

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

UMA AVALIAÇÃO DA INTEGRAÇÃO FINANCEIRA A PARTIR DA PARIDADE
DESCOBERTA DE JUROS

LISANDRO DIAS DORNELES

Florianópolis (SC)

2004

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

UMA AVALIAÇÃO DA INTEGRAÇÃO FINANCEIRA A PARTIR DA PARIDADE
DESCOBERTA DE JUROS

LISANDRO DIAS DORNELES

Florianópolis (SC)

2004

LISANDRO DIAS DORNELES

**UMA AVALIAÇÃO DA INTEGRAÇÃO FINANCEIRA A PARTIR DA PARIDADE
DESCOBERTA DE JUROS**

**Monografia apresentada ao
departamento de economia da
Universidade Federal de Santa Catarina
para a obtenção do título de bacharel em
ciências econômicas. Orientador Profº
Drº Fernando Seabra.**

FLORIANÓPOLIS (SC)

2004

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO-ECONÔMICO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota **9,5** ao aluno **Lisandro Dias Dorneles** na disciplina CNM 5420 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

Prof. Fernando Seabra
Presidente

Prof. Newton C. A. da Costa Jr.
Membro

Prof. Lisandro Fin Nishi
Membro

“ Aquele que sua força conhece e sua fraqueza esconde, vale um Império.”

Lao Tse Tung

AGRADECIMENTOS

Ao meu pai, Diniz, apesar das adversidades, sem o qual, não teria chegado até aqui, meu eterno agradecimento.

A minha mãe, Odelza, não apenas mãe, mas amiga e companheira que esteve sempre comigo nos dias mais difíceis da minha vida, e que de forma incondicional me acompanhou ao longo desta jornada. Divido com você esta conquista, e todo meu amor seria pouco para te agradecer.

A minha irmã, Lisangela, mesmo apesar da distância, me deu coragem e sempre torceu pelo meu sucesso, estando comigo, mesmo que em pensamento, em cada dia em que aqui permaneci. Meus sinceros agradecimentos.

Aos meus amigos Célio, João Fernando e Flávio, pela grande ajuda, fundamental para a conclusão deste trabalho. Meu muito obrigado.

Aos meus companheiros e amigos Cláudia, Michael e Kleber, pela amizade, pelas várias conversas e bom humor, que me ajudaram a superar os momentos difíceis pelo qual passamos ao longo destes anos.

A Criscie, pelas palavras de incentivo e grande amizade que demonstrou na reta final deste curso, meus sinceros agradecimentos.

A minha amiga e conterrânea, Ana Lilian, pela amizade, companheirismo, pelos bons conselhos, e grande ajuda que sempre me prestou de forma incondicional ao longo destes anos. Meu muito obrigado.

A Juliana, pessoa que jamais duvidei da amizade e que me ajudou a superar tantos percalços da vida acadêmica. E que espero sempre contar com a sua amizade.

Ao meu orientador e professor Fernando Seabra pela grande paciência e ajuda que me prestou para que este trabalho fosse realizado.

Aos vários amigos que fiz durante a faculdade e professores do departamento de economia da UFSC, os quais não mencionarei nomes, mas que estarão para sempre na minha lembrança e no meu coração.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	7
LISTA DE TABELAS.....	8
LISTA DE SIGLAS.....	9
RESUMO.....	10
LISTA DE TABELAS	14
RESUMO	16
CAPÍTULO 1.....	17
1.1 Introdução.....	17
1.2 O Problema.....	18
1.3 Objetivos.....	19
1.3.1 Objetivo Geral.....	19
1.3.2 Objetivos específicos	19
1.4 Procedimentos metodológicos.....	19
CAPÍTULO 2.....	21
2.1 A PARIDADE INTERNACIONAL DE JUROS.....	21
2.1.1 Pressupostos para a validade da Paridade Internacional de Juros.....	21
2.2 A Paridade Coberta de Juros.	22
2.3 A Paridade Descoberta de Juros.....	25
2.4 A Paridade Real de Juros.	28
2.4.1 A Lei do Preço Único	29
2.4.2 A PPC Absoluta.	30
2.4.3 A PPC Relativa.	31
2.4.4 Combinando a PPC Relativa com a PDJ.....	32
3.1 A RECENTE EVOLUÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO INTERNACIONAL.	34
3.1.1 O Sistema de Bretton Woods	34
3.1.2 O Colapso do Sistema.....	35
3.2 Os Anos 1970 : Dos Choques do Petróleo à Crise da Dívida.	37
3.3 O Processo de Liberalização e Desregulamentação Financeira no Âmbito do Sistema Financeiro Internacional.....	38
3.3.1 Histórico do Processo de Liberalização Financeira.....	41
3.4 Os Efeitos da Remoção dos Controles Sobre o Movimento de Capitais e o Diferencial de Juros.....	44
CAPÍTULO 4.....	48
4.1 EVOLUÇÃO DAS TAXAS DE JUROS E SEUS PRINCIPAIS DETERMINANTES E TESTE DE COINTEGRAÇÃO.	48
4.1.1 Evolução da taxa de juros da Argentina.	48
4.1.2 Evolução da taxa de juros do Brasil.....	51
4.1.3 Evolução da taxa de juros do Chile.....	56
4.2 Análise Empírica	58
4.2.1 Descrição dos dados.....	58
4.2.2 Raízes Unitárias e Cointegração	59
4.2.2.1 Teste de raiz unitária.....	60

4.2.2.2 Teste de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	61
4.2.2.3 Cointegração.....	62
4.2.2.3.1 Teste de Engle-Granger (EG).	63
4.3 Resultados.....	63
CAPÍTULO 5.....	70
5.1 Conclusão.....	70
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	74

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução da taxa de juros da Argentina e dos EUA - janeiro de 1996 a setembro de 2004.....	43
Figura 2 - Evolução da taxa de juros do Brasil e dos EUA - janeiro de 1996 a setembro de 2004	47
Figura 3 - Evolução da taxa de juros do Chile e dos EUA - janeiro de 1996 a setembro de 2004.....	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo dos resultados referentes ao teste ADF	58
Tabela 2 – Resumo dos resultados da regressão em nível da PDJ referente à Argentina. Período de janeiro de 1996 a setembro de 2004.....	60
Tabela 3 – Resumo dos resultados da regressão em nível da PDJ referente ao Brasil. Período de janeiro de 1996 à setembro de 2004	61
Tabela 4 – Resumo dos resultados da regressão em nível da PDJ referente ao Chile. Período de janeiro de 1996 a maio de 2000.....	61
Tabela 5 – Resumo dos resultados da Regressão em nível da PDJ referente ao Chile. Período de junho de 1996 a setembro de 2004.....	62
Tabela 6 – Resumo dos resultados do teste de cointegração. Teste ADF aplicado sobre os resíduos das equações de longo prazo.....	63

LISTA DE SIGLAS

- ADF** – Teste de Dickey – Fuller Aumentado.
- BCRA** – Banco Central da República Argentina
- BM** – Banco Mundial
- BP** – Balanço de Pagamentos.
- DF** – Teste de Dickey – Fuller.
- EG** – Teste de Engle – Granger.
- EUA** – Estados Unidos da América.
- FMI** – Fundo Monetário Internacional.
- GAB** – Acordo Geral de Empréstimos.
- GATT** – Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio.
- IFS** – *International Financial Statistics*.
- MMQ** – Método dos Mínimos Quadrados
- OPEP** – Organização dos Países Exportadores de Petróleo.
- PCJ** – Paridade Coberta de Juros.
- PDJ** – Paridade Descoberta de Juros.
- PPC** – Paridade de Poder de Compra
- PRJ** – Paridade Real de Juros.
- SFA** – Sistema Financeiro Argentino.
- SFI** – Sistema Financeiro Internacional.
- SME** – Sistema Monetário Europeu.

RESUMO

Este trabalho de conclusão de curso procura verificar a hipótese de integração financeira entre os mercados financeiros da Argentina, do Brasil e do Chile com relação aos EUA durante o período de janeiro de 1996 a setembro de 2004 com base na avaliação da Paridade Descoberta de Juros. Baseado na revisão teórica procura-se estabelecer uma relação entre integração financeira e a Condição da Paridade Internacional de Juros, destacando os principais pressupostos para a sua validade e as diferentes versões na qual ela se apresenta. Revisa-se também de forma breve, o conjunto de transformações que sofreu o Sistema Financeiro Internacional ao longo das últimas décadas, principalmente após o fim do sistema de taxas de câmbio fixas de Bretton Woods no início dos anos 1970. Destaca-se que a partir de então os mercados financeiros passaram a mostrar-se mais integrados e internacionalizados e tornou-se uma tendência adotada por quase todos os países o processo de liberalização e desregulamentação das atividades financeiras. Na medida que vários controles que haviam sido impostos com o objetivo de dar estabilidade ao sistema de câmbio fixo passaram a ser desnecessários, uma vez que as taxas de câmbio passaram a flutuar livremente, este processo acabou ganhando força. Tendência de liberalização financeira seguida nos últimos anos pelos países analisados neste estudo. O trabalho traz também uma análise da evolução e dos principais determinantes das taxas de juros domésticas ao longo do período em estudo, sendo utilizadas informações referentes às políticas monetárias destes países, e ainda de forma auxiliar será utilizada a análise através de gráficos. Para a verificação da hipótese de integração financeira, o procedimento consistirá na aplicação do teste de cointegração entre as variáveis propostas no modelo, procurando verificar-se uma tendência comum de longo prazo entre a taxa de juros doméstica, a taxa de juros dos EUA e a variação esperada da taxa de câmbio. Os resultados apontam que no caso brasileiro a hipótese de integração financeira é aceita, porém com algumas restrições. No caso da Argentina, apesar das variáveis mostrarem-se cointegradas, a hipótese de integração financeira é rejeitada, na medida que os resultados indicam uma relação inversa entre as taxas de juros dos dois países, o que não seria teoricamente aceitável. No caso do Chile, os testes apontaram para variáveis não-cointegradas, ou seja, a taxa de juros chilena não possui uma relação comum de longo prazo com relação à taxa de juros dos EUA, apesar de encontrar-se atualmente em patamares bastante semelhantes.

Palavras-chave: Finanças Internacionais, Integração Financeira, Paridade Internacional de Juros.

CAPÍTULO 1

1.1 Introdução

A partir do colapso do sistema de taxas de câmbio fixas estabelecido em Bretton Woods, no início dos anos 1970, o Sistema Financeiro Internacional enfrentou um importante conjunto de transformações. Uma das principais conseqüências do colapso do sistema foi a elevação da volatilidade nas taxas de câmbio, aliada a instabilidade decorrente dos choques do petróleo verificados na década de 1970. A medida utilizada como reação por alguns países para atenuar os efeitos do choque adverso de oferta decorrente do primeiro choque do petróleo, foi a adoção de políticas monetárias expansionistas com o objetivo de que os efeitos sobre a demanda agregada fossem reduzidos. Porém tal política levou a uma aceleração do processo inflacionário.

Em meados de 1979, houve um segundo choque do petróleo e, desta vez os principais países desenvolvidos, quase na sua totalidade, reagiram a esta situação adotando políticas monetárias contracionistas, com forte elevação na taxa de juros (Carvalho *et alli*, 2000).

Este conjunto de acontecimentos proporcionou um ambiente de forte incerteza em termos de aplicações nos mercados financeiros, somadas a instabilidades nas taxas de juros, de câmbio e também nos níveis de preços. Fatores que acabaram por proporcionar vários riscos, tanto para aplicadores, como tomadores de recursos (Carvalho *et alli*, 2000).

Iniciou-se desde então um processo de liberalização e desregulamentação financeira, que passou a ser um objetivo bastante perseguido por quase todos os países (Carvalho *et alli*, 2000). Após o abandono do regime de câmbio fixo de Bretton Woods, os controles de capitais que haviam sido criados nos anos 1960 e início dos anos 1970, passaram a ser abolidos por vários países, pois não era mais necessário a imposição de tais controles, onde se passou então a reduzi-los, ou a eliminá-los (Caves *et alli*, 2001).

Observa-se que os mercados financeiros a partir de tais medidas passaram a mostrar-se mais integrados e também internacionalizados, tendo seu tamanho aumentado de forma significativa nos últimos anos (Gonçalves *et alli*, 1998).

Este ambiente de maior liberdade ao fluxo internacional de capitais, poderá a principio elevar a eficiência alocativa internacional de recursos, através dos mecanismos de arbitragem,

passando-se então estes movimentos a possibilitar a redução do diferencial de juros entre os países (Gonçalves *et alli*, 1998).

1.2 O Problema

Baseado no que foi exposto anteriormente, fica explícita a necessidade de uma quantificação formal dos efeitos do processo de liberalização ocorrida nos mercados financeiros internacionais nas últimas décadas. Isto pode ser realizado ao verificar-se o quanto este processo proporcionou uma maior integração financeira entre os mercados.

Em termos teóricos, em um ambiente de maior liberdade aos movimentos dos fluxos internacionais de capitais, a taxa de juros doméstica tende a apresentar-se mais sensível a variações nas taxas de juros internacionais. Neste sentido torna-se importante à utilização de modelos de economia aberta, que venham a incorporar em termos analíticos as taxas de juros internacionais, ganhando importância o estudo da Paridade Internacional de Juros, que pode ser utilizada segundo Sachsida *et alli* (1999) como medida na questão de mobilidade de capitais, e conseqüentemente de integração financeira.

Isto posto, o problema de pesquisa diz respeito à análise dos efeitos da liberalização financeira sobre os principais países do Mercosul, Brasil e Argentina, e também do Chile, procurando-se quantificar o quanto estes países estão inseridos neste processo de maior integração financeira observado nos últimos anos.

A escolha destes países decorre do fato dos mesmos apresentarem uma relativa estabilidade monetária ao longo do período em análise (janeiro de 1996 a setembro de 2004), e também pela disponibilidade dos dados referentes à pesquisa. A escolha do Chile, mais especificamente, justifica-se pelo fato de apesar de não ser formalmente membro do bloco, possui forte relação de proximidade aos países signatários do Mercosul, além de seu destaque como uma das principais economias da América Latina.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo Geral

- Analisar a hipótese de integração financeira no caso da Argentina, Brasil e Chile com relação aos Estados Unidos, no período de janeiro de 1996 a setembro de 2004, com base na condição da Paridade Descoberta de Juros.

1.3.2 Objetivos específicos

- Verificar com base na revisão de literatura, a Condição da Paridade Internacional de Juros, nas diferentes formas pela qual é apresentada.
- Analisar o conjunto de transformações observadas no Sistema Financeiro Internacional a partir do colapso do Sistema de Bretton Woods no início da década de 1970.
- Observar a evolução da taxa de juros doméstica da Argentina, Brasil e Chile, bem como destacar seus principais determinantes ao longo do período analisado.

1.4 Procedimentos metodológicos

Na questão dos procedimentos metodológicos do estudo, deve-se explicitar de modo preliminar quais serão os recursos analíticos que serão utilizados para atingir-se os objetivos geral e específico (Alonso, 1998). Neste sentido, e dado o caráter empírico deste estudo, a

natureza deste será uma pesquisa quantitativa através da análise de séries temporais, baseada no modelo da Paridade Descoberta de Juros.

Para a aplicação do modelo serão utilizados dados referentes à taxa de juros e de câmbio correntes, para os países em estudo, sendo os dados colhidos junto ao *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional.

A técnica estatística prevista será uma análise de regressão múltipla, procurando-se avaliar a existência de uma tendência de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de juros doméstica com relação a taxa de juros internacional (Estados Unidos) e a expectativa de variação cambial, através dos testes de cointegração.

Ainda com vistas a atender os objetivos geral e específico, o estudo será baseado em pesquisa bibliográfica através de livros, revistas, artigos científicos e revistas especializadas.

CAPÍTULO 2

2.1 A PARIDADE INTERNACIONAL DE JUROS

O crescente processo de integração financeira¹ entre os mercados internacionais, tem como um de seus efeitos a elevação da importância da utilização de modelos de economia aberta, que incorporam em termos analíticos, variáveis externas, que não estão condicionadas diretamente ao controle interno dos países, como o caso das taxas de juros internacionais.

Nestes modelos, de forma freqüente se fazem presentes as taxas de juros e as taxas de câmbio, utilizando-se portanto de abordagens teóricas que procuram postular uma relação entre elas. Quando se objetiva a elaboração de políticas econômicas, ganha importância o estudo da Paridade Internacional de Juros, além de poder ser utilizada como medida na questão da mobilidade de capitais (Sachsida *et alli*, 1999).

