8520	0,0824	7,54	61,71
1986	20,04	17,98	2,06	68,66	7,5	-1,1923	-1,2117	7,65	60,95
1987	23,17	22,66	0,51	68,04	3,5	1,8357	2,9299	7,75	60,23
1988	24,32	25,69	-1,37	67,46	-0,1	2,8231	5,3823	7,85	59,54
1989	26,86	27,11	-0,25	66,89	3,2	5,1692	7,0143	7,94	58,88
1990	22,93	22,08	0,86	66,35	-4,3	0,9814	0,8007	8,03	58,24
1991	19,18	18,82	0,36	65,84	0,3	-2,8960	-2,0079	8,13	57,71
1992	19,52	21,12	-1,60	64,12	-0,8	-3,2183	-0,5087	8,62	55,50
1993	20,01	19,83	0,18	63,51	4,2	-2,6864	-1,0554	8,69	54,82
1994	20,80	20,54	0,26	62,25	5,8	-2,1568	-0,3359	8,94	53,31
1995	21,62	18,99	2,63	60,99	4,2	-1,8290	-2,5782	9,19	51,80

Fontes: IBGE, Conjuntura Econômica, vários números, e estimativas do autor

- Notas:
- (1) Razão população com menos de 15 anos e com mais de 64 - população de 15 a 64 anos
 - (2) Resíduos dos mínimos quadrados do Investimento Bruto contra taxa crescimento do PIB real, Dependency Ratio e um termo de interação para maiores detalhes, ver texto.
 - (3) Resíduos dos mínimos quadrados da Poupança Bruta contra taxa crescimento do PIB real, Dependency Ratio e um termo de interação - para maiores detalhes, ver texto.
 - (4) Razão população com mais de 64 anos - população de 15 a 64 anos
 - (5) Razão população com menos de 15 anos - população de 15 a 64 anos

Tabela A.2 - Taxas de Juros Nominais, Diferencial de Juros, Forward Discount, Inflação e Diferencial das Taxas de Variação dos Meios de Pagamento e Base Monetária