A condição da Paridade Internacional de Juros, postula que as taxas de retorno esperadas de depósitos em diferentes moedas sejam iguais quando medidas na mesma moeda, implicando que os detentores potenciais destes depósitos, os vejam como ativos que são igualmente desejáveis (Krugman e Obstfeld, 2001).

2.1.1 Pressupostos para a validade da Paridade Internacional de Juros

Alguns pressupostos devem ser atendidos para que a Condição da Paridade Internacional de Juros ocorra. Deve haver livre mobilidade de capitais, os agentes devem ser neutros ao risco, os ativos devem ser idênticos, não deve haver nenhum tipo de custo de transação e a arbitragem financeira deve funcionar perfeitamente (Vieira, 1998). Estes pressupostos serão sinteticamente apresentados a seguir:

¹ Integração financeira pode ser entendido como um processo onde existe a possibilidade de livre movimentação dos capitais entre mercados de diferentes países, não existindo custos de transação significativos, ou qualquer tipos de barreiras que não torne possível a livre movimentação destes capitais.

Livre mobilidade de capitais – não deve ocorrer nenhum tipo de controle² com relação aos fluxos internacionais de capitais que possa vir a prejudicar a livre circulação de capitais de um centro financeiro para o outro.

Os agentes devem ser neutros ao risco – desta forma os agentes buscariam a melhor taxa de retorno, independente dos riscos associados a esta operação.

Os ativos devem ser idênticos – devem ter o mesmo prazo de maturação e grau de risco político³, sendo diferentes apenas quanto a moeda em que estão denominados.

Não existência de custos de transação – não deve haver nenhum tipo de custo aos agentes em caso de transferência de capital de um centro financeiro para outro.

A arbitragem deve funcionar de maneira perfeita – os agentes financeiros sempre buscam as maiores taxas de retorno, sendo a oferta e a demanda dos ativos financeiros garantidos através dos mecanismos de mercado, não havendo assim a possibilidade da especulação financeira se traduzir em ganhos extraordinários por longos períodos de tempo.

Isto posto, existem na teoria econômica três tipos de Paridade Internacional de Juros, a Paridade Coberta de Juros (PCJ), a Paridade Descoberta de Juros (PDJ) e a Paridade Real de Juros (PRJ), sendo cada uma delas revista a seguir:

2.2 A Paridade Coberta de Juros.

A condição da Paridade Coberta de Juros postula que as taxas de rendimento sobre depósitos em moeda doméstica, e as taxas de retorno sobre depósitos em moeda estrangeira “cobertos” devem ser equivalentes (Krugman e Obstfeld, 2001). Caso as taxas de retorno não sejam equivalentes, existe a oportunidade para arbitragem, o que fará com que as mesmas sejam novamente equalizadas (Gibson, 1996).

Depósitos em moeda estrangeira cobertos, implicam que se pode evitar o risco de câmbio, ao comprar-se um depósito em moeda estrangeira, vendendo-se ao mesmo tempo os

² Os controles sobre fluxos internacionais de capitais podem referir-se a restrições às transações com ativos, que incluem controles diretos de capital, como limites quantitativos, ou ainda a proibição de algumas transações, impondo por exemplo limites mínimos de maturidade. Os controles de capital que se baseiam nos preços dos ativos incluem exigências de reservas por parte dos bancos, ou tomam forma ainda de taxas. Para mais detalhes ver Cardoso *et alli* (1998).

³ Risco político trata da possibilidade futura da imposição de controles sobre a entrada ou a saída de capitais.

ganhos oriundos de seu investimento no futuro. Em outras palavras, vendendo o principal e os juros no futuro em moeda doméstica, evitando-se assim o risco de uma variação inesperada da moeda estrangeira que venha a diminuir o rendimento de seu depósito no exterior (Krugman e Obstfeld, 2001).

Sob as condições descritas na seção 2.1.1 temos a seguinte equação:

$$(1 + i_t) = (1/E_t) \cdot (1 + i_t^*) \cdot (F_t) \quad (2.1)$$

Onde:

i_t = taxa de juros nominal doméstica.

i_t^* = taxa de juros nominal estrangeira.

E_t = taxa de câmbio corrente (tempo t).

F_t = taxa de câmbio no mercado futuro no tempo t, para contratos em t+1.

Reorganizando:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \cdot (F_t / E_t) \quad (2.2)$$

Para uma melhor visualização das implicações referentes à arbitragem, podemos reescrever a equação 2.2 como:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \cdot (1 + (F_t - E_t) / E_t) \quad (2.3)$$

Caso o produto $(1 + i_t^*) \cdot (1 + (F_t - E_t) / E_t)$ apresente valores baixos para a taxa de juros e de variação cambial, a PCJ poderá ser escrita da seguinte forma:

$$i_t = i_t^* + (F_t - E_t) / E_t \quad (2.4)$$

O lado esquerdo da equação 2.4 representa o retorno de um depósito em moeda doméstica no mercado doméstico. O lado direito da equação 2.4 representa por sua vez o retorno sobre um depósito em moeda estrangeira no mercado externo.

Avaliar o retorno sobre o depósito em moeda estrangeira é mais complexo do que avaliar o retorno em moeda doméstica, devido à existência do risco de câmbio futuro (Gibson, 1996). Por exemplo⁴, caso um investidor estivesse no Brasil e tivesse a opção de investir em um mercado no exterior, como por exemplo nos Estados Unidos (EUA), teria de pegar seus Reais e transforma-los em dólares recebendo $1/E_t$ em moeda estrangeira. Esta quantia investida no mercado dos EUA renderá no final do período $(1/E_t).(1 + i_t^*)$ em dólares. O investidor deverá pegar esta quantia e vendê-la no mercado futuro à taxa F_t ⁵.

Percebe-se, que através desta operação no mercado futuro de câmbio, o risco cambial é removido. Em outras palavras, o investidor não corre o risco de que caso a taxa de câmbio altere-se durante o período em que o investimento estiver no exterior, isto venha a prejudicar seus rendimentos. Desta forma o seu investimento rende no final do período t , $(1 + i_t^*).(F_t/E_t)$, como observado no lado direito da equação 2.2, sendo efetuada portanto, uma operação coberta.⁶ De modo geral, os investidores que aplicam em fundos de curto prazo no exterior, usualmente operam através de depósitos cobertos (Salvatore, 2000).

Como investir no mercado doméstico não incorre em risco cambial, e sendo cobertos os depósitos no exterior, o investidor terá a seguinte escolha a fazer: receber $1 + i_t$ ao investir domesticamente, ou receber $(1 + i_t^*).(F_t/E_t)$ ao investir fora do país. Assim, ambos os retornos são equalizados via arbitragem, como observa condição da Paridade de Juros (Gibson, 1996). É importante destacar que caso as taxa de retorno sobre moeda estrangeira, for por alguma razão diferente da taxa de retorno sobre depósitos em moeda doméstica, dizemos que a PCJ não ocorre (Krugman e Obstfeld, 2001).

Torna-se útil destacar, o modo como o mecanismo de arbitragem funciona no caso de assumirmos que a equação 2.2 não é verdadeira:

$$(1 + i_t) < (1 + i_t^*).(F_t/E_t) \quad (2.2 b)$$

⁴ Este exemplo é adaptado de Gibson (1996) p.58 e 59.

⁵ A operação somente será realmente completada no final do período t , quando o contrato futuro for liquidado.

⁶ Além das operações no mercado de futuros, o risco cambial também pode ser removido através de operações nos mercados à termo (Swaps). Para mais detalhes ver Caves *et alli* (2001) ou Salvatore (2000).

Neste caso, a taxa de retorno sobre depósito no exterior, é maior que a taxa de retorno oferecida no mercado doméstico. Tomando novamente o mercado doméstico como sendo o Brasil, e o mercado externo como sendo os EUA⁷, têm-se a situação de que o investidor irá procurar colocar seus fundos nos EUA, comprando dólares no mercado à vista, elevando sua cotação (E_t). De forma simultânea venderá dólares no mercado futuro, fazendo com que F_t tenha sua cotação diminuída. Assim, a PCJ é restaurada através dos movimentos de capital que são induzidos pela possibilidade de ganhos de arbitragem, sendo novamente restabelecida a igualdade verificada na equação 2.2 (Gibson, 1996).

2.3 A Paridade Descoberta de Juros.

A diferença entre a PCJ e a PDJ, é que a primeira envolve a taxa de câmbio à vista no mercado futuro, enquanto a última envolve a taxa de câmbio à vista esperada no futuro (Krugman e Obstfeld, 2001). A PDJ funciona de forma equivalente a PCJ, diferenciando-se apenas no fato de que a PDJ está baseada na expectativa de variação cambial, e não tomando a taxa de câmbio como dada no mercado futuro de câmbio (Moosa e Bhatti⁸, 1997 *apud* Vieira, 1998).

Assim, a PDJ pode ser expressa da seguinte forma:

$$(1 + i_t) = (1/E_t) \cdot (1 + i_t^*) \cdot (E^e_{t+1}) \quad (2.5)$$

Onde:

i_t = taxa de juros nominal doméstica.

i_t^* = taxa de juros nominal estrangeira.

E_t = taxa de câmbio corrente (tempo t).

E^e_{t+1} = taxa de câmbio esperada em t + 1

⁷ Exemplo adaptado de Gibson (1996) p. 59.

⁸ Moosa, Imad A; Bhatti, Razzaque N. *Internacional Parity Conditions Theory, Econometric Testing and Empirical Evidence*. London, Macmillan, 1997.

Reorganizando:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \cdot (E^e_{t+1} / E_t) \quad (2.6)$$

Podemos ainda, reescrever a equação 2.6 como segue:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \cdot (1 + (E^e_{t+1} - E_t) / E_t) \quad (2.7)$$

A equação (2.7), fornece a relação entre a taxa nominal de juros interna, a taxa de juros nominal no exterior e a taxa esperada de variação da taxa de câmbio. Caso o produto entre a taxa de juros nominal externa e a expectativa de variação na taxa de câmbio apresente valores baixos das taxas de juros e expectativa de variação cambial (Blanchard, 2001), a PDJ pode ser expressa do seguinte modo:

$$i_t = i_t^* + (E^e_{t+1} - E_t) / E_t \quad (2.8)$$

É válido destacar que o termo $(E^e_{t+1} - E_t) / E_t$ é a taxa esperada de variação da taxa de câmbio, e que caso a expectativa seja de apreciação da moeda doméstica, este retorno terá o sinal negativo (Blanchard, 2001). O lado esquerdo da equação 2.8 representa o retorno de um depósito em moeda doméstica no mercado interno, por sua vez o lado direito da equação 2.8 representa o retorno esperado sobre um depósito em moeda estrangeira no mercado externo. Desta forma a PDJ nos diz que a taxa de juros doméstica i_t , deve ser igual ao somatório da taxa de juros externa i_t^* e a expectativa de variação da taxa de câmbio $(E^e_{t+1} - E_t) / E_t$ (Blanchard, 2001).

Espera-se que PDJ se sustente caso tenha-se “certeza” quanto à trajetória das taxas de câmbio, ou ainda caso os agentes sejam neutros ao risco, ou seja, não exijam um retorno maior por estarem assumindo o risco de câmbio (Gibson, 1996). Caso um investidor transfira seus recursos para o exterior com vistas a realizar um depósito em moeda estrangeira, deverá reconverter seus recursos em moeda estrangeira acrescido de juros em moeda doméstica no final

do período, assumindo o risco de mudanças na taxa de câmbio enquanto o investimento estiver no exterior. Por isto, estas operações são tratadas como operações de arbitragem descobertas (Salvatore, 2000).

Comparando-se a PDJ com a PCJ, conclui-se que ambas condições poderão ser verdadeiras de forma simultânea apenas quando a taxa de câmbio à vista no futuro, for igual à taxa à vista que os agentes esperam que irá ocorrer no futuro. Uma das principais diferenças entre as operações cobertas e descobertas, é o fato de que a primeira não envolve risco de câmbio, enquanto as operações descobertas acabam por incorrer neste tipo de risco (Krugman e Obstfeld, 2001).

Com base na equação 2.8, percebemos que caso a taxa de juros externa i_t^* seja maior que a taxa de juros doméstica i_t , esperamos que a taxa de câmbio no futuro se aprecie, para que a igualdade seja mantida (Gibson, 1996).

A relação de arbitragem existente na equação 2.8 sugere que ao menos que sejam esperadas grandes variações na taxa de câmbio (apreciações ou depreciações), a taxa de juros doméstica e a taxa de juros externa tendem a variar de forma conjunta⁹ (Blanchard, 2001).

No caso da PDJ, o investidor adquire um ativo estrangeiro que mostre aparentemente uma taxa de retorno elevada, porém esta taxa de retorno pode ser prejudicada, como vimos, por movimentos inesperados da taxa de câmbio. A PDJ se verificará, caso os investidores tratem os depósitos em moeda doméstica e estrangeira como substitutos perfeitos e o risco cambial não seja importante para os mesmos. Na ausência de barreiras à mobilidade internacional de capital, o risco cambial e a variação esperada da taxa de câmbio são dois fatores que costumam distanciar as taxas de juros doméstica da estrangeira. (Caves *et alli*, 2001).

Desta forma nem sempre um ambiente de maior liberdade sobre o movimento de capitais traduz-se em uma equalização entre as taxas de juros doméstica e externa, e sim a uma maior sensibilidade da taxa de juros doméstica a variações nas taxas de juros internacionais.

Assumimos anteriormente de que caso a taxa de juros doméstica seja maior que a taxa de juros externa, espera-se a taxa de câmbio se apreciará, para que o equilíbrio se verifique. Caso ocorra o inverso, a taxa doméstica seja maior, espera-se uma depreciação da taxa de câmbio.

⁹ Um caso extremo, seria a adoção de forma bilateral da utilização de um regime de câmbio fixo. Caso os agentes acreditassem neste compromisso, formariam expectativas de que a taxa de câmbio permaneceria constante, sendo a variação na taxa de câmbio esperada igual à zero. Isto implicaria, devido à condição de arbitragem, de que as taxas de juros dos dois países variassem de forma proporcional. Porém na maioria dos casos os compromissos não são absolutos desta forma (Blanchard, 2001).

Porém, se houver incerteza quanto a este comportamento da taxa de câmbio no futuro, ou se os agentes não forem neutros ao risco, teremos então algumas diferenças na PDJ, que irão refletir o prêmio de risco (Gibson, 1996), sendo a equação escrita do seguinte modo:

$$i_t = i_t^* + (E^e_{t+1} - E_t) / E_t + p \quad (2.9)$$

Onde:

P = Prêmio de Risco.

Cabe ainda destacar que, quando os títulos em moeda doméstica e estrangeira não são substitutos perfeitos, a condição observada na equação 2.8 não se mantém em geral. Para que o equilíbrio seja mantido requer-se que a taxa de juros nominal doméstica seja igual ao rendimento esperado em moeda doméstica, do somatório da taxa de juros nominal externa, da expectativa de variação cambial e ainda o prêmio de risco, que reflete os diferentes riscos¹⁰ associados a títulos domésticos e estrangeiros (Krugman e Obstfeld, 2001).

2.4 A Paridade Real de Juros.

As taxas de juros discutidas de forma conjunta à Condição de Paridade de Juros nos itens anteriores, eram taxas de juros nominais, que são taxas de rendimento que são medidas em termos monetários, como por exemplo, rendimentos em moeda doméstica sobre depósitos domésticos. As taxas de juros reais, são taxas de rendimento que são medidas em termos da produção de um país, ou seja, em termos reais. Esta informação passa a ter grande relevância,

¹⁰ Agências Públicas e Privadas (caso da Moody's, Standard and Poor's e Fitch), procedem de forma regular ao rating dos riscos soberanos, sendo classificados tanto o devedor como uma emissão específica. Risco-soberano é o risco de crédito associado a operações de crédito que são concedidos à estados soberanos, sendo um conceito mais restrito do que o Risco-país, refletindo a capacidade de pagamento de títulos públicos do governo central e também de títulos privados sob o aval do setor público. O Risco-país por sua vez é um risco mais abrangente, reportando-se para além do Risco-soberano, dizendo respeito a todos os ativos financeiros do país, lhes impondo uma carga compensatória de prêmio pelo retorno que os mesmos oferecem. O indicador de mercado mais difundido no que diz respeito a prêmios de risco sob títulos de economias emergentes é o EMBI + do J.P. Morgan. Para mais detalhes ver Canuto e Santos (2003).

pois os agentes tomam suas decisões de investimento, também levando em conta as taxas de inflação (Krugman e Obstfeld, 2001).

A PRJ implica que existe uma relação de equilíbrio entre as taxas reais de juros entre os países para ativos financeiros idênticos, desde que os mercados de bens, de capitais e de câmbio sejam eficientes. Para que esta hipótese seja derivada é preciso assumir que a Paridade de Poder de Compra Relativa (eficiência no mercado de bens e commodities) e a PDJ (eficiência no mercado de capitais doméstico e externo), sejam válidas de forma simultânea (Vieira, 1998).

2.4.1 A Lei do Preço Único

A idéia básica da PPC, foi apresentada por importantes economistas ingleses no século XIX, encontrando-se entre eles David Ricardo. Um destacado economista sueco do início do século XX, Gustav Cassel acabou por popularizar a teoria da PPC, utilizando-a como parte fundamental no que tange a teoria das taxas de câmbio (Krugman e Obstfeld, 2001).

A versão absoluta da Paridade de Poder de Compra (PPC), baseia-se na Lei do Preço Único, que é a seguinte (Gibson, 1996) :

$$P_i = E \cdot P_i^* \quad (2.10)$$

Onde:

P_i = Preço da mercadoria i no mercado doméstico.

E = Taxa de câmbio nominal.

P_i^* = Preço da mercadoria i no mercado externo.

Algumas hipóteses bastante fortes são assumidas para que a igualdade presente na equação 2.10 seja válida. Assume-se que não existe custo de transporte, assume-se que existe informação perfeita, que não existam barreiras ao comércio e que a mercadoria em questão é homogênea (Gibson, 1996).

Assumir estas hipóteses torna-se necessário devido à questão da arbitragem, caso P_i seja menor que $E \cdot P_i^*$, ou seja o preço doméstico da mercadoria i seja menor que o preço da mercadoria i no mercado externo, será mais lucrativo para quem faz arbitragem, comprar o bem no país doméstico e mandar para o exterior. Desta forma se elevará a demanda no país doméstico fazendo com que P_i se eleve e P_i^* caia. A taxa de câmbio irá alterar-se até que o equilíbrio seja restabelecido (Gibson, 1996).

2.4.2 A PPC Absoluta.

Os preços observados na equação 2.10 referem-se apenas a uma mercadoria¹¹. Caso construa-se um índice geral de preços nos dois países, onde cada mercadoria que compõe a cesta de bens em ambos os países, possuir um peso igual nos dois mercados, pode-se derivar a equação 2.11:

$$P = E \cdot P^* \quad (2.11)$$

A equação 2.11 descreve o que chamamos de PPC absoluta. O lado esquerdo da equação 2.11 representa o preço em moeda doméstica da cesta de bens doméstica. O lado direito, o preço em moeda doméstica de uma cesta de bens no exterior. Segundo Krugman e Obstfeld: “A PPC, portanto, indica que todos os níveis de preços dos países são iguais quando medidos na mesma moeda.” (2001- p. 405).

A PPC absoluta postula que as taxas de câmbio entre os países, são iguais a razão entre os níveis de preço interno e externo, como segue :

$$E = P / P^* \quad (2.12)$$

¹¹ Todos os bens devem ser comercializáveis.

2.4.3 A PPC Relativa.

A PPC relativa por sua vez, estabelece que a mudança percentual na taxa de câmbio entre duas moedas em qualquer período, é igual à diferença entre as variações percentuais dos níveis de preços verificados nestes países. A PPC relativa acaba por fornecer que as mudanças nas taxas de câmbio e nos níveis de preços ocorrem de modo a preservar a relação existente entre o poder de compra doméstico e externo (Krugman e Obstfeld, 2001).

Formalmente a PPC relativa pode ser descrita como:

$$(E_t - E_{t-1}) / E_{t-1} = \pi_t - \pi_t^* \quad (2.13)$$

Onde :

π_t = Inflação doméstica

π_t^* = Inflação estrangeira

O termo $(E_t - E_{t-1}) / E_{t-1}$ presente na equação 2.13 representa a variação percentual da taxa de câmbio. O termo π_t representa a taxa de inflação, $\pi_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$, isto é, a variação percentual ocorrida no nível de preços entre o período t e t-1. Assim o lado direito da equação 2.13 representa a diferença entre as taxas de inflação doméstica e externa.

Caso a PPC relativa se mantenha¹², os agentes passarão a esperar que ela se mantenha também no futuro, podendo então ser substituídas as taxas de variação da taxa de câmbio e de inflação que foram encontradas na equação 2.13, pelos valores que o mercado espera que irá realizar:

$$(E^e - E_t) / E_t = \pi^e - \pi^{e*} \quad (2.14)$$

¹² Existem vários problemas relacionados à racionalidade da teoria da PPC, tanto absoluta como relativa, bem como em relação à Lei do Preço Único, porém não cabe neste trabalho discuti-los. Para mais detalhes ver Krugman *et alii* (2001) e Gibson (1996).

2.4.4 Combinando a PPC Relativa com a PDJ.

Como salientado anteriormente, para que exista uma relação de equilíbrio entre as taxas reais de juros entre diferentes países, é necessário que os mercados de bens (PPC relativa) e de capitais (PDJ) sejam eficientes de forma simultânea.

Combinando-se agora a PPC relativa esperada (equação 2.14) com a PDJ (equação 2.8), temos a equação que vem a expressar a diferença entre as taxas de juros internacionais, como a diferença entre as taxas de inflação esperadas domésticas e externas (Krugman e Obstfeld, 2001).

$$i - i^* = \pi^e - \pi^{e*} \quad (2.15)$$

Desta forma, como previsto pela PPC relativa, a variação da taxa de câmbio, acaba por compensar a diferença que existe entre as taxas de inflação. Assim, a diferença entre as taxas de juros, deve ser igual à diferença entre as taxas de inflação esperadas (Krugman e Obstfeld, 2001).

A taxa de juros real esperada (r^e), é a taxa de juros nominal (i), menos a taxa de inflação esperada (π^e), sendo descrita como:

$$r^e = i - \pi^e \quad (2.16)$$

Então :

$$i - \pi^e = i^* - \pi^{e*} \quad (2.17)$$

Assim, quando a condição da PPC relativa e a condição da PDJ forem válidas de forma simultânea, espera-se que as taxas de juros reais entre dois países sejam iguais, como descrito a seguir:

$$r^e = r^{e*} \quad (2.18)$$

A respeito das três formas alternativas para a Condição da Paridade Internacional de Juros, Frankel (1992) propõe que os fluxos de capital igualam as taxas de juros reais entre os países. Com relação a PDJ, assume-se que os fluxos de capital igualam as taxas de juros nominais entre os países, não obstante a exposição ao risco cambial. Quanto a PCJ, os fluxos de capital igualam as taxas de juros nominais entre os países, desde que os títulos sejam cotados em uma moeda corrente comum.

De modo intuitivo, somente a existência do risco cambial sobre a moeda doméstica, difere a taxa de retorno sobre títulos domésticos, das taxas de retorno sobre títulos estrangeiros, conforme a PCJ. Desta forma a PCJ acaba fornecendo uma medida para avaliar-se o grau de integração entre mercados financeiros comercializáveis. A PDJ, por sua vez, diz que a variação esperada da taxa de câmbio é igual à diferença entre as taxas de retorno entre os países. A PRJ, nos diz que as taxas de juros reais, entre mercados financeiros que estão integrados, são iguais, implicando que tanto a PDJ, como a PPC, devem ser válidas de forma simultânea. Assim sendo, a PRJ requer equilíbrio, tanto no mercado de bens, como no mercado monetário, tornando-se um determinante mais forte que a PCJ e a PDJ (Seabra, 2002).

É preciso destacar o papel referente às Paridades de Juros no que se refere à mobilidade de capital e integração financeira. Neste sentido, a PCJ pode ser considerada uma medida de mobilidade de capitais apenas em um sentido mais estreito, pois pode ser aplicada apenas para movimentos de capitais de curto prazo. A PRJ seria um critério mais apropriado para a questão da mobilidade de capitais em um sentido mais geral, uma vez que a taxa de juros real mede a taxa de retorno real do capital. As Paridades de Juros costumam ser utilizadas como medidas de mobilidade para diferentes tipos de capital. Como a PCJ é utilizada como medida de mobilidade de capital no curto prazo, a PDJ é utilizada como medida de mobilidade no longo prazo (Moosa e Bhatti, 1997 *apud* Vieira, 1998).

Como o objetivo deste estudo é observar o grau de integração financeira entre a Argentina, Brasil e Chile com relação aos EUA, utilizando-se uma série de aproximadamente 8 anos, a PDJ pode ser uma medida mais apropriada.

CAPÍTULO 3

3.1 A RECENTE EVOLUÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO INTERNACIONAL.

O presente capítulo procura sintetizar a evolução do atual Sistema Financeiro Internacional, com o objetivo de situar o ambiente econômico que proporcionou o conjunto de transformações ocorridas ao longo das últimas décadas, principalmente após o fim do sistema de taxas de câmbio fixas estabelecido em Bretton Woods, que levou a uma intensificação dos fluxos internacionais de capitais e uma tendência de maior integração financeira entre os mercados de capitais em nível internacional.

Este fenômeno ocorreu de forma concomitante a um processo de liberalização e desregulamentação financeira nestes mercados, que por sua vez acabou por influenciar as taxas de retorno verificadas nos diferentes países. Com este propósito, na seção final deste capítulo, lançaremos mão de exemplos históricos dos efeitos da liberalização financeira sobre o diferencial de juros no mercado internacional de ativos.

3.1.1 O Sistema de Bretton Woods

Bretton Woods, foi uma conferência em que participaram 45 países em New Hampshire nos Estados Unidos (EUA) em julho de 1944, onde se desenhou o arranjo financeiro para o período do pós-guerra. Um dos seus principais objetivos era estabelecer um novo padrão financeiro em nível internacional que fosse capaz de evitar depressões, como a verificada nos anos 1930 e ainda prover prosperidade e crescimento econômico (Roberts, 2000). Com o final da guerra era necessário estabelecer uma nova ordem no Sistema Internacional, em face do caos estabelecido e do forte protecionismo que existia (Sant'ana,1997). Havia desconfiança quanto ao papel que desempenhara as finanças internacionais na ocorrência da Grande Depressão, e procurou-se então criar um ambiente de maior estabilidade nas taxas de câmbio (Roberts,2000).

As principais medidas acordadas na ocasião, compreenderam além da criação de mecanismos para lidar com os desequilíbrios externos dos países participantes, compreenderam também a criação de mecanismos que fossem capazes de efetuar a provisão da liquidez e financiamento para o desenvolvimento econômico, através da criação de um forte aparato institucional. Neste sentido foram criadas instituições como o Banco Mundial (BM) e o Fundo Monetário Internacional (FMI) e no âmbito do comércio mundial a solução encontrada foi o Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT), que veio a dar suporte às questões relativas a regulamentação do comércio em nível internacional (Gonçalves *et alli*,1998).

Era forte a lembrança dos eventos econômicos desastrosos do período entre guerras. Procurou-se então planejar um Sistema Monetário Internacional, que fosse capaz de levar as economias ao pleno emprego e à estabilidade de preços (Krugman e Obstfeld, 2001).

Além da criação deste aparato institucional estabeleceu-se em Bretton Woods, um sistema de taxas de câmbio fixas, atribuindo-se às demais moedas uma paridade central com relação ao dólar norte-americano que passou a ser conversível em ouro a uma taxa fixa, mantendo-se como base para as paridades das demais moedas. (Sant'ana,1997). Mesmo sendo fixas, as taxas de câmbio eram ajustáveis, podendo as moedas flutuar dentro de uma banda de até 1% para cima, ou para baixo da paridade central (Roberts, 2000).

3.1.2 O Colapso do Sistema

Nos anos de 1960 os EUA passaram a enfrentar um forte déficit em seu Balanço de Pagamentos (BP), causado principalmente pelas elevadas despesas decorrentes da guerra do Vietnã, também pelo envio de dólares para o financiamento da expansão das multinacionais no exterior e ainda pelos empréstimos externos (Roberts, 2000). Com a elevação no déficit externo, a saída de ouro dos EUA provocou redução no seu estoque, pois alguns países europeus utilizavam seus superávits em dólares para adquirir ouro. A partir de então elevou-se a desconfiança sobre o dólar como reserva de valor e surgiram dúvidas quanto a possibilidade e também desejo dos EUA manter a conversibilidade do dólar em ouro a uma taxa fixa (Sant'ana,1997).

Outro fator de grande importância para esta elevada desconfiança, foi o fato de que a partir dos anos 1960, os EUA passaram a financiar seus déficits públicos com emissão de moeda, gerando um excesso de liquidez internacional, alimentando o processo especulativo, levando a uma forte turbulência nos mercados (Sant'ana, 1997).

Em 1962, já preocupado com a forte deterioração em seu BP juntamente com outros 9 países, os EUA criou o Acordo Geral de Empréstimos (GAB) com vistas a dar suporte ao FMI através de fundos adicionais para dar sustentação ao dólar caso viesse a sofrer ataques especulativos. Em 1964, criou-se também nos EUA, o Imposto para Equalização dos Juros impondo restrições aos europeus para tomada de empréstimos nos mercados de capitais americanos, porém a saída de capitais continuou através de outros canais, levando a imposição de novos controles, limitando empréstimos ao exterior por parte dos bancos americanos e também investimentos externos feitos pelas empresas americanas (Roberts, 2000).

Este conjunto de controles impostos pelos EUA foi um dos principais estímulos ao crescimento dos Euromercados¹³ (principalmente Londres, Luxemburgo e Suíça). A reação das Empresas Multinacionais americanas aos controles impostos foi depositar seus fundos no exterior, nos Euromercados, e utilizando-se destes para satisfazer suas necessidades de financiamento. Aliado a isto, a norma estabelecida nos EUA que impunha teto às taxas de juros pagas sobre depósitos bancários, o chamado Regulamento Q, também foi um fator que impulsionou o mercado de euromoedas, pois nestes mercados as taxas de juros pagas eram maiores e quase não existiam regulamentações. Desta forma, os bancos americanos abriram filiais na Europa buscando atender seus clientes multinacionais, bem como arrecadar recursos junto aos mercados de euromoedas (Roberts, 2000).

No final da década de 1960, moedas como o franco francês e a libra esterlina sofreram forte desvalorização, lembrando aos mercados que as taxas de câmbio eram fixas, porém ajustáveis (Roberts, 2000). No final de 1967 o dólar sofreu uma forte onda especulativa, sendo a paridade mantida ao custo de grande perda de reservas internacionais por parte dos países que compunham o chamado “Pool do Ouro¹⁴” (Sant'ana, 1997).

¹³ Os euromercados (ou ainda mercado de euromoedas ou eurobônus), são mercados onde realizam-se depósitos e recebe-se empréstimos denominados em uma moeda fora de seu país de origem. Dentre as principais moedas utilizadas pelo mercado de euromoedas, encontram-se o dólar, a libra esterlina e iene japonês. Para uma visão mais detalhada ver Sant'ana (1997).

¹⁴ Faziam parte do chamado “Pool do Ouro”, países como os EUA, Grã-Bretanha, Suíça, Alemanha, Bélgica, Itália e Holanda (Sant'ana, 1997).

O déficit no BP dos EUA continuou a aumentar, tornando-se claro de que o dólar estava sobrevalorizado, sendo registrado em abril de 1971, déficit na balança comercial americana pela primeira vez no século XX. Elevou-se com isto a expectativa de desvalorização, sendo já o prenúncio do forte ataque especulativo ao dólar que levou ao abandono da conversibilidade em ouro em agosto de 1971 (Roberts, 2000).

De fato os dólares já não eram conversíveis desde 1968, e quando o Presidente Nixon dos EUA anunciou o fim da conversibilidade em 1971, o dólar passou a flutuar livremente nos mercados de câmbio internacionais, bem como as demais moedas. Assim, de fato e de direito o dólar não era mais conversível e as taxas de câmbio fixas não existiam mais, anunciando o fim do Sistema de Bretton Woods (Sant'ana, 1997).

Em busca de tentar salvar o sistema, em dezembro de 1971 elaborou-se um acordo que ficou conhecido como Acordo Smithsonian¹⁵, onde concordou-se em elevar-se o preço da onça do ouro e também alargar as bandas de flutuação que passaram a ser de 2,5% para cima ou para baixo da paridade central. Porém, o acordo não produziu os efeitos desejados e o BP americano continuou a enfrentar elevado déficit (Roberts, 2000). Entre 1972 e 1973 várias moedas passaram a desvalorizar-se, sendo o ouro novamente valorizado em março de 1973, e as moedas deixadas a flutuar livremente nos mercados (Sant'ana, 1997). Encerrava-se assim, de forma definitiva o Sistema de taxas de câmbio fixas de Bretton Woods.