Anos		Over/Selic (% a.m.)	T-Bills (% a.a.)	T-Bills (% a.m.)	Dif. de Taxas de Juros (% a.m.)	Forward Discount (% a.m.)	IGP-DI (% a.m.)	Dif. Tx. Var. Meios Fgto. e Base Mon. (% a.m.)
1986	Set	-	5,19	0,4295	-	-	-	-
	Out	1,96	5,18	0,4217	1,5383	-	1,40	2,10
	Nov	2,37	5,35	0,4353	1,9347	-	2,50	-4,79
	Dez	5,47	5,49	0,4464	5,0236	-	7,60	4,22
1987	Jan	11,00	5,45	0,4432	10,5568	-	12,00	-18,22
	Fev	19,61	5,59	0,4543	19,1557	-	14,10	10,74
	Mar	11,95	5,56	0,4519	11,4981	-	15,00	9,61
	Abr	15,30	5,76	0,4678	14,8322	-	20,10	-26,36
	Mai	24,63	5,75	0,4670	24,1630	37,7210	27,60	2,28
	Jun	18,02	5,69	0,4622	17,5578	61,1030	25,90	39,43
	Jul	8,91	5,78	0,4694	8,4406	24,5610	9,30	-18,80
	Ago	8,09	6,00	0,4868	7,6032	11,1520	4,50	-14,13
	Set	7,99	6,32	0,5120	7,4780	23,8000	8,00	-11,16
	Out	9,45	6,40	0,5183	8,9317	24,4260	11,20	-3,15
	Nov	12,92	5,81	0,4717	12,4483	30,2750	14,50	9,54
	Dez	14,38	5,80	0,4709	13,9091	36,8010	15,90	1,43
1988	Jan	16,78	5,91	0,4796	16,3004	19,0640	19,10	-10,66
	Fev	18,35	5,69	0,4622	17,8878	17,7530	17,60	17,53
	Mar	16,66	6,66	0,4822	16,1278	14,6666	16,20	-29,84
	Abr	20,25	5,92	0,4804	19,7696	20,4670	20,30	5,73
	Mai	18,65	6,27	0,5081	18,1419	20,3810	19,51	3,95
	Jun	20,17	6,50	0,5262	19,6438	19,4270	20,80	7,88
	Jul	24,69	6,73	0,5442	24,1458	19,5030	21,50	0,82
	Ago	22,63	7,02	0,5670	22,0630	22,2870	22,90	3,24
	Set	26,25	7,23	0,5834	25,6668	25,3680	25,80	-4,25
	Out	29,79	7,34	0,5920	29,1980	26,7630	27,60	2,66
	Nov	28,41	7,68	0,6185	27,7915	30,1310	28,00	1,46
	Dez	30,24	8,09	0,6504	29,5896	28,1200	28,90	-15,01
1989	Jan	22,97	8,29	0,6659	22,3041	33,3330	36,60	8,76
	Fev	18,95	8,48	0,6806	18,2694	6,0000	11,80	-14,63
	Mar	20,42	8,83	0,7076	19,7124	14,0000	4,20	-7,57
	Abr	11,52	8,70	0,6976	10,8224	12,0000	5,20	36,57
	Mai	11,43	8,40	0,6744	10,7556	12,4030	12,80	-37,95
	Jun	27,29	8,22	0,6605	26,6295	21,3680	26,80	-2,40
	Jul	33,15	7,92	0,6372	32,5128	34,8030	37,90	1,92
	Ago	35,49	7,91	0,6364	34,8536	33,6230	36,50	-1,95
	Set	38,58	7,72	0,6216	37,9584	34,7780	38,90	4,09
	Out	47,40	7,59	0,6115	46,7885	46,7690	39,70	6,72
	Nov	48,41	7,67	0,6177	47,7923	52,6650	44,30	-20,90
	Dez	64,21	7,64	0,6154	63,5946	54,7890	49,40	6,12
1990	Jan	67,60	7,84	0,6154	66,9846	76,9980	71,90	-5,84
	Fev	82,04	7,77	0,6255	81,4145	76,6180	71,70	17,49
	Mar	36,76	7,98	0,6418	36,1182	132,1140	81,30	49,57
	Abr	4,23	7,78	0,6263	3,6037	11,2240	11,30	-34,46
	Mai	5,69	7,78	0,6263	5,0637	7,1130	9,10	-22,29
	Jun	8,73	7,74	0,6232	8,1068	7,5140	9,00	8,68
	Jul	13,79	7,66	0,6170	13,1730	15,1280	13,00	6,94
	Ago	11,53	7,44	0,5998	10,9302	11,4770	12,90	6,64
	Set	15,21	7,38	0,5951	14,6149	11,7930	11,70	-3,20
	Out	16,49	7,19	0,5803	15,9097	18,7620	14,20	0,39
	Nov	19,83	7,07	0,5709	19,2591	22,2850	17,40	7,68
	Dez	22,86	6,81	0,5505	22,3095	21,6960	16,50	-19,36
1991	Jan	21,02	6,30	0,5104	20,5096	21,8420	19,90	4,43
	Fev	6,85	5,95	0,4828	6,3672	9,4240	21,10	16,11
	Mar	8,99	5,91	0,4796	8,5104	9,7610	7,20	-7,11
	Abr	9,67	5,67	0,4606	9,2094	10,9870	8,70	1,65
	Mai	9,56	5,51	0,4480	9,1120	10,3030	6,50	-0,87
	Jun	10,32	5,60	0,4551	9,8649	11,0450	9,90	3,59
	Jul	12,39	5,58	0,4535	11,9365	11,0190	12,80	-4,16
	Ago	15,75	5,39	0,4384	15,3116	13,6050	15,50	4,74
	Set	19,78	5,25	0,4273	19,3527	19,8170	16,20	12,67
	Out	25,95	5,03	0,4098	25,5402	21,9240	25,80	-14,31
	Nov	32,42	4,60	0,3755	32,0445	39,2470	25,80	-4,87
	Dez	31,17	4,12	0,3370	30,8330	30,8490	22,10	4,55

(continua)

Tabela A.2 - Taxas de Juros Nominais, Diferencial de Juros, Forward Discount, Inflação e Diferencial das Taxas de Variação dos Meios de Pagamento e Base Monetária

(continuação)