3.2 Os Anos 1970 : Dos Choques do Petróleo à Crise da Dívida.

A partir do ano de 1973, o Sistema Financeiro Internacional passou a conviver com taxas de câmbio flutuantes, sujeitas tanto a acordos multilaterais, bem como intervenções por partes dos bancos centrais. Com a desvalorização do dólar, tanto aqueles que eram detentores de dólares, bem como aqueles que eram produtores de commodities que eram cotadas em dólares (como o petróleo), tiveram fortes perdas. Já no final de 1973 ocorreu uma forte reação da Organização dos Países Produtores de Petróleo (OPEP), que provocou a elevação nos preços do petróleo, exercendo um forte impacto sobre a economia internacional (Roberts, 2000).

¹⁵ O acordo recebeu este nome devido à reunião que definiu as novas medidas, ter sido realizada em Washington, no Smithsonian Institute.

Os países que eram mais dependentes de abastecimento externo de petróleo, tiveram de forma repentina a elevação das suas despesas com importação, agravando ainda mais a sua frágil posição (Carvalho e Silva, 2002). Desta forma, os aumentos do preço do petróleo provocaram superávits em grande parte dos países produtores de petróleo e déficits nos BP dos países importadores (Roberts, 2000).

Buscando fazer frente a esta situação, os países deficitários passaram a tomar crédito junto aos bancos comerciais, elevando sua dívida externa. Os recursos oriundos dos países exportadores de petróleo voltavam novamente aos bancos, que os reemprestavam aos países importadores, realimentando o ciclo (Carvalho e Silva, 2002). O início da chamada “reciclagem dos petrodólares” deu-se em meados do ano de 1974, ano em que o FMI constituiu uma linha de crédito específica, através da qual os recursos eram tomados junto aos países produtores de petróleo e eram emprestados aos países menos desenvolvidos (Roberts, 2000).

Este sistema teve relativo sucesso enquanto manteve-se elevada a liquidez internacional, porém, no final dos anos 1970, os EUA buscando conter o processo inflacionário adotou uma política monetária contracionista, com forte elevação nas taxas de juros, passando a atrair capitais estrangeiros, levando a uma forte redução da liquidez internacional (Carvalho e Silva, 2002). Esta elevação nas taxas de juros provocou uma grande recessão nos países menos desenvolvidos, tanto pela redução na demanda por parte dos países desenvolvidos, como pela explosão do serviço da dívida, dado o fato de que parte da dívida fora contratada com taxas flutuantes (Roberts, 2000). A crise da dívida do Terceiro Mundo foi detonada em 1982, quando o México anunciou que seria incapaz de honrar com seus compromissos (Carvalho e Silva, 2002).

3.3 O Processo de Liberalização e Desregulamentação Financeira no Âmbito do Sistema Financeiro Internacional.

Dentre os fenômenos econômicos mais importantes que ocorreram nas últimas décadas destacam-se o conjunto de transformações no Sistema Financeiro Internacional. Observa-se que os mercados financeiros têm se mostrado cada vez mais integrados e internacionalizados, além de que, em grande parte dos países, o tamanho destes mercados tem aumentado de forma

significativa, ocorrendo uma forte tendência de corrosão das barreiras entre atividades bancárias e demais atividades de intermediação (Gonçalves *et alli*, 1998).

O colapso do sistema de taxas de câmbio fixas de Bretton Woods, no início dos anos 1970, teve como principal consequência a elevação da volatilidade cambial, havendo ainda um aumento da instabilidade decorrente do primeiro choque do petróleo. A resposta encontrada por alguns países, foi a adoção de políticas monetárias expansionistas, que levaram a uma aceleração do processo inflacionário. Até o final dos anos 1970, ocorreram mais choques, onde se percebeu que as taxas de inflação estavam saindo do controle. Os países desenvolvidos, quase na sua totalidade, reagiram a isto adotando políticas monetárias contracionistas, com forte elevação na taxa de juros. A criação de um ambiente de forte incerteza em termos de aplicações nos mercados financeiros, somadas a instabilidades nas taxas de juros, de câmbio e nos níveis de preços acabaram por criar muitos riscos, tanto para tomadores como aplicadores de recursos (Carvalho *et alli*, 2000).

Iniciou-se desde então um processo de liberalização e desregulamentação das atividades financeiras, que passaram a ser um objetivo bastante perseguido por quase todos os países. Generalizou-se a percepção de que a imposição de controles era indesejável, além de ser ineficaz, dando base para um forte movimento de desregulação do sistema financeiro, sendo reduzidas às restrições as atividades financeiras domésticas e liberalizadas de forma substancial os fluxos internacionais de capitais e ainda a operação doméstica de instituições estrangeiras (Carvalho *et alli*, 2000).

A liberalização dos fluxos de capitais internacionais remonta a retirada das restrições referentes aos movimentos financeiros entre os países, sendo acompanhada por um processo de diminuição das restrições internas referentes às atividades financeiras, a chamada deregulamentação (Roberts, 2000). A desregulamentação é impulsionada entre outros fatores pela busca de uma maior integração dos fluxos de bens e serviços em nível internacional, não sendo a total eliminação das intervenções econômicas, mas a eliminação de medidas que tenham objetivos de defender espaços privilegiados a agentes econômicos nacionais contra outros agentes do mesmo país, ou ainda estrangeiros (Carvalho *et alli*, 2000).

Dentre os principais argumentos favoráveis a maior liberalização financeira, encontra-se a idéia de que isto poderá contribuir para uma elevação da eficiência alocativa internacional de recursos, através dos mecanismos de arbitragem, sendo os fluxos de capitais, reflexo das

expectativas quanto às taxas de retorno. Este movimento em princípio deverá possibilitar uma redução entre o diferencial da remuneração do capital (taxa de juros) entre os países (Gonçalves *et alli*, 1998).

Uma maneira de verificar a eficiência dos controles de capital exercido por um país é verificar o diferencial entre as taxas interna e externa de juros. Caso haja diferença entre as taxas de retorno (por exemplo, a taxa interna, maior que a externa), isto pode indicar que os controles estão impedindo a entrada de capitais. Caso as taxas de retorno internas acompanhem as taxas externas, há indícios de que os mercados financeiros se encontram mais abertos e de que os mecanismos de arbitragem os mantêm de forma alinhada, uma em relação às outras¹⁶ (Caves *et alli*, 2001).

O resultado da maior liberalização, foi o crescimento das atividades relacionadas ao setor financeiro, com grande elevação da liquidez e também do nível concorrencial entre as instituições (Gonçalves *et alli*, 1998).

A maior interação entre sistemas financeiros domésticos e internacionais, faz com que se eleve a importância do papel da credibilidade na questão do acesso e do custo do crédito. Caso políticas adotadas por determinado país sejam percebidas como inconsistentes, poderão causar efeitos de forma imediata sobre os custos de captação dos recursos, bem como em uma menor capacidade de determinação das variáveis macroeconômicas e demais políticas. Desta forma, a maior integração financeira poderá impor uma maior disciplina às autoridades fiscais e monetárias e contribuir para uma maior esforço no sentido de coordenação e também de supervisão destas políticas (Gonçalves *et alli*, 1998).

Ao longo das últimas décadas, tanto o volume, como a velocidade e o fluxo financeiro aumentaram de forma bastante considerável, superando aos volumes oriundos das atividades comerciais (Gonçalves *et alli*, 1998). Um fator que contribuiu para este processo, de forma concomitante à liberalização e desregulamentação das atividades financeiras, foi a evolução tecnológica, principalmente nas áreas de telecomunicações e computadores.

Elevou-se fortemente a velocidade dos fluxos de informações e finanças em nível internacional, ampliando as possibilidades de investimento e também negócios mundiais

¹⁶ Como visto na seção 2.3, a existência do prêmio de risco e da expectativa de variação cambial costumam afastar a taxa de juros doméstica da taxa de juros internacional, mesmo em um mercado que encontre-se bastante liberalizado financeiramente (Caves *et alli*, 2001). Neste caso, um indício de que o mercado financeiro encontra-se mais aberto é observar a sensibilidade da taxa de juros doméstica às variações na taxa de juros internacional.

(Roberts, 2000), proporcionando uma fantástica redução de custos, principalmente custos operacionais e de transação em escala global (Gonçalves *et alli*, 1998).

A alteração da forma que se efetuam as operações causadas pela inovação tecnológica, é um dos principais argumentos favoráveis à desregulamentação financeira. Além de perceber-se de que a imposição de regulações em excesso acabavam por limitar o aproveitamento de vantagens competitivas, passou-se também a se perceber que estas regulações passavam a ser inócuas, pois com o processo de inovação tecnológica, estas regulações passaram a ser consternadas, vindo a ser desvirtuados estes limites, dado a contínua criação de canais alternativos (Carvalho *et alli*, 2000).

A inovação¹⁷ pode ser resultado, além dos avanços tecnológicos mencionados anteriormente, também como resposta endógena, frente a problemas verificados no ambiente financeiro, como a incerteza gerada pela instabilidade cambial e de juros decorrente do colapso de Bretton Woods no início dos anos 1970. A incerteza acaba por gerar riscos para os investidores internacionais, passando-se então a criar-se novas alternativas de proteção quanto ao risco associado à estas variáveis (Caves *et alli*, 2001).

3.3.1 Histórico do Processo de Liberalização Financeira.

Após o abandono do sistema de taxas de câmbio fixas, no início dos anos 1970, os controles de capitais que haviam sido criados nos anos 1960 e início dos anos 1970, passaram a ser abolidos por vários países, pois não havia mais a necessidade da imposição destes controles, passando-se então a reduzi-los, ou a eliminá-los (Caves *et alli*, 2001). Na verdade, os controles de capitais que foram impostos nos anos 1960, com vistas a canalização de poupanças domésticas destinadas para o investimento interno, já vinham sendo desvirtuadas através da expansão dos euromercados ao longo da década (Roberts, 2000).

No início da década de 1970, os EUA eliminaram regulamentos que eram aplicados sobre corretores que atuavam na Bolsa de Valores de Wall Street. Isto impactou diretamente na

¹⁷ Dentre as principais inovações criadas nas últimas décadas encontra-se a Securitização, que nada mais é do que a transformação de obrigações financeiras geradas no passado através de um processo de oferta de crédito, em papéis que passam a ser colocados de forma direta no mercado. Para mais detalhes ver Carvalho *et alli* (2001).

elevação da concorrência entre instituições e o processo de desintermediação financeira, mas também impactou sobre a competitividade sobre operações efetuadas no mercado financeiro londrino (Gonçalves *et alli*, 1998).

Em torno de 1973, pressionados pelos mecanismos de mercado, que faziam com que os controles se tornassem ineficientes, outros países como o Canadá, Alemanha e Suíça, passaram a abolir suas restrições (Roberts, 2000).

O processo intensificou-se principalmente após a desvalorização do dólar em 1974, o que levou aos principais países industrializados, como os EUA, Alemanha, Reino Unido, Canadá, Holanda e Suíça em meados dos anos 1980 a abrir fortemente seus mercados para capitais externos.

No caso japonês, o processo iniciou-se em 1984, após o fechamento de um acordo com os EUA, permitindo o acesso em seu mercado financeiro a não-residentes para ativos japoneses denominados em ienes. Neste mesmo ano, o processo de internacionalização financeira recebeu um estímulo adicional, através de um tratamento fiscal mais favorável, que veio a ser adotado por diversos países. Os EUA, neste ano, eliminou impostos sobre os juros pagos a não-residentes, sendo posteriormente seguido por países como a França, Alemanha e Reino Unido, que acabaram por adotar medidas semelhantes (Gonçalves *et alli*, 1998).

No final dos anos 1980 e início dos anos 1990, países como a França e Itália (1990) e Espanha e Portugal (1992), acompanharam o movimento de liberalização financeira, e abandonaram seus controles sobre os movimentos de capitais (Roberts, 2000).

Na década de 1980, após a crise da dívida, a manutenção de controles sobre a saída de capitais era a norma no Brasil. Com a elevação do volume de capitais para o país no início da década de 1990, estes controles foram gradativamente suspensos (Cardoso *et alli*, 1998b).

A liberalização financeira no Brasil acelerou-se de forma significativa no final da década de 1980, quando o governo brasileiro adotou várias medidas que acabaram por revogar e eliminar proibições, e barreiras ao capital estrangeiro¹⁸ (Stuart *et alli*, 2001). Soma-se a estes fatores, a estabilidade econômica proporcionada pelo Plano Real, que fez com que o Brasil passasse a receber grandes volumes de capitais estrangeiros. Com o objetivo de beneficiar-se deste ambiente, com vistas a prover o financiamento para o desenvolvimento de longo prazo e também possibilitar o financiamento dos freqüentes déficits em Conta Corrente verificados a partir da

¹⁸ Para mais detalhes sobre tais medidas ver Stuart *et alli* (2001).

liberalização comercial em 1990, o governo brasileiro acabou por liberalizar seu sistema financeiro doméstico, e também ampliou a possibilidade de serem realizadas transações financeiras entre o Brasil e o exterior por parte dos residentes e não-residentes (Magalhães, 2000).

A primeira experiência de liberalização financeira do Sistema Financeiro Argentino (SFA), remonta o final da década de 1970. Em dezembro de 1978, através de várias medidas, tornaram-se de forma gradativa menos restrita a entrada de capitais estrangeiros para o país. Dentre os objetivos de tal política, ganha destaque a intenção de viabilizar um plano gradual de estabilização de preços, sendo importante que a entrada de capital externo fosse facilitada (Studart *et alli*, 2001).

Os resultados desta primeira experiência liberalizante dos fluxos de capitais foi uma grave crise bancária¹⁹ (1980 à 1982), levando à retração de suas atividades até o Plano de Conversibilidade em 1991, que veio a conquistar a estabilidade monetária (Studart *et alli*, 2001).

A segunda experiência de liberalização financeira na Argentina ocorreu entre 1989 e 1994, ainda mais radical que a de 1978. Em suma, neste período, todos os controles sobre operações domésticas e estrangeiras do SFA, que haviam sido instituídos durante o período de restrições externas e de elevada inflação, foram quase que completamente eliminados. Passou-se então a um sistema aberto ao capital estrangeiro, praticamente sem maiores restrições legais (Studart *et alli*, 2001).

Esta política de liberalização financeira, implementada no país até 1994, tinha por entre outros objetivos, ampliar as oportunidades de negócios no SFA, porém sem maiores preocupações com a fragilidade financeira que o país passaria a estar exposto. Assim, algumas medidas regulatórias (caráter de prudência), foram implementadas após a crise financeira que o país esteve submetido em 1995, em decorrência da crise mexicana desde fins de 1994 (Studart *et alli*, 2001). No início de 2002 (de caráter provisório), foram implementadas medidas que proibiam a remessa de recursos para o exterior (Mecon, 2002).

O Chile por sua vez, em linhas gerais era citado como exemplo de país que mantinha o uso efetivo de controles sobre o movimento de capitais. Já em meados dos anos 1990 o Chile

¹⁹ Diversos fatores associados ao cenário internacional e a política macroeconômica e financeira doméstica acabaram por contribuir para este resultado. Para mais detalhes ver Studart *et alli*, 2001)

havia introduzido um imposto para a entrada de capitais, e ainda havia estendido a base de tributação à totalidade dos empréstimos estrangeiros (Cardoso *et alli*, 1998a)

Controles seletivos buscavam desencorajar formas de crédito de curto prazo, que tinham entre outros objetivos, adiar a apreciação real da taxa de câmbio, ou ainda melhorar a conciliação entre financiamentos de longo prazo e de curto prazo (Cardoso *et alli*, 1998a) A captação de recursos externos eram taxadas com alíquotas decrescentes de acordo com o prazo de emissão em que eram contratados (Quadros, 1996).

Em 1995, o Chile impôs um período de quarentena, de no mínimo um ano para a entrada de capitais provenientes de não-residentes (Cardoso *et alli*, 1998a). Exigia-se que parcelas dos recursos fossem depositados sem nenhuma remuneração no Banco Central do país, sendo o recolhimento de 30%, e como dito anteriormente válido por um ano (Quadros, 1996). A chamada quarentena, foi utilizada pelo país até maio do ano 2000, quando foi então abolida (Freitas *et alli*, 2002).

Com o propósito de elevar o grau de integração financeira com o resto do mundo, além do fim da “quarentena”, foram adotadas outras medidas²⁰ com o objetivo de facilitar os fluxos de capitais, liberalizando-se tanto a entrada como a saída de capitais, processo de liberalização financeira que atingiu seu cume entre 2000 e 2001 (Massad, 2003).

3.4 Os Efeitos da Remoção dos Controles Sobre o Movimento de Capitais e o Diferencial de Juros

Como visto na seção 3.3 um modo de verificar a eficiência dos mecanismos que procuram controlar a entrada ou a saída de capitais, é observar o diferencial de juros entre a taxa interna, e a taxa externa. Viu-se que quando as taxas internas acompanham as taxas externas, isto pode significar que estes países possuem seus mercados de capitais mais abertos, mantendo-se as taxas alinhadas devido aos mecanismos de arbitragem, ou seja, toma-se empréstimos onde as taxas de juros são mais baixas e efetuam-se empréstimos onde elas encontram-se mais elevadas (Caves *et alli*, 2001).

²⁰ Para mais detalhes sobre tais medidas ver Massad (2003).

Cabe ainda lembrar que nem sempre mercados com maior liberalização financeira possuem um menor diferencial de juros, devido à existência do prêmio de risco e da expectativa de variação cambial (Caves *et alli*, 2001). Porém, em essência, a manutenção de controles sobre o movimento de capitais permitem ainda assim a ampliação do diferencial de juros mesmo na presença de prêmio de risco e expectativa de variação cambial (Cardoso *et alli*, 1998a).

Verifica-se a seguir, o resultado observado em alguns países que mantinham algum tipo de controle sobre a entrada de capitais (Alemanha e Japão), e que mantinham controle sobre a saída de capitais (Reino Unido e França) sobre o diferencial de juros interno e externo após a liberalização.

Os controles utilizados por países como a Alemanha no início da década de 1970 procuravam desestimular a aquisição de ativos domésticos por parte de residentes estrangeiros, desestimulando portanto a entrada de capitais. Dentre as medidas tomadas, o governo alemão proibiu o pagamento de juros sobre grandes depósitos bancários efetuados por não-residentes, também seriam cobradas taxas caso os bancos alemães procurassem efetuar empréstimos junto a não-residentes e ainda foram proibidos a não-residentes a compra de títulos alemães (Caves *et alli*, 2001).

Havia algumas razões para a existência destes controles. A primeira delas era o fato de o governo alemão procurar reduzir o fluxo de capitais para a Alemanha, pois este fluxo estava fazendo com que o dólar se valorizasse e o marco alemão se desvalorizasse. A segunda razão estava relacionada à possibilidade de perda do controle sobre a oferta monetária, pois o Banco Central alemão poderia não ser capaz de efetuar a esterilização de um grande volume de divisas, provocando claramente pressões inflacionárias. Estas razões passaram a ser eliminadas após o ano de 1973, não havendo mais a preocupação com a flutuação das taxas de câmbio, sendo os controles reduzidos em grande parte dos países após 1974 (Caves *et alli*, 2001).

A taxa de juros em marco cotada em Frankfurt, durante os anos de 1970 a 1974 superou a taxa de juros do euromarco (taxa de juros do marco fora de seu país de origem), sendo registrado um diferencial de 10% ao ano em 1973. Desde então o diferencial decaiu fortemente, principalmente após a liberalização efetuada pelo governo da Alemanha (Caves *et alli*, 2001).

Entre 1975 a 1979, o Japão também manteve controles sobre a entrada de capitais. Havia a preocupação do governo japonês em manter o iene como moeda forte, e assim como na Alemanha havia a preocupação de que com uma grande entrada de capitais. Caso a resposta

japonesa fosse a compra deste excesso de dólares, a elevação das reservas internacionais poderia causar pressões inflacionárias. Tanto a valorização do iene, como a elevação dos preços internos poderia reduzir a competitividade das exportações japonesas (Caves *et alli*, 2001).

Em 1979, o Ministério de Finanças japonês, eliminou a proibição de investimentos estrangeiros no país, pois estavam naquela ocasião mais confiantes na capacidade do setor exportador em termos de competitividade no mercado mundial, e não se necessitando portanto, de manter o iene desvalorizado para ganhar tal competitividade (Caves *et alli*, 2001).

A liberalização ocorrida após 1979, provocou efeitos visíveis sobre o diferencial de juros. A diferença entre a taxa de juros de três meses em Tóquio (taxa Gensaki), mostrou-se em média 1,8% maior que a taxa de juros média do euroiene, cotada em Londres durante o período de 1975 à 1979, mostrando que os mecanismos que buscavam controlar a entrada de capitais estavam mostrando-se ser eficientes. Quando do acordo entre o Tesouro dos EUA e o Ministério das Finanças japonês em 1984, que teve como consequência a liberalização à entrada de capitais no Japão, o diferencial de juros tem se mantido praticamente igual à zero, graças também aos mecanismos de arbitragem (Caves *et alli*, 2001).

Os controles que buscam evitar a saída de capitais são muito mais utilizados do que os controles que buscam desestimular a entrada. O problema geralmente gira em torno de déficits no BP, ou ainda com a depreciação da moeda doméstica (Caves *et alli*, 2001).

Até 1979, o Reino Unido manteve este tipo de controle, apesar de o maior Euromercado do mundo estar localizado na capital inglesa (Londres), pois haviam restrições que obrigavam os bancos britânicos a separar suas contas internas de suas contas externas. Os controles que impediam a saída de capitais mostraram ser eficientes. O diferencial de juros entre a taxa da eurolibra de 3 meses e a taxa de juros interbancária do Reino Unido mostrou-se em média de 1,4 % ao ano. Mesmo que os ativos denominados em eurolibras mostrassem possuir uma maior taxa de retorno e estarem tão próximos, os controles impediam que os residentes britânicos pudessem adquiri-las. Em 1979, com a liberalização, o diferencial reduziu-se para 0,3% ao ano, mostrando tendência a zero a partir da remoção destes controles (Caves *et alli*, 2001).

Como salientado na seção 3.3.1, em meados dos anos 1980, boa parte dos países mais industrializados, já mantinham seus mercados de capitais essencialmente abertos. O diferencial

das taxas de juros destes países com relação aos euromercados manteve-se em torno de 0,2% ao longo da década (Caves *et alli*, 2001).

Nos anos 1980 um dos principais países industrializados que ainda mantinham restrições sobre a saída de capitais era a França. Membro do Sistema Monetário Europeu (SME), os franceses viam-se periodicamente ameaçados pela saída de capitais, tornando-se difícil honrar com seus compromissos ao manter sua taxa de câmbio dentro de uma margem de flutuação de mais ou menos 2,25% para cima ou para baixo da paridade central. Uma maneira de manter os capitais internamente, seria elevar a taxa de juros interna em um patamar superior às taxas externas, mas esta possibilidade não existiria caso as taxas internas se mantivessem ligadas às taxas estrangeiras. Assim a França precisou manter restrições sobre a saída de capitais (Caves *et alli*, 2001).

Nos anos 1980 o diferencial de juros entre as taxas do eurofranco para três meses cotadas em Londres e a taxa de juros doméstica cotada em Paris, manteve-se mais alto e mais instável do que na maior parte dos países industrializados (Caves *et alli*, 2001).

Os controles adotados pelo governo francês impediam que os residentes franceses efetuassem depósitos nos bancos estrangeiros, apesar das taxas nestes bancos mostrarem-se mais elevadas que as taxas domésticas. Os maiores diferenciais observados foram durante o período de 1981 à 1983, reflexo de pressões especulativas contra o franco francês. A partir da flexibilização dos controles, o diferencial de juros começou a reduzir-se, pois os residentes franceses passaram a efetuar seus depósitos em bancos estrangeiros, o que pressionou os bancos franceses a oferecerem maiores retornos, elevando as taxas de juros pagas sobre os depósitos efetuados domesticamente (Kenen, 1998).

CAPÍTULO 4

4.1 EVOLUÇÃO DAS TAXAS DE JUROS E SEUS PRINCIPAIS DETERMINANTES E TESTE DE COINTEGRAÇÃO.

O presente capítulo procura avaliar a evolução da taxa de juros dos países em estudo, bem como seus principais determinantes. Pretende-se também avaliar de modo preliminar, o comportamento das taxas de juros domésticas com relação à taxa de juros dos EUA ao longo do período de janeiro de 1996 a setembro de 2004.

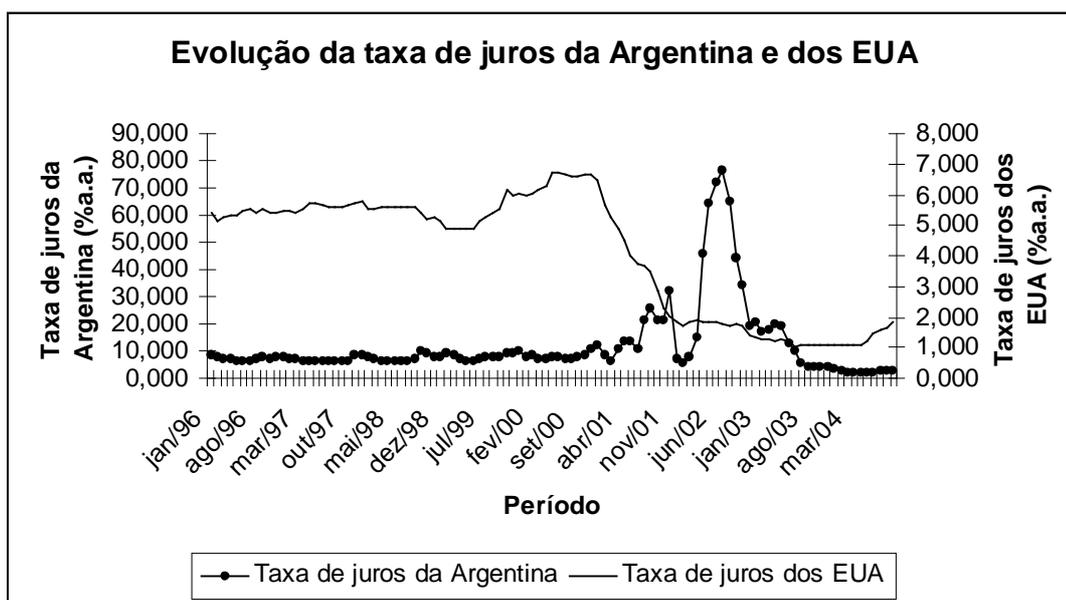
Procura-se também, com a análise empírica, avaliar a possibilidade de integração financeira dos mercados domésticos da Argentina, Brasil e Chile com relação aos EUA, com base na PDJ. Isto será realizado através de uma análise econométrica, procurando-se verificar uma tendência comum de longo prazo entre as variáveis propostas no modelo, através do método de cointegração.

4.1.1 Evolução da taxa de juros da Argentina.

O comportamento da taxa de juros na Argentina apresentou a princípio movimentos distintos no período que vai de 1996 a fins de 2001 e, a partir de então até setembro de 2004. Desde o estabelecimento em abril de 1991 do regime de conversibilidade que adotou o regime de câmbio fixo conhecido como *currency board*, o Sistema Financeiro Argentino (SFA) logrou êxito em superar episódios de choque como a crise financeira que atingiu o país em 1995 que ficou conhecida como “efeito tequila”. Superou com êxito também a crise do sudeste asiático em 1997, o *default* da dívida russa em 1998, a desvalorização do Real em janeiro de 1999 e conseguiu ainda mesmo que de maneira temporária superar o impacto da crise política no final do ano 2000 (Ministério da Economia y Producción da Argentina - Mecon, 2001). Isto pode ser observado na figura 1, onde percebe-se que a taxa de juros da Argentina praticamente não foi afetada pelas crises citadas acima. A partir de meados de 2001, passou a mostrar maior volatilidade, passando a elevar-se fortemente no final do ano.

A partir da eclosão da crise financeira ao longo de 2001 o SFA não teve a mesma capacidade de superação, o que acabou por derrubar o regime de conversibilidade em janeiro de 2002, onde então o peso argentino passou a flutuar no mercado de câmbio (Mecon, 2001).

Figura 1: Evolução da taxa de juros da Argentina e da taxa de juros dos EUA – Janeiro de 1996 a setembro de 2004.



Fonte: International Financial Statistics

Como salientado no capítulo 3, algumas medidas foram tomadas pelo Banco Central da Argentina (BCRA) em 1995 com vistas a reduzir a fragilidade financeira na qual o sistema estava exposto após as medidas liberalizantes adotadas entre 1989 e 1994. Tais medidas mais conservadoras, foram impulsionadas por conta do episódio da desvalorização mexicana em fins de 1994. Os vários choques que o sistema enfrentou entre 1996 e 1999, permitiram comprovar que estas medidas contribuíram fundamentalmente para o fortalecimento do SFA.

Ao final do ano 2000, a taxa de juros argentina passou a apresentar maior volatilidade, passando a elevar-se no último trimestre deste ano. Esta elevação deveu-se ao aumento da desconfiança detonada pelo início da crise política que envolveu a renúncia do vice-presidente do país e desencadeou o aumento da incerteza sobre a sustentabilidade do plano econômico. A elevação das expectativas de estagnação do PIB e o não-cumprimento da meta de déficit fiscal, acabaram por gerar dúvidas sobre a possibilidade de conseguir-se o financiamento necessário, já que houve a elevação do risco de cessação dos pagamentos da Dívida Pública argentina em 2001

(*default*). Com base nestes acontecimentos, o Risco-país elevou-se significativamente, elevando consigo o patamar de juros argentino no último trimestre de 2000 (Mecon, 2000).

Conforme Mecon (2001), ao longo do ano, fatores políticos e macroeconômicos geraram uma crescente incerteza sobre a evolução da economia argentina. No final do ano, a difícil situação política resultante das eleições de outubro, o aprofundamento da recessão e a própria dinâmica da dívida pública, afetaram decisivamente a confiança no plano de conversibilidade, fatores que acabaram por desencadear uma profunda crise financeira no país.

A partir de então, ocorreu uma acelerada queda nos depósitos bancários, acompanhada por um sério problema de liquidez dos bancos e uma diminuição das reservas internacionais. O SFA pôde enfrentar esta situação até o mês de novembro, com o cancelamento de empréstimos, liquidação de encaixes e ainda através da assistência do Banco Central. Porém o SFA continuou a registrar queda nos depósitos em pesos devido a perda de confiança dos agentes econômicos, impossível de ser enfrentada. Este período pode ser observado na figura 1, onde entre os meses de julho e novembro, a taxa de juros manteve-se em um patamar superior aos meses que antecederam a crise.

Ainda conforme Mecon (2001), devido à insuficiência de fundos para a restituição dos depósitos, a autoridade econômica impôs um conjunto de restrições transitórias para saques no sistema bancário e para transferências ao exterior. Porém, tais medidas não foram capazes de modificar as expectativas dos agentes econômicos, e apenas dificultaram a condição do sistema bancário de deter a queda nos depósitos.

Desta forma, no ano de 2001, as taxas de juros acabaram por acompanhar basicamente as expectativas sobre a evolução da economia argentina, os problemas de liquidez e o elevado grau de incerteza, sofrendo uma significativa elevação a partir de julho.

Em 2002, a atividade monetária e bancária começou marcada pelo fim do regime de conversibilidade e ainda o aprofundamento das restrições financeiras decorrentes da reprogramação dos depósitos que haviam sido congelados no final de 2001 (*curralito*). Ao longo de 2002, as taxas evoluíram segundo o comportamento dos depósitos e ainda em função da taxa esperada de inflação (Mecon, 2002). A taxa de juros elevou-se fortemente até o mês de julho, onde a encontrou seu maior patamar, devido entre outros fatores, a necessidade de tornar os depósitos em pesos mais atrativos, por conta do objetivo de reter mais depósitos no SFA (Mecon, 2002). Este acontecimento corresponde a grande alteração no comportamento da taxa de

juros observado ao longo do período em análise, sendo visível conforme a figura 1 o “pico” alcançado no mês de julho de 2002.

A partir de 2003, o panorama tornou-se mais favorável na maioria das variáveis macroeconômicas, fator que acabou por consolidar um processo de maior estabilidade econômica e financeira. A elevação da confiança na moeda doméstica e a revisão das expectativas apontando para uma baixa inflação, somada ainda a recuperação da atividade econômica, acabaram dando margem para que a taxa de juros passasse a apresentar tendência de queda desde agosto de 2002 (Mecon, 2003). O processo de redução na taxa de juros, continuou nos primeiros meses de 2004, reflexo em parte da maior liquidez do SFA (Mecon, 2003), conforme claramente observado na figura 1. Após a forte tendência de elevação de patamar ao longo do primeiro semestre de 2002, a taxa de juros foi reduzida em praticamente todos os meses até o final do período em estudo.

Com relação à taxa de juros dos EUA, a taxa de juros da Argentina mostrou um diferencial relativamente pequeno até fins do ano 2000. Mostrou-se um pouco maior, e de maneira transitória apenas nos momentos de maior tensão, como no último trimestre de 1997 (crise do sudeste asiático), e entre agosto de 1998 (crise russa) e janeiro de 1999 (desvalorização do Real), porém manteve-se relativamente estável até então.