Anos		Over/Selic (% a m)	T-Bills (% a a)	T-Bills (% a m)	Dif. de Taxas de Juros (% a m)	Forward Discount (% a m)	IGP-DI (% a m)	Dif. Tx. Var. Meios Pgto e Base Mon. (% a m)
1992	Jan	29,06	3,84	0,3145	28,7455	25,7180	26,80	4,66
	Fev	28,70	3,84	0,3145	28,4455	26,4950	24,80	-7,66
	Mar	26,86	4,05	0,3314	26,5286	22,2400	20,70	-1,57
	Abr	23,92	3,81	0,3121	23,6079	20,7460	18,50	-5,20
	Mai	23,00	3,66	0,3000	22,7000	20,1700	22,50	5,10
	Jun	24,28	3,70	0,3032	23,9768	20,8730	21,40	1,66
	Jul	26,21	3,28	0,2693	25,9407	24,8020	21,70	-6,50
	Ago	25,65	3,14	0,2580	25,3920	23,8310	25,50	6,99
	Set	27,65	2,97	0,2442	27,4058	26,1810	27,40	-1,98
	Out	28,18	2,84	0,2336	27,9464	26,4130	24,90	-8,44
	Nov	26,40	3,14	0,2580	26,1420	24,8430	24,20	8,15
	Dez	25,92	3,25	0,2669	25,6531	24,2660	23,70	-25,21
1993	Jan	28,50	3,06	0,2515	28,2485	27,3430	28,70	8,70
	Fev	28,80	2,95	0,2426	28,6574	26,8260	26,50	16,10
	Mar	28,40	2,97	0,2442	28,1558	27,0060	27,80	-9,20
	Abr	30,50	2,89	0,2377	30,2623	28,3770	28,20	14,10
	Mai	30,90	2,96	0,2434	30,6566	29,7720	32,30	3,20
	Jun	31,90	3,10	0,2547	31,6453	32,5530	30,70	-1,40
	Jul	32,70	3,05	0,2507	32,4493	29,4010	32,00	-5,90
	Ago	34,60	3,05	0,2507	34,3493	33,6220	33,50	-0,50
	Set	37,20	2,96	0,2434	36,9566	34,9180	37,00	5,20
	Out	38,40	3,04	0,2499	38,1501	36,4860	35,10	-19,00
	Nov	38,40	3,12	0,2564	38,1436	35,7100	37,00	16,20
	Dez	40,40	3,08	0,2531	40,1469	36,7160	36,20	-23,00
1994	Jan	42,80	3,02	0,2482	42,5518	41,5710	42,20	9,70
	Fev	42,00	3,21	0,2636	41,7364	38,8200	42,40	17,00
	Mar	46,40	3,52	0,2887	46,1113	41,7420	44,80	-9,70
	Abr	46,50	3,74	0,3064	46,1936	44,5800	42,50	-5,10
	Mai	43,00	4,19	0,3426	47,6574	44,9400	41,00	9,70
	Jun	50,60	4,18	0,3418	50,2582	41,9910	46,60	31,20
	Jul	6,90	4,39	0,3587	6,5413	3,9810	24,70	-94,00
	Ago	4,20	4,50	0,3675	3,8325	1,8050	3,34	-4,30
	Set	3,80	4,64	0,3787	3,4213	2,7020	1,55	-13,00
	Out	3,60	4,96	0,4042	3,1958	2,2480	2,55	4,02
	Nov	4,10	5,25	0,4273	3,6727	2,7150	2,47	4,53
	Dez	3,80	5,64	0,4583	3,3417	4,1960	0,57	-5,65
1995	Jan	3,40	5,81	0,4717	2,9283	2,2130	1,36	-14,65
	Fev	3,30	5,80	0,4709	2,8291	1,6880	1,15	14,63
	Mar	4,30	5,73	0,4654	3,8346	0,1780	1,81	-12,59
	Abr	4,30	5,67	0,4606	3,8394	2,7930	2,30	11,61
	Mai	4,20	5,70	0,4630	3,7370	1,9480	0,40	-5,09
	Jun	4,00	5,50	0,4472	3,5528	2,3250	2,62	8,65
	Jul	4,00	5,47	0,4448	3,5552	2,1810	2,24	-6,36
	Ago	3,80	5,41	0,4400	3,3600	1,5690	1,29	-4,44
	Set	3,30	5,26	0,4281	2,8719	1,2850	-1,08	21,10
	Out	3,10	5,30	0,4313	2,6687	0,8890	0,23	4,36
	Nov	2,90	5,35	0,4353	2,4647	0,7980	1,33	-5,61
	Dez	2,78	5,16	0,4202	2,3598	0,0050	0,27	-9,32
1996	Jan	2,58	5,02	0,4090	2,1710	0,6680	1,79	-21,06
	Fev	2,35	4,87	0,3970	1,9530	0,7810	0,76	22,54
	Mar	2,22	4,96	0,4042	1,8158	0,7290	0,22	4,35
	Abr	2,07	4,99	0,4066	1,6634	0,5230	0,70	8,58
	Mai	2,01	5,02	0,4090	1,6010	0,5690	1,68	-10,68
	Jun	2,00	5,11	0,4162	1,5838	0,6380	1,22	0,01
	Jul	1,90	5,17	0,4209	1,4791	0,6240	1,09	-12,60
	Ago	2,00	5,09	0,4146	1,5854	0,8880	0,00	17,86
	Set	1,90	5,15	0,4194	1,4806	0,7610	0,13	-24,04
	Out	1,90	5,01	0,4082	1,4918	0,5770	0,22	18,39
	Nov	1,80	5,03	0,4098	1,3902	0,6480	0,28	4,39
	Dez	1,80	5,00	0,4074	1,3928	0,7050	-	-