Com o início da crise política no final do ano 2000, o patamar de juros da Argentina começou a elevar-se de maneira considerável até agosto de 2002 (neste mês o diferencial de juros chegou a mais de 60 pontos percentuais), em contraponto a uma processo inverso da taxa de juros dos EUA, que passou a apresentar desde o início de 2001 uma trajetória de queda.

Como dito anteriormente, o panorama da economia argentina tornou-se mais favorável a partir de 2003, sendo a taxa de juros reduzida desde então, chegando ao final do período de análise a possuir um diferencial de juros com relação aos EUA bastante reduzido.

4.1.2 Evolução da taxa de juros do Brasil.

Percebeu-se com base na análise da evolução da taxa de juros brasileira, que a mesma mostrou-se muito mais sensível aos choques externos decorrentes da crise do sudeste asiático em 1997, e à crise russa em 1998, do que a taxa de juros argentina. Após forte ataque especulativo o regime de cambio fixo foi abandonado, em janeiro de 1999 e a política monetária passou a

princípio a ser caracterizada pela reformulação das regras operacionais relativas a determinação da taxa de juros, que passou então a ser compatibilizada a um regime de taxas de câmbio flutuantes e ainda ao estabelecimento do regime de metas de inflação (Bacen, 1998).

A política monetária brasileira, no início do período em análise (1996), foi conduzida no sentido de obter condições para retomada do crescimento econômico através de uma política de redução gradual da taxa de juros, porém sem ameaçar a estabilidade monetária (Bacen, 1996). No ano seguinte (1997), a política monetária procurou preservar a consistência macroeconômica do programa de estabilização frente às incertezas geradas no cenário internacional. A eclosão da crise do sudeste asiático no último trimestre de 1997 fez com que se elevasse a demanda por dólares (Bacen, 1997), gerando maiores incertezas quanto a sustentabilidade da política cambial vigente. O aumento do risco percebido pelos investidores internacionais, gerou uma grande turbulência no mercado financeiro nacional, levando aos gestores de política monetária a elevar fortemente a taxa de juros (Ipea, 1998).

Isto posto, a tendência, como observado na Figura 2, foi de queda ao longo dos dois primeiros anos do período de análise, até o último trimestre de 1997, onde percebe-se que a taxa de juros sofreu uma forte elevação.

No ano seguinte, foi adotada uma política de redução gradual da taxa de juros, política que manteve-se até meados de setembro de 1998. Com o agravamento da crise russa (outubro de 1998), a taxa de juros brasileira foi fortemente elevada (Bacen, 1998), subordinada a forte pressão externa decorrente da forte mudança ocorrida no mercado financeiro internacional. Após fechar um acordo com o FMI, em meados do mês de outubro, as taxas voltaram a reduzir-se até o final do ano (Ipea, 1999a).

Entre janeiro e abril de 1999, a taxa de juros sofreu forte elevação, com vistas a elevar o custo de oportunidade do mercado para tomar posições em moeda estrangeira, e ainda contribuir para redução da volatilidade da taxa de câmbio. Esta medida acabou por contribuir para a reversão das expectativas a respeito da trajetória ascendente da taxa de inflação (Bacen, 1999).

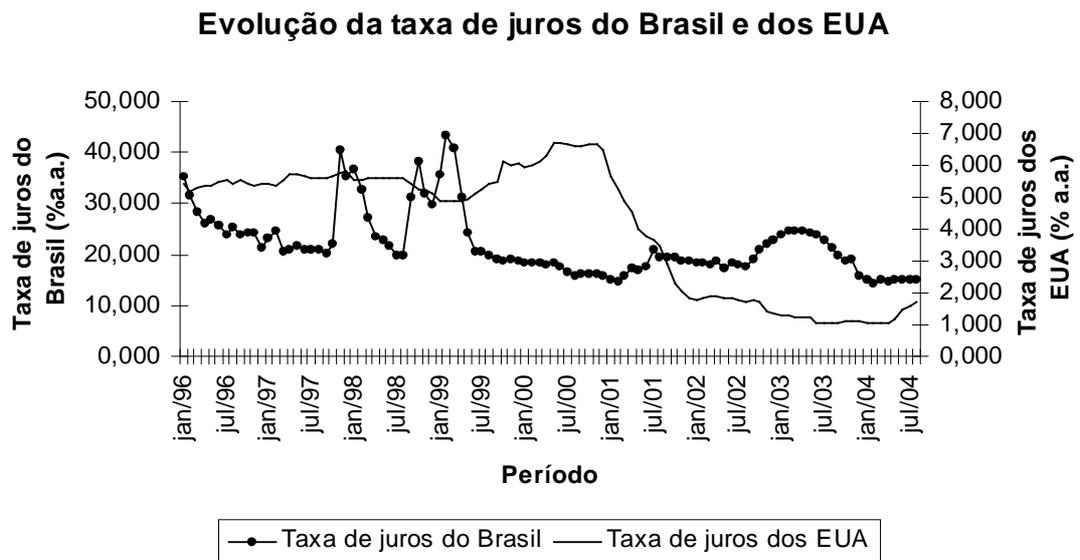
Este ambiente de instabilidade, verificado entre setembro de 1998 e janeiro de 1999, configurou os dois maiores sobre-saltos observados na taxa de juros brasileira após a crise do sudeste asiático em 1997, como pode ser visualizado na figura 2.

A evolução favorável dos principais indicadores macroeconômicos e, principalmente a reversão do processo de depreciação cambial e ao bom comportamento dos preços (Bacen, 1999),

somou-se a consolidação relativamente suave do regime de câmbio flutuante. Estes acontecimentos acabaram por abrir a possibilidade para uma redução agressiva da taxa de juros, após a forte elevação durante o momento de transição (Ipea, 1999b). A partir de então, até meados do ano de 2001, a tendência foi de queda da taxa de juros, voltando a elevar-se apenas no segundo trimestre deste ano, conforme observado na figura 2.

No segundo semestre de 1999, a autoridade monetária adotou um ritmo mais lento quanto a diminuição da taxa de juros. Procurou desta forma evitar incertezas relacionadas a instabilidades conjunturais e de indefinições quanto ao cenário internacional, que pudessem vir a comprometer o regime de metas de inflação (Bacen, 1999).

Figura 2: Evolução da taxa de juros do Brasil e dos EUA - Janeiro de 1996 a setembro de 2004.



Fonte: International Financial Statistics

Conforme Bacen (2000), no ano 2000 a política monetária continuou condicionada pelas incertezas no mercado externo (como a elevação do preço internacional do petróleo, as indefinições quanto a política de juros dos EUA e os sinais de dificuldades da economia argentina), que poderiam refletir na avaliação de Risco-soberano, menos favoráveis para o país.

Apesar deste contexto, a taxa de juros continuou a reduzir-se, embora tenha enfrentado maior rigidez nos momento de maior incerteza. Este comportamento também foi condicionado

em parte, pelos sucessivos elementos de pressão sobre o nível de preços, como a elevação das tarifas públicas, telefonia, combustíveis e ainda pressões sobre a taxa de câmbio (Ipea, 2000).

Em meados do ano 2001, as expectativas acerca da economia brasileira, demonstraram-se bastante favoráveis, reflexo em parte da própria trajetória dos fundamentos macroeconômicos internos do país e ainda decorrente da baixa volatilidade no cenário internacional.

Entretanto a partir de março, promoveu-se elevações graduais na taxa de juros, devido principalmente a alta volatilidade no mercado futuro de juros e de câmbio. Tornou-se desde então, de forma prioritária a adequação do crescimento da demanda agregada, a existência de choques transitórios de oferta, representados pelas restrições ao fornecimento de energia elétrica e da depreciação cambial. Estes fatores poderiam representar portanto, riscos de repasse ao nível de preços ao consumidor. Apesar das adversidades, tanto externas quanto internas, manteve-se crível o regime de metas de inflação, com respaldo pela evolução favorável dos fundamentos econômicos do país (Bacen, 2001).

Conforme Ipea (2001) no mês de outubro de 2001, tanto o Risco-país, como a taxa de câmbio e a taxa de juros, alcançaram seus maiores patamares no ano. A política monetária mais apertada neste último trimestre do ano, foi resultado de um cenário externo desfavorável já desde meados de março. Porém, o quadro deteriorou-se por conta dos ataques terroristas de 11 de setembro e ainda pelo efeito da crise política e financeira da Argentina. Estes fatores levaram a um forte movimento de depreciação cambial em setembro e outubro principalmente, elevando o risco de repasse do câmbio para os preços, o que acabou por ser determinante para a atuação do Banco Central no período.

Segundo Bacen (2002), no ano eleitoral de 2002, a taxa de juros esteve condicionada ao cumprimento da meta para inflação. A trajetória ascendente do câmbio a partir de abril elevou a pressão de repasse aos preços internos, somado ainda a nova elevação dos preços do petróleo. A partir de então a política monetária tornou-se mais conservadora devido também a incertezas quanto a futura política econômica interna no período pré-eleitoral e a maior aversão ao risco por parte dos investidores internacionais. Estes fatores que conjuntamente induziram a uma excessiva volatilidade no mercado de câmbio e a escassez de oferta de recursos externos, influenciados principalmente por movimentos especulativos.

No último trimestre de 2002, as incertezas associadas a condução de política econômica a partir do próximo governo acabaram por afetar o Risco-país e a trajetória da taxa de câmbio,

com elevação da volatilidade no mercado financeiro. Em resposta as pressões decorrentes da depreciação cambial, e com o objetivo de buscar a convergência futura da trajetória dos índices de preços ao regime de metas de inflação, o Banco Central elevou fortemente a taxa de juros no último trimestre do ano, tendência percebida na figura 2, processo que reverteu-se a partir do segundo semestre do ano seguinte.

Este patamar de juros mais elevado, no início de 2003, decorreu, em parte do choque de oferta ocorrido em 2002, delineado pela redução do crédito externo com excessiva volatilidade no mercado cambial e o repasse aos preços internos, acabando por elevar as expectativas inflacionárias. Com vistas a manutenção do compromisso com relação ao regime de metas de inflação, o Banco Central acabou utilizando-se como seu principal instrumento de política monetária a taxa de juros, de modo a reverter o processo inflacionário (Bacen, 2003).

Desde junho de 2003, a meados de 2004, a taxa de juros apresentou tendência de queda, decorrente da gradual consolidação das evidências de que a inflação estava convergindo para as metas estabelecidas (Ipea, 2003a), e ainda facilitada pela inexistência de pressões significativas na taxa de câmbio e também pela melhora no Risco-país (Ipea, 2003b).

Esta trajetória de queda interrompeu-se a partir de janeiro de 2004, em face da ameaça de não cumprimento das metas para a inflação (Ipea, 2004) e apesar dos bons resultados nos preços no segundo trimestre, a taxa de juros permaneceu praticamente estável até agosto.

O balanço dos principais determinantes da taxa de juros no Brasil entre janeiro de 1996 e setembro de 2004, parece a princípio, estar relacionados ao regime de câmbio utilizado, e a adoção do regime de metas de inflação a partir de 1999. Até janeiro deste ano, quando o regime cambial era fixo, a taxa de juros mostrou-se bastante sensível a choques externos, sendo utilizada como variável de ajuste, onde em momentos de maior tensão foi fortemente elevada.

A partir da adoção do regime de câmbio flutuante e do regime de metas de inflação em 1999, a taxa de juros não passou a ser afetada diretamente pelos choques externos, e nos momentos de maior instabilidade e incerteza a taxa de câmbio mostrou-se mais sensível.

A preocupação com o não cumprimento com o regime de metas de inflação, dado em parte pelo risco de repasse do câmbio aos preços, parece ter sido a princípio determinante para o comportamento da taxa de juros desde 1999.

Ao contrário da Argentina que manteve um diferencial de juros relativamente pequeno, ao menos até o período em que acometeu sobre o país a grave crise financeira e política, a taxa de juros brasileira mostrou um grande diferencial com relação a taxa de juros dos EUA.

Observa-se que, a princípio a pesar que de maneira pontual a taxa de juros brasileira não mostrou-se aparentemente muito sensível as variações na taxa de juros dos EUA, ambas a princípio apresentam uma linha de tendência de queda semelhante ao longo do período em análise.

4.1.3 Evolução da taxa de juros do Chile

Segundo Massad (2003) a economia chilena desde a metade dos anos 1990, logrou êxito no combate a inflação, que em 1995 chegou a casa de um dígito. Em seguida manteve-se em níveis comparáveis aos países industrializados, reduzindo significativamente sua volatilidade, resultado direto da política monetária no período, que utilizou como seu principal instrumento a taxa de juros.

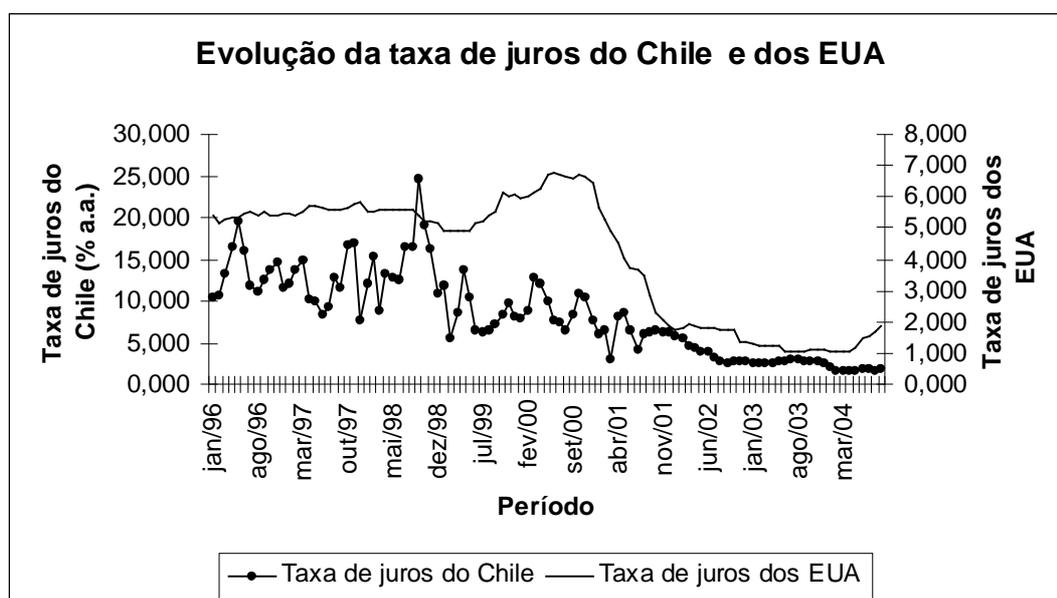
Para possuir maior autonomia de política monetária em um regime de câmbio fixo, o país impôs restrições aos movimentos de capital, que permitiram ao Chile manter taxas de juros domésticas em um nível superior as estrangeiras, sem que isto pudesse afetar o regime cambial, principalmente em um regime de política restritiva. Até meados de 2000 a taxa de juros do país, manteve-se em um patamar superior a taxa de juros dos EUA, como pode ser percebido nos dados constantes no anexo I. e através da observação da figura 3.

Como salientado no capítulo anterior, entre 2000 e 2001 houve um processo de liberalização da conta de capitais chilena, onde pode-se perceber com base na figura 3 que o comportamento da taxa de juros doméstica com relação a taxa de juros dos EUA foi distinto nos dois períodos, antes e depois do processo de liberalização financeira. Até meados de 2001 a taxa de juros chilena apresentou um comportamento bastante volátil, com grandes elevações durante a crise russa e da desvalorização do Real brasileiro no final de 1998 e início de 1999 respectivamente.

A partir que do momento em que teve início no processo da liberalização da conta de capitais, a taxa de juros do Chile parece demonstrar uma maior sensibilidade às variações na taxa

de juros dos EUA. O dado mais interessante, é que a partir da remoção das restrições aos movimentos de capitais, a taxa de juros do Chile desde junho de 2000 passou a mover-se em direção à taxa de juros dos EUA, principalmente após o ano de 2002, sendo a diferença entre as duas taxas, pouco significativa a partir do segundo semestre de 2004.

Figura 03 : Evolução da taxa de juros do Chile e dos EUA - Janeiro de 1996 a setembro de 2004



Fonte : International Financial Statistics

Conforme Massad (2003) em linhas gerais a política monetária do Chile esteve durante o período fortemente relacionada à manutenção da inflação dentro de sua meta, diminuindo assim os efeitos do ciclo econômico sobre o índice de preços.

Ainda segundo Massad (2003) a partir de setembro de 1999, o país abandonou o regime de câmbio fixo, uma medida tomada após a consolidação do regime de metas de inflação (entre 2% e 4%), assegurando as condições necessárias para o enfrentamento dos choques externos .

Ao longo do primeiro semestre de 2000, por duas oportunidades a taxa de juros elevou-se com a finalidade de evitar pressões de custo vinculadas a elevação dos preços internacionais do petróleo, e pelo aumento da volatilidade financeira internacional e ainda como reflexo do maior nível alcançado pela taxa internacional de juros (Chile, 2000).

No segundo semestre do ano com a queda dos riscos de inflação, a taxa de juros passa a ser reduzida com a finalidade de manter a evolução da demanda interna adequada as metas de inflação (Chile, 2000), política que se seguiu ao longo do primeiro semestre de 2001 (Chile, 2001).

Contudo até meados do ano seguinte (2002), a taxa de juros mostrou-se bastante sensível ao contexto internacional desfavorável, por conta dos ataques terroristas de 11 de setembro e da crise financeira e política da Argentina, que diminuiu a confiança dos investidores internacionais.

Ao longo de 2002, as perspectivas quanto a economia mundial e sócios comerciais do Chile sofreram forte deterioração. Este cenário contribuiu para redução das perspectivas de crescimento interno no futuro. De forma coerente com um reduzido impulso inflacionário o Banco Central do Chile promoveu uma redução gradual da taxa de juros, procurando manter um impulso a demanda interna e ainda aliviar a carga financeira das empresas e consumidores, em um período que caracterizou-se por um baixo crescimento e desemprego elevado (Chile, 2002).

Após uma leve mudança de patamar em 2003, a taxa de juros permaneceu mais ou menos estável ao longo do ano, reduzindo seu patamar no início de 2004, e permanecendo estável desde então.

4.2 Análise Empírica

4.2.1 Descrição dos dados

O período a ser utilizado para este estudo corresponde a janeiro de 1996 a setembro de 2004, último mês que possui dados disponíveis para todas as séries. Os dados incluem as taxas de juros nominais, e as taxas de câmbio entre os países com relação aos EUA.

Os dados foram obtidos junto ao *International Financial Statistics* (IFS) do Fundo Monetário Internacional, sendo escolhida como taxa de juros nominal para a Argentina, Brasil e Chile a taxa de juros denominada conforme o IFS de *Deposit rate* (taxas de depósito) e para os EUA a taxa de juros denominada *Certificates of Deposit rate*. As taxas de juros possuem

periodicidade mensal, expressas em percentual ao ano, enquanto as taxas de câmbio possuem periodicidade mensal, denominadas em moeda doméstica por dólar.

Para a análise da hipótese de integração financeira entre os países com relação aos EUA, será utilizado o modelo da Condição de Paridade Descoberta de Juros, e como não existem séries de dados disponíveis para a variável explicativa denominada expectativa de variação cambial $(E^e_{t+1} - E_t) / E_t$, é necessário admitir-se que as mesmas são formadas de um modo específico, de modo a estabelecer-se uma *proxy* da variável para que o modelo possa ser aplicado.

Para cálculo da expectativa de variação cambial, tomou-se a própria variação da taxa de câmbio ocorrida nos últimos 12 meses, ou seja, um ano (pois as taxas de juros estão expressas em percentual ao ano), como uma *proxy* da variação esperada da taxa de câmbio para o ano seguinte.

A variação esperada foi calculada de acordo com a equação (4.1), e os resultados encontram-se no anexo I, tabela II para a Argentina, Brasil e Chile respectivamente.

$$(E^e_{t+1} - E_t) / E_t = (E_t / E_{t-1}) - 1) \cdot 100 \quad (4.1)$$

4.2.2 Raízes Unitárias e Cointegração

Trabalhos empíricos que se baseiam na análise de séries temporais, partem do princípio que as variáveis sejam estacionárias. Conforme Gujarati (2000):

(...) diz-se que um processo estocástico é estacionário se suas média, variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagens entre dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. (p. 719).

Deste modo, se uma série temporal for estacionária²¹, a mesma apresentará sua média, variância e autocovariância constantes, independente do tempo em que são medidas (Gujarati, 2000). Caso uma série temporal não apresente as características acima ela é chamada de não-estacionária.

²¹ O processo estocástico aqui tratado é processo estocástico fracamente estacionário

Em algumas oportunidades, ao realizarmos uma regressão, pode-se obter um elevado R^2 , testes t e F significativos, apontando para que as variáveis sejam relacionadas, mesmo que não haja uma relação significativa entre elas (Gujarati, 2000). Isto pode ocorrer quando as variáveis apresentem características não-estacionárias.

O resultado pode ocorrer pelo fato destas séries temporais apresentarem fortes tendências, existindo a possibilidade da relação entre as variáveis ser espúria (sem sentido). Ou seja, o alto R^2 pode existir em função da presença de tendência e não de uma relação entre as mesmas (Gujarati, 2000). Caso a variável dependente e os regressores não sejam estacionários, tanto os testes de hipóteses convencionais, bem como os intervalos de confiança e também as previsões, podem apresentar a possibilidade de não serem confiáveis (Stock e Watson, 2004)

4.2.2.1 Teste de raiz unitária.

Segundo Gujarati (2000), um método popular para testar-se a estacionariedade de uma série temporal é conhecido como teste de raiz unitária, que pode ser apresentado da seguinte forma

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (4.2)$$

Onde o termo de erro u_t , segue as hipóteses clássicas, possuindo média zero e variância σ^2 constante e ainda sendo não-autocorrelacionado²². Procede-se o teste sobre o coeficiente ρ com base nos seguintes hipóteses:

H₀: $\rho = 1$ Há raiz unitária, ou seja não-estacionariedade.

H₁: $\rho \neq 1$ estacionariedade

Utilizando-se a hipótese nula de $\rho = 1$, a estatística t aqui calculada é conhecida como estatística tau (τ). Ao regredirmos a equação 4.2, divide-se o coeficiente ρ estimado pelo seu erro-

²² termo conhecido como erro de ruído branco

padrão, de modo a calcular a estatística DF, e então efetuar a verificação se a mesma excede ou não os valores críticos. Caso a hipótese nula de $\rho = 1$ seja rejeitada, dizemos que a variável não possui raiz unitária, e pode-se então utilizar-se o teste t de maneira usual (Gujarati, 2000).

4.2.2.2 Teste de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Conforme Gujarati (2000), um método prático para verificar se uma variável é estacionária, é utilizar-se do teste DF, que pode ser expresso através das seguintes alternativas:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4.5)$$

Onde $\delta = (\rho - 1)$, Δ é o operador de primeira diferença sendo $\Delta = (y_t - y_{t-1})$, β_1 é o coeficiente de intercepto e t é a variável tempo, ou tendência. Porém, o teste de hipóteses passa a se apresentar da seguinte forma:

H0: $\delta = 0$ (há raiz unitária) ou seja variável não-estacionária

H1: $\delta \neq 0$ (é estacionária)

Caso a estatística tau calculada (em termos absolutos) exceda os valores críticos²³ pode-se rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade, dizendo-se que a série temporal é estacionária em nível, ou seja I(0), ou ainda integrada de ordem zero (Gujarati, 2000).

Caso o termo de erro u_t apresente-se auto-correlacionado, pode-se modificar a equação 4.5 do seguinte modo:

²³ O pacote econométrico utilizado (Eviews 4.1), fornece os valores críticos de Dickey-Fuller da estatística tau.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Onde utiliza-se os termos de diferença defasados, de modo que o termo de erro passe a apresentar-se serialmente independente, ou seja, não auto-correlacionado (Gujarati, 2000). A estatística tau pode ser testada para os mesmos valores críticos do teste DF, mantendo-se as mesmas hipóteses H_0 e H_1 . Este teste é conhecido como teste Dickey – Fuller Aumentado.

Caso ao aplicar-se os teste anteriores, não tenha sido possível a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, pode ser verificada se a primeira diferença é estacionária. Caso a série temporal seja diferenciada uma vez, e a mesma seja estacionária, diz-se que a série temporal original é integrada de ordem 1 (Gujarati, 2000). O teste em primeira diferença pode ser realizado do seguinte modo:

$$\Delta Y_t = \delta \Delta Y_{t-1} \quad (4.7)$$

Se for preciso diferenciar-se uma série temporal uma segunda vez, para a mesma tornar-se estacionária, diz-se que a série temporal é integrada de ordem 2 (Gujarati, 2000). Ordem de integração portanto, é o número de vezes que a série temporal precisa ser diferenciada para tornar-se estacionária (Stock e Watson, 2004).

4.2.2.3 Cointegração

Após a verificação da ordem de integração das variáveis e caso identifique-se que as mesmas apresentam-se como não sendo integradas de mesma ordem, não se pode rodar a regressão com as séries em nível, pois os testes t e F podem não ser confiáveis.

Porém, caso as variáveis não sejam estacionárias em nível, mas sejam por exemplo estacionárias em primeira diferença (I (1)), pode-se proceder com o teste de cointegração para a verificação se as variáveis possuem uma relação comum de longo prazo. Segundo Stock e Watson

(2004) “Duas ou mais séries temporais com tendências estocásticas podem se mover juntas com tanta proximidade no longo prazo que parecem ter o mesmo componente de tendência, isto é, parecem ter uma tendência comum .” (p. 376).

Conforme Gujarati (2000), caso duas variáveis sejam I (1), ou seja apresentem processos estocásticos não-estacionários, a combinação destas variáveis pode ser estacionária. Ou seja, caso o termo de erro u_t seja I (0), diz-se que estas variáveis são cointegradas. Desta forma evita-se o problema de defrontar-se com uma regressão espúria, não se perdendo importantes informações de longo prazo, o que ocorreria caso fossem utilizadas as primeiras diferenças.

4.2.2.3.1 Teste de Engle-Granger (EG).

Este método para testar a hipótese de cointegração consiste em aplicar-se o teste DF ou ADF sobre os resíduos da regressão cointegrante²⁴. Caso os resíduos sejam I (0), diz-se que as variáveis são cointegradas. Apesar de em forma individual haver a possibilidade de cada variável exibir um caminho aleatório, ocorre uma relação estável, ou de equilíbrio de longo prazo, de uma em relação a outra (Gujarati, 2000).

4.3 Resultados

Após a coleta e tratamento efetuados aos dados descritos na seção 4.1, iniciou-se o processo de análise das variáveis. Foi realizado primeiramente os teste ADF, com intercepto e tendência, e pelo fato de a série ser composta por dados mensais, utilizou-se o teste com até 12 defasagens, para evitar-se o problema de o termo ut ser autocorrelacionado (Os resultados apresentam-se no anexo II).

A tabela 01, mostra o resumo dos resultados ADF I (0) na coluna do lado esquerdo da tabela. Percebe-se a presença de raízes unitárias (ou seja, não-estacionariedade) para todas as

²⁴ Regressão cointegrante é a regressão em nível para as variáveis estacionárias de mesma ordem.

variáveis em estudo (com exceção da taxa de juros do Chile e do Brasil) já que os valores críticos são maiores que os valores calculados, caindo portanto na área de aceitação da hipótese nula.

O fato de a taxa de juros do Brasil e do Chile terem se mostrado como estacionárias em nível, é um forte indício de que não há integração financeira entre estes países com relação aos EUA, na medida que a taxa de juros dos EUA não é estacionária em nível.

O passo a seguir consiste em verificar a ordem de integração das demais variáveis, pois para que exista a possibilidade de cointegração, faz-se a necessidade de que sejam integradas de mesma ordem. Procedeu-se então, com o teste ADF em primeira diferença, de modo a verificar se as variáveis não-estacionárias em nível são integradas de ordem 1.

Os resultados obtidos constam no anexo II, e o resumo dos resultados pode ser observado na coluna localizada no lado direito da tabela 1 (primeira diferença).

Tabela 1 – Resumo dos resultados referentes ao teste ADF.

Variáveis	ADF	ADF
	I(0)	I(1)
Taxa de Juros-Argentina	-1,99 (4)	-6,93 (4)
Taxa de Juros-Brasil	-3,86 (1)	-7,75 (1)
Taxa de Juros-Chile	-5,57 (0)	-7,50 (4)
Taxa de Juros-EUA	-2,84 (7)	-5,62 (0)
Var.cambial-Argentina	-2,82 (1)	-4,99 (0)
Var.cambial-Brasil	-2,74 (0)	-5,04 (11)
Var.cambial-Chile	0,19 (12)	-4,96 (11)

* Ambos testes, incluem os termos de intercepto e tendência. O valor crítico ao nível de significância de 5% é -3,46.

** O número entre parênteses indica o número de defasagens ótimas utilizada de acordo com o critério de Akaike.

Com base nos resultados constantes na tabela 1, a hipótese nula é claramente rejeitada para todas as variáveis, ou seja, todas são integradas de ordem 1, ou seja são I(1).

Incluiu-se a taxa de juros do Chile e a taxa de juros do Brasil no teste ADF em primeira diferença pelo fato de as demais variáveis terem mostrado-se como sendo I(1), e para então

poder desta forma, estimar-se a equação de longo prazo e proceder-se com o teste de cointegração, mesmo sabendo-se das restrições existentes pelo fato de as variáveis não serem integradas de mesma ordem.

Assim, procedeu-se com as demais etapas propostas neste estudo, e estimou-se a equação de longo prazo através do Método dos Mínimos Quadrados (MMQ), conforme o modelo proposto na equação 2.8, demonstrada no capítulo 2 :

$$i_t = i_t^* + (E^e_{t+1} - E_t) / E_t$$

Um dos pressupostos para a ocorrência da PDJ baseia-se na existência de livre mobilidade de capitais entre os países, e como o Chile manteve restrições ao movimento de capitais até o ano 2000 (processo que culminou em 2001), dividiu-se a análise dos dados em dois períodos. O primeiro vai de janeiro de 1996 à maio de 2000 (início do processo de liberalização), e o segundo que vai de junho de 2000 à setembro de 2004.

É preciso salientar, que antes de uma análise mais detalhada, que a relação entre variáveis I(1), somente fará sentido, caso estas variáveis sejam cointegradas. Portanto faremos um análise inicial dos resultados, que somente será confiável após a verificação se o resíduo de tal regressão for estacionário, pois como trata-se de variáveis não-estacionárias, os procedimentos usuais dos testes t e F podem ser duvidosos para uma regressão em nível.

No caso da Argentina, assume-se que a taxa de juros doméstica depende da taxa de juros dos EUA, e da variação esperada do câmbio conforme a seguinte equação :

$$i^{Argentina} = \beta_0 + \beta_1 i^{EUA} + \beta_2 \Delta^e_{câmbio} \quad (4.8)$$

Onde $\Delta^e_{câmbio}$ é a expectativa de variação cambial.

O resumo dos resultados da regressão 4.8 constam na tabela 2 e mostra um razoável poder de ajustamento ($R^2=0,658$), porém os resultados apontam para uma relação negativa entre a taxa de juros dos EUA e da Argentina, o que não seria teoricamente aceitável, quando considera-se a possibilidade de integração financeira entre os dois países, e com base na PDJ a relação esperada deveria ser positiva. Isto pode ser decorrente da expectativa de variação cambial ter exercido uma maior influência na determinação da taxa de juros da Argentina ao longo do

período analisado. Para cada ponto percentual que se eleva a expectativa de variação cambial a taxa de juros argentina se elevará em 0,15 pontos percentuais.

Tabela 2 – Resumo dos resultados da Regressão em nível da PDJ referente à Argentina. Período de janeiro de 1996 à setembro de 2004.

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob-t
β_0 (intercepto)	8,374	4,058	0,001
β_1 (i^{EUA})	-0,007	-0,016	0,987
β_2 (Δ^e câmbio)	0,150	12,869	0,000
R^2	0,658		
DW	0,541		

*Fonte dos resultados : Anexo II

Para o caso brasileiro a equação da PDJ pode ser expressa do seguinte modo:

$$i^{Brasil} = \beta_0 + \beta_1 i^{EUA} + \beta_2 \Delta^e_{c\grave{a}mbio} \quad (4.9)$$

O resumo dos resultados da equação de regressão 4.9 pode ser observado na tabela 3. A regressão apresenta um baixo poder de ajustamento ($R^2=0,1269$), o que sugere que existem outras variáveis que explicam a variação na taxa de juros doméstica que não apenas a taxa de juros dos EUA e a variação esperada da taxa de câmbio. Observou-se também uma relação positiva entre as variáveis, o que pode ser considerado um bom resultado.

Para cada ponto percentual de variação na taxa de juros dos EUA, a taxa de juros doméstica varia 0,776 pontos percentuais, enquanto a sensibilidade com relação a expectativa de variação cambial é um pouco menor 0,071 pontos percentuais .