Fontes: BM&F, Boletim do Banco Central do Brasil, Conjuntura Econômica e IMF International Financial Statistics, vários números

BCME-BIBLIOTECA

Tabela A.3 - Taxa de Variação Câmbio Nominal e Expectativas da Taxa de Variação do Câmbio Nominal (US\$/Moeda Nacional)

Anos		Taxa Variação	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.
		Câmbio Nominal (% a.m.)	Cambial (% a.m.) Hip. Extrapolativa	Cambial (% a.m.) Hip. Adaptativa	Cambial (% a.m.) Hip. Racional
1984	Dez	10,52	-	-	-
1985	Jan	12,59	-	-	-
	Fev	10,21	-	-	-
	Mar	13,14	-	-	-
	Abr	11,86	-	-	-
	Mai	10,20	-	-	-
	Jun	8,89	-	-	-
	Jul	10,67	-	-	-
	Ago	5,87	-	-	-
	Set	11,74	-	-	-
	Out	9,42	-	-	-
	Nov	9,37	-	-	-
	Dez	12,34	-	-	-
1986	Jan	16,05	-	-	-
	Fev	12,93	-	-	-
	Mar	0,00	-	-	-
	Abr	0,00	-	-	-
	Mai	0,00	-	-	-
	Jun	0,00	-	-	-
	Jul	0,00	-	-	-
	Ago	0,00	-	-	-
	Set	0,00	-	-	-
	Out	1,81	-	-	-
	Nov	0,89	-	-	-
	Dez	5,46	-	-	-
1987	Jan	10,94	-	-	-
	Fev	19,66	-	-	-
	Mar	11,90	-	-	-
	Abr	23,89	-	-	-
	Mai	24,52	39,444	31,592	46,582
	Jun	26,74	23,559	34,538	34,167
	Jul	5,89	33,090	35,284	28,375
	Ago	5,17	4,604	19,062	53,565
	Set	6,07	6,701	7,048	11,106
	Out	9,24	5,309	5,248	11,136
	Nov	13,18	7,945	7,018	10,446
	Dez	13,61	11,386	10,573	11,552
1988	Jan	16,35	11,843	11,659	14,379
	Fev	18,30	14,942	14,330	20,312
	Mar	16,18	16,824	16,604	15,092
	Abr	19,92	14,861	14,874	23,485
	Mai	18,32	19,257	18,358	20,487
	Jun	19,69	16,974	17,196	17,692
	Jul	24,19	19,149	18,492	19,385
	Ago	21,11	23,588	23,116	27,122
	Set	24,43	19,920	20,445	22,631
	Out	27,65	24,692	23,502	28,616
	Nov	26,73	27,199	27,083	31,034
	Dez	28,77	26,244	26,479	28,416
1989	Jan	30,72	29,184	28,507	33,868
	Fev	0,00	30,832	30,671	21,900
	Mar	0,00	-0,283	2,558	20,557
	Abr	3,20	2,037	0,099	22,007
	Mai	13,37	2,912	2,775	0,9786
	Jun	45,38	12,040	11,946	19,816
	Jul	28,69	43,810	48,738	46,576
	Ago	29,65	24,450	26,243	31,672
	Set	35,76	28,349	26,901	29,515
	Out	37,79	33,428	32,905	34,994
	Nov	41,40	35,339	35,407	43,965
	Dez	54,28	39,650	39,329	52,475

(continua)

BICME - BIBLIOTECA

Tabela A.3 - Taxa de Variação Câmbio Nominal e Expectativas da Taxa de Variação do Câmbio Nominal (US\$/Moeda Nacional)

(continuação)

Anos		Taxa Variação	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.
		Câmbio Nominal (% a.m.)	Cambial (% a.m.) Hip. Extrapolativa	Cambial (% a.m.) Hip. Adaptativa	Cambial (% a.m.) Hip. Racional
1990	Jan	56,92	53,755	53,064	65,498
	Fev	72,80	56,124	56,714	68,162
	Mar	35,72	75,867	74,633	73,602
	Abr	20,09	31,518	38,395	-2,949
	Mai	7,60	18,453	17,427	2,211
	Jun	12,59	6,321	6,051	11,104
	Jul	12,53	11,204	11,863	6,736
	Ago	1,52	11,544	11,415	9,915
	Set	19,56	1,383	0,691	3,070
	Out	27,71	17,990	18,248	16,472
	Nov	36,03	25,653	25,789	20,368
	Dez	17,28	33,476	33,799	25,752
1991	Jan	28,24	15,792	14,746	24,807
	Fev	1,50	26,486	25,880	22,003
	Mar	7,64	0,689	2,362	-3,361
	Abr	8,25	9,022	6,566	7,587
	Mai	9,26	6,985	0,352	7,855
	Jun	9,57	8,329	8,252	8,667
	Jul	11,32	8,582	8,573	8,338
	Ago	13,86	10,231	10,078	12,177
	Set	33,60	12,438	12,333	12,434
	Out	22,60	30,559	29,596	19,953
	Nov	30,75	18,822	21,076	27,958
	Dez	26,90	29,392	27,370	31,496
1992	Jan	23,52	23,821	24,726	26,373
	Fev	23,57	21,957	21,666	24,115
	Mar	21,82	21,990	21,471	26,705
	Abr	20,42	20,022	20,007	23,169
	Mai	18,93	18,931	18,720	22,248
	Jun	20,92	17,523	17,369	18,273
	Jul	22,11	19,400	18,932	17,096
	Ago	22,15	20,153	20,097	24,766
	Set	24,76	20,295	20,256	20,596
	Out	25,58	22,889	22,504	24,914
	Nov	23,68	23,404	23,432	27,081
	Dez	24,74	21,840	21,928	20,923
1993	Jan	27,13	23,160	22,719	30,166
	Fev	25,93	25,115	24,857	23,795
	Mar	26,83	23,865	24,062	20,929
	Abr	28,38	25,145	24,787	27,980
	Mai	29,31	26,409	26,213	23,813
	Jun	31,81	27,259	27,185	27,301
	Jul	29,44	29,756	29,473	29,564
	Ago	33,18	27,349	27,681	30,603
	Set	35,49	31,532	30,776	31,834
	Out	35,87	33,092	33,137	32,931
	Nov	35,36	33,688	33,757	39,614
	Dez	38,49	33,461	33,415	30,710
1994	Jan	41,11	36,663	36,176	42,832
	Fev	38,50	38,845	38,818	37,667
	Mar	43,81	36,409	36,832	33,460
	Abr	42,18	42,324	41,377	45,137
	Mai	44,17	39,789	40,489	43,059
	Jun	44,12	42,682	42,195	41,813
	Jul	-6,80	42,230	42,394	39,014
	Ago	-5,04	-6,316	-2,321	22,857
	Set	-4,07	-0,268	-4,505	-4,443
	Out	-0,47	-3,928	-3,810	2,129
	Nov	0,35	-0,521	-0,660	0,465
	Dez	-0,35	0,023	0,263	0,851

(continua)

Tabela A.3 - Taxa de Variação Câmbio Nominal e Expectativas da Taxa de Variação do Câmbio Nominal (US\$/Moeda Nacional)

(continuação)

Anos		Taxa Variação	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.	Expect. Tx. Var.
		Câmbio Nominal (% a.m.)	Cambial (% a.m.) Hip. Extrapolativa	Cambial (% a.m.) Hip. Adaptativa	Cambial (% a.m.) Hip. Racional
1995	Jan	-0,24	-0,399	-0,288	2,529
	Fev	0,83	-0,159	-0,223	4,682
	Mar	6,12	0,761	0,702	-1,333
	Abr	1,33	5,587	5,329	7,877
	Maio	-0,66	0,776	1,507	0,195
	Jun	1,32	-0,200	-0,465	2,695
	Jul	1,74	1,397	1,108	0,910
	Ago	1,60	1,444	1,573	3,803
	Set	0,53	1,451	1,487	3,290
	Out	0,73	0,499	0,553	-2,648
	Nov	0,42	0,772	0,668	1,284
	Dez	0,58	0,368	0,403	2,774
1996	Jan	0,62	0,564	0,526	3,329
	Fev	0,55	0,558	0,567	5,815
	Mar	0,42	0,509	0,514	-3,395
	Abr	0,45	0,392	0,394	0,285
	Maio	0,61	0,425	0,410	-0,513
	Jun	0,59	0,568	0,557	3,208
	Jul	0,63	0,534	0,547	0,909
	Ago	0,56	0,584	0,577	3,404
	Set	0,49	0,520	0,525	-2,436
	Out	0,64	0,462	0,459	5,721
	Nov	0,50	0,597	0,579	-2,264
	Dez	0,58	0,448	0,466	0,214

Fonte: Boletim do Banco Central do Brasil, vários números, e estimativas do autor

Tabela A.4 - Testes ADF

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \gamma t + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

Série	Período	Nº Difer.	Intercepto	Trend (t)	nº lags (n)	Valor Est. ADF (β)	Nível Signf.	nº Observ.
Invest. Bruto	1947-1995	-	Sim	Sim	1	-3,4806	10%	49
Poup. Bruta	"	-	Sim	Sim	-	-3,4991	10%	49
Poup. Ext.	"	-	-	-	-	-2,2233	5%	49
Dependency Ratio	"	-	-	-	-	-4,4612	1%	49
Tx. Cresc. PIB Real	"	-	Sim	-	-	-3,8374	1%	49
Inv. Bruto "Filtrado"	"	-	-	-	-	-2,3997	1%	49
Poup. Bruta "Filtrada"	"	-	-	-	-	-3,0314	1%	49
Dep. Ratio (+ 64 anos)	"	1	Sim	-	-	-4,8334	1%	49
Dep. Ratio (-15 anos)	"	-	-	-	-	-4,7646	1%	49

(continua)

Tabela A.4 - Testes ADF

(continuação)

Série	Período	Nº Difer.	Intercepto	Trend (t)	nº lags (m)	Valor Est. ADF (β)	Nível Signf.	nº Observ.
Over/Selic	Out/1986- Nov/1996	-	Sim	-	1	-3,3814	5%	122
"	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	1	-3,1833	5%	116
T-Bills	Out/1986- Nov/1996	1	-	-	-	-6,2175	1%	122
"	Mai/1987- Dez/1996	1	-	-	-	-5,9405	1%	116
Difer. Juros	Out/1986- Nov/1996	-	Sim	-	1	-3,3805	5%	122
"	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	1	-3,1829	5%	116
Forward Discount	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	-	-4,3450	1%	116
Exp. Var. Cambial (Hip. Extrap.)	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	-	-3,7746	1%	116
Exp. Var. Cambial (Hip. Adap.)	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	-	-3,3634	5%	116
Exp. Var. Cambial (Hip. Rac.)	Mai/1987- Dez/1996	-	Sim	-	-	-4,0734	1%	116
Dif. Tx. Var. M. Pgto. e Base Monet.	Out/1986- Nov/1996	-	-	-	1	-11,3278	1%	122
IGP-DI	Out/1986- Nov/1986	-	Sim	-	-	-2,9995	5%	122
Tx. Variação Câmbio Nominal	Dez/1984- Mar/1987	1	-	-	-	-4,9841	1%	28
"	Jan/1987- Nov/1996	-	-	-	-	-2,2059	5%	119

Obs: A tabela acima retrata a modelagem necessária ao teste ADF - equação no topo da tabela - para que a hipótese nula de não-estacionariedade seja rejeitada para as séries em questão, bem como o nível de significância ao qual isto ocorre.

Quadro A.1 - Investimento Bruto (% PIB) contra Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Termo de Interação

Variável Dependente $\left(\frac{I}{Y}\right)_t$ - Amostra 1947-1995				
Método MQO				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	45,83718	6,701612	6,839724	0,0000
DR	-0,360804	0,091630	-3,937608	0,0003
GR	-0,993777	1,190826	-0,834527	0,4084
DRGR	0,014800	0,015524	0,953336	0,3455
R ²	0,247256		Estatística F	4,927086
R ² -Ajustado	0,197073		Prob. F-Estat. ^(*)	0,004816
Estatística DW	0,415352			

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

SCME - BIBLIOTECA

Quadro A.2 - Poupança Bruta (% PIB) contra Dependency Ratio, Taxa Crescimento PIB Real e Termo de Interação

Variável Dependente $\left(\frac{S}{Y}\right)_t$ - Amostra 1947-1995				
Método MQO				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
Constante	44,27230	7,314707	6,052506	0,0000
DR	-0,355411	0,100501	-3,536382	0,0010
GR	-1,471231	1,029318	-1,429326	0,1598
DRGR	0,020111	0,013806	1,456705	0,1521
R ²	0,291981		Estatística F	6,185867
R ² -Ajustado	0,244780		Prob. F-Estat. ^(*)	0,001304
Estatística DW	0,626364			

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Quadro A.3 - Equação de Expectativas Extrapolativas da Variação da Taxa de Câmbio Nominal

Variável Dependente $S_{t,t}$ - Amostra Fev/1987-Nov/1996 (Ajustada)				
Método MQO				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
S_t	0,927718	0,036543	25,38719	0,0000
ΔS_t	-0,085742	0,092328	-0,928668	0,3550
R ²	0,640594		Estatística F	206,7549
R ² -Ajustado	0,637496		Prob. F-Estat. ^(*)	0,000000
Estatística DW	1,988403			

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Quadro A.4 - Equação de Expectativas Adaptativas da Variação da Taxa de Câmbio Nominal

Variável Dependente S_{t+1} - Amostra Fev/1987-Nov/19969 (Ajustada)				
Método MQO				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
S_t	0,861835	0,097370	8,851108	0,0000
S_t^e	0,067070	0,102572	0,653882	0,5145
R ²	0,639252		Estatística F	205,5539
R ² -Ajustado	0,636142		Prob. F-Estat. ^(*)	0,000000
Estatística DW	2,036660			

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

Quadro A.5 - Equação de Expectativas Racionais da Variação da Taxa de Câmbio Nominal

Variável Dependente S_{t+1} - Amostra Dez/1986-Nov/1996 (Ajustada)				
Método MQO				
Matriz de Variâncias e Covariâncias Estimada pelo Método de White (1980)				
Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Estatística t	Probabilidade ^(*)
S_t	0,508988	0,180747	2,816025	0,0057
$(i - i^*)_t$	0,587052	0,175483	3,345352	0,0011
M_t	-0,185337	0,074572	-2,485352	0,0144
Π_{t-1}	-0,188313	0,066219	-2,843794	0,0053
R ²	0,711210		Estatística F	95,22524
R ² -Ajustado	0,703741		Prob. F-Estat. ^(*)	0,000000
Estatística DW	1,984803			

(*) Nível de significância necessário para rejeição de H_0 (coef. = 0)

BCME-BIBLIOTECA

onde

$(\frac{I}{Y})_t$ - Investimento Doméstico Bruto % PIB

$(\frac{S}{Y})_t$ - Poupança Doméstica Bruta % PIB

DR - Dependency Ratio

GR - Taxa Crescimento PIB Real

DRGR - Termo de Interação (Dependency Ratio * Taxa Crescimento PIB Real) - para maiores detalhes, ver texto

S_{t+1} - Taxa Variação Câmbio Nominal (Moeda Nacional/ US\$) em $t + 1$ - taxa spot

S_t - Taxa Variação Câmbio Nominal (Moeda Nacional/ US\$) em t - taxa spot

S_t^e - Valor "Inicial" (Ajustado) da Taxa de Variação do Câmbio Nominal (Moeda Nacional/US\$) em t - ver texto

$(i - i^*)_t$ - Diferencial de Taxas de Juros Nominais Interna (Over/Selic) e Externa (T-Bill) em t

M_t - Diferencial das Taxas de Variação dos Meios de Pagamento e da Base Monetária em t

Π_{t-1} - Taxa de Inflação (IGP-DI) em $t - 1$