Tabela 3 – Resumo dos resultados da Regressão em nível da PDJ referente ao Brasil. Período de janeiro de 1996 a setembro de 2004

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob-t
β_0 (intercepto)	17,671	12,621	0,000
β_1 (i^{EUA})	0,776	2,648	0,009
β_2 (Δ^e câmbio)	0,071	2,707	0,008
R^2	0,1269		
DW	0,2841		

*Fonte dos resultados : Anexo II

Como dito anteriormente, para o caso do Chile, o procedimento consistiu em dividir a análise em dois períodos, baseados no seguinte modelo:

$$i^{Chile} = \beta_0 + \beta_1 i^{EUA} + \beta_2 \Delta^e_{câmbio} \quad (4.10)$$

Com base nos resumo dos resultados presentes na tabela 4, observa-se que a taxa de juros chilena no período que vai de janeiro de 1996 à maio de 2000, foi determinada de maneira exógena ao modelo da PDJ. Além de indicar um baixíssimo poder de explicação ($R^2=0,012$), ainda apontou para uma relação inversa com relação a taxa de juros chilena, o que como no caso da Argentina não seria teoricamente aceitável.

Apesar disto, o resultado pode ser considerado como excelente, na medida que seria esperado que na ausência de livre mobilidade de capitais, a PDJ não seria válida.

Tabela 4 – Resumo dos resultados da Regressão em nível da PDJ referente ao Chile. Período de janeiro de 1996 a maio de 2000.

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob-t
β_0 (intercepto)	17,968	2,194	0,0329
β_1 (i^{EUA})	-1,025	-0,693	0,493
β_2 (Δ^e câmbio)	-0,037	-0,324	0,746
R^2	0,012		
DW	0,0800		

*Fonte dos resultados : Anexo II

Para o período posterior, que vai de junho de 2000 à setembro de 2004, observa-se uma relação direta entre a taxa de juros do Chile, a taxa de juros dos EUA e expectativa de variação cambial, mostrando um forte poder de ajustamento, conforme visto na tabela 5, ($R^2=0,756$), ou seja 75,6% da variação da taxa de juros do Chile pode ser atribuída a mudanças na taxa de juros dos EUA e a variação esperada na taxa de câmbio.

Assim como no período anterior, este resultado pode ser considerado como excelente, na medida que em um ambiente de maior liberdade ao movimento de capitais, o mercado financeiro chileno, a princípio parece estar integrado financeiramente aos EUA, sendo importante destacar as restrições referentes a este resultado na medida que as variáveis não são integradas de mesma ordem.

Apesar de não serem diretamente comparáveis, pois o tamanho das amostras é distinto, a sensibilidade da taxa de juros doméstica do Chile a mudanças nas variáveis explicativas, mostrou certa semelhança ao caso brasileiro, porém com um maior poder de explicação.

A mudança esperada na taxa de juros doméstica, a uma elevação de um ponto percentual na taxa de juros dos EUA é de 0,891 ponto percentual, sendo menor a sensibilidade com relação a variação esperada na taxa de câmbio, 0,069 pontos percentuais.

Tabela 5 – Resumo dos resultados da Regressão em nível da PDJ referente ao Chile. Período de junho de 2000 a setembro de 2004.

Variáveis	Coeficientes	Estatística t	Prob-t
β_0 (intercepto)	1,730	5,956	0,000
β_1 (i^{EUA})	0,891	9,363	0,000
β_2 (Δ^e câmbio)	0,063	4,023	0,002
R^2	0,756		
DW	1,125		

*Fonte dos resultados : Anexo II

O próximo passo consiste em realizar o teste ADF sobre o resíduo das regressões realizadas em nível para os três países. Pelo fato de o Chile possuir dois períodos de análise, não se procederá com o teste de cointegração para o primeiro período, e apenas o resíduo da equação do segundo período será testada.

Caso o resíduo seja I (0), pode-se dizer que há uma relação estável, de longo prazo entre as variáveis, ou seja, as mesmas são cointegradas, não se incorrendo no risco de estar-se realizando uma regressão espúria.

O resumo dos resultados encontra-se na tabela 6, e de acordo com a abordagem de Engle e Granger, após o teste ADF realizado sobre os resíduos das respectivas regressões, constatou-se que para o Brasil e a Argentina as variáveis constantes no modelo apresentam-se como cointegradas, pois os resíduos destas regressões mostraram-se estacionários em nível.

Cabe destacar que no caso da Argentina, a taxa de juros doméstica mostra-se cointegrada com relação a expectativa de variação cambial, porém podemos rejeitar a hipótese de integração financeira entre a Argentina e os EUA na medida, que a taxa de juros dos EUA, apresentou-se com sinal negativo. O fato desta relação ter apresentado-se de forma inversa, pode ser resultado da taxa de juros doméstica ter mostrado-se bastante sensível a expectativa de variação cambial, principalmente após a crise financeira que ocorreu no país no final de 2001 e início de 2002.

Para o Brasil e, por sua vez, a hipótese de integração financeira com relação aos EUA baseada na PDJ não pode ser rejeitada, na medida que a taxa de juros doméstica apresenta tendência de equilíbrio de longo prazo com relação a taxa de juros dos EUA e expectativa de variação cambial.

No caso do Chile, rejeitamos a hipótese de integração financeira, na medida que o resultado do teste ADF realizado sobre os resíduos da equação de longo prazo mostrou-se não estacionário.

Tabela 6 – Resumo dos resultados do teste de cointegração. Teste ADF aplicado sobre os resíduos das equações de longo prazo.

Variáveis	ADF I (0)
\hat{U}_t (Argentina)	-4,26 (4)
\hat{U}_t (Brasil)	-3,61 (1)
\hat{U}_t (Chile)	-2,68 (7)

*Todas as equações incluem o termo intercepto e tendência. O valor crítico ao nível de significância de 5% é -3,46. Para o Brasil e a Argentina.

** Os valores entre parênteses, indicam o número de defasagens ótimo de acordo com o critério de Akaike.

***O valor crítico ao nível de significância de 5% é -3,51 no caso do Chile.

CAPÍTULO 5

5.1 Conclusão

Neste trabalho procurou-se verificar a existência de integração financeira entre a Argentina, Brasil e Chile com relação aos EUA, no período de janeiro de 1996 a setembro de 2004. Para atingir-se este objetivo, primeiramente foi realizada uma revisão teórica a respeito da Condição da Paridade Internacional de Juros, bem como de seus principais pressupostos, com vistas a salientar a sua relação com a possibilidade de integração financeira entre os países.

Com base na revisão de literatura observou-se que o Sistema Financeiro Internacional passou por um conjunto de transformações nas últimas décadas, principalmente após o colapso do sistema de Bretton Woods no início dos anos 1970. Ganha destaque dentre estas transformações uma forte tendência de liberalização e desregulamentação das atividades financeiras em nível global, na medida em que os controles que haviam sido impostos na década de 1960 e início da década de 1970, passaram então a ser desnecessários. Estes controles procuravam entre outras razões, manter a confiança na estabilidade do regime de taxas de câmbio fixas. A partir do momento que as taxas de câmbio passaram a flutuar livremente, tais controles passaram a ser reduzidos ou eliminados.

Este movimento ganhou força ao longo dos anos 1970 e 1980, e ganhou um estímulo adicional no início dos anos 1990, onde um grande número de países passou a abandonar os controles sobre os movimento de capitais, processo que contou com a participação do Brasil e da Argentina, e mais recentemente também do Chile.

Após uma tentativa não muito bem sucedida no final dos anos 1970, a Argentina consolidou seu processo de liberalização financeira entre 1989 e 1994. Em suma, removeu praticamente todos os controles sobre operações domésticas e estrangeiras que haviam sido instituídas durante o período em que o país enfrentou restrições externas e elevada inflação, passando-se então a ter-se um sistema financeiro aberto ao capital estrangeiro.

No Brasil, este movimento ganhou força de modo significativo no final dos anos 1980, quando o governo brasileiro passou eliminar barreiras ao movimento de capitais, principalmente relativo a saída de capitais, tendo por entre outros objetivos atrair Investimento Direto Externo. A estabilidade monetária atingida pelo Plano Real possibilitou ao país receber grandes volumes de

capital estrangeiro, e com o objetivo de beneficiar-se deste ambiente, o governo do país acabou por liberalizar seu sistema financeiro doméstico, ampliando-se assim a possibilidade de ocorrerem transações financeiras entre o Brasil e o exterior.

O processo de liberalização financeira do Chile é mais recente e remonta aos anos de 2000 e 2001. Até então o país manteve restrições ao movimento de capitais com o objetivo de manter a taxa de juros doméstica em um patamar superior as taxas de juros internacionais, principalmente durante um ciclo de política monetária restritiva, sem que isto viesse a exercer uma maior influência sobre a taxa de câmbio. Após a consolidação do regime de metas de inflação, o país abandonou o sistema de câmbio fixo em 1999, e alguns meses depois iniciou o processo de remoção das restrições referentes aos movimentos de capitais.

A respeito da evolução da taxa de juros e de seus principais determinantes ao longo do período em análise, a Argentina, o Brasil e o Chile apresentaram características distintas. A Argentina em um primeiro momento (até meados de 2001), logrou êxito em superar fortes tensões referentes principalmente a choques externos, como a crise do sudeste asiático em 1997, a crise russa em 1998 e o episódio de desvalorização do Real brasileiro em 1999, mantendo-se a taxa de juros razoavelmente estável até então. A partir de 2001, a taxa de juros da Argentina passou a movimentar-se de acordo com as expectativas quanto a evolução da economia do país, convergindo recentemente a patamares bastante reduzidos.

No caso do Brasil, a determinação da taxa de juros no período, parece a princípio guardar forte relação ao regime de câmbio utilizado, e a adoção do regime de metas de inflação em 1999. Até janeiro de 1999, durante a vigência do regime de câmbio fixo, a taxa de juros do país mostrou-se bastante sensível à ocorrência de choques externos (diferente da Argentina), na medida que a taxa de juros era utilizada como variável de ajuste, onde em momentos de maior tensão, era fortemente elevada. A partir da adoção do sistema de câmbio flutuante e do regime de metas de inflação em 1999, a taxa de juros não passou a ser afetada diretamente pelos choques externos e nos momentos de maior incerteza a taxa de câmbio mostrou maior sensibilidade. A preocupação com o não cumprimento do regime de metas de inflação, dado em parte pelo risco de repasse do câmbio aos preços, parece ter sido a princípio determinante para o comportamento da taxa de juros desde 1999.

O Chile, por sua vez, manteve em linhas gerais, sua política monetária fortemente relacionada a manutenção da inflação dentro de suas metas, sendo a taxa de juros utilizadas com vistas a diminuir os efeitos do ciclo econômico sobre o nível de preços.

Para a avaliação da hipótese de integração financeira entre a Argentina, Brasil e Chile com relação aos EUA, procedeu-se com o teste de cointegração, que procurou comprovar a existência de tendência comum de longo prazo entre as variáveis que compõe o modelo da Paridade Descoberta de Juros.

Os resultados dos testes de cointegração, apesar das restrições descritas no capítulo 4, apontam para a existência de uma tendência comum de longo prazo entre as variáveis que compõe o modelo, para o caso do Brasil e da Argentina. A hipótese de integração financeira com relação aos EUA pode ser aceita no caso do Brasil, onde a taxa de juros doméstica mostrou-se positivamente relacionada com a taxa de juros dos EUA e a variação esperada do câmbio. Porém, para o caso da Argentina rejeita-se a hipótese de integração financeira com relação aos EUA, na medida que os resultados apontaram para uma relação inversa entre a taxa de juros dos dois países, o que não seria teoricamente aceitável. Este resultado pode ser decorrente, em parte, da taxa de variação esperada da taxa de câmbio ter exercido uma forte influência na determinação da taxa de juros doméstica, principalmente após a grave crise financeira que acometeu sobre o país e derrubou o regime de conversibilidade no final de 2001, período em que a taxa de juros dos EUA apresentou trajetória descendente.

No caso chileno, a partir do ano 2000, o processo de liberalização financeira ganhou força e exerceu efeitos visíveis sobre o diferencial de juros com relação aos EUA, que passou desde então a reduzir-se, chegando ao final do período em análise a patamares bastante semelhantes, fator que indicava para a possibilidade dos mercados financeiros dos dois países estarem integrados. Porém, não foi possível constatar a existência de cointegração entre as variáveis. Apesar de ultimamente estarem em níveis semelhantes, as taxas de juros não possuem uma tendência comum de longo prazo, não significando que as variações na taxa de juros dos EUA não exerça nenhuma influência na determinação da taxa de juros do Chile, e sim que objetivos de política interna podem ter sido mais decisivos na fixação da taxa de juros doméstica ao longo do período em análise.

Com base nas três economias propostas neste estudo, observa-se que na medida em que se tem mercados financeiros mais liberalizados aos movimentos internacionais de capital, faz-se

a necessidade de que estes países mantenham políticas macroeconômicas consistentes a este novo cenário, com vistas principalmente a criar um estado de expectativas favorável. Caso isto não venha a ocorrer, a fragilidade financeira em que o país passa a estar exposto, pode levar a graves conseqüências, como uma maior dificuldade na determinação de variáveis macroeconômicas, podendo exercer influências claramente negativas quanto as perspectivas de desenvolvimento destes países.

Dentre as principais limitações deste estudo, encontra-se a dificuldade de aplicar-se o modelo da Paridade Descoberta de Juros, na medida em que não existem dados disponíveis para a variação esperada da taxa de câmbio, tornando-se difícil portanto estabelecer-se um critério apropriado para estimar-se uma *proxy* da variável, para a composição do modelo. Outra importante limitação, refere-se a continuidade dos procedimentos econométricos previstos para estudo, mesmo na presença de restrições conforme descritas no capítulo 4, incorrendo-se no risco de alguns resultados não serem totalmente confiáveis, sendo necessário a sua análise com maior cautela.

Isto posto, em novos estudos que venham postular a hipótese de integração financeira, poderá ser utilizado o modelo da Paridade Real de Juros, conforme descrito no capítulo 2, ou ainda a utilização de testes econométricos que possuam um poder estatístico superior aos testes ADF, de modo que venha a produzir-se resultados sem maiores restrições.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALONSO, José Antônio Fialho. *Como Fazer projetos de Pesquisa*. IN: BÊRNI, Duílio de Ávila (coordenador). *Técnicas de pesquisa em economia*. São Paulo, Saraiva, 1998.

CHILE. Banco Central de Chile. *Informe de Política Monetária*. Santiago de Chile. Mayo/2000. Disponível em: < www.bcentral.cl > Acesso em 12 de outubro, 2004

CHILE. Banco Central de Chile. *Informe de Política Monetária*. Santiago de Chile. Marzo/2001. Disponível em: < www.bcentral.cl > Acesso em 12 de outubro, 2004

CHILE. Banco Central de Chile. *Informe de Política Monetária*. Santiago de Chile. Septiembre/2002. Disponível em: < www.bcentral.cl > Acesso em 12 de outubro, 2004

BACEN. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 1996*. Brasília, 1996. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 1997*. Brasília, 1997. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 1999*. Brasília 1999. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 2000*. Brasília, 2000. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 25 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 2001*. Brasília, 2001. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 25 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 2002*. Brasília, 2002. Disponível em: < www.bcb.gov.br > Acesso em 25 de setembro, 2004.

_____. Banco Central do Brasil. *Boletim do Banco Central: relatório anual de 2003*. Brasília, 2003. Disponível em: <www.bcb.gov.br> Acesso em 28 de setembro, 2004.

BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomia: Teoria e Política Econômica*. Rio de Janeiro, Campus, 2001.

CANUTO, Octaviano; SANTOS, Pablo Fonseca. P. dos. *Risco Soberano e Prêmios de Risco em Economias Emergentes*. Brasília, Ministério da Fazenda, 2003. Disponível em: <www.fazenda.gov.br> Acesso em 10 de abril, 2004.

CARDOSO, Eliana; GOLDFAJN, Ilan. *Fluxos de Capitais no Brasil : Razões Internas para o seu Controle (Parte I)*. IN: *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, FGV, VOL. 50, Nº 1, Janeiro/1998, p. 20-23.

CARDOSO, Eliana; GOLDFAJN, Ilan. *Fluxos de Capitais no Brasil : Determinantes e os Efeitos dos Controles (Parte II)*. IN: *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, FGV, VOL. 52, Nº 2, Janeiro/1998, p. 20-26.

CARVALHO, Fernando Cardim de *et alli*. *Economia Monetária e Financeira: Teoria e Prática*. Rio de Janeiro, Campus, 2000.

CARVALHO, Maria auxiliadora de; SILVA, César Roberto Leite da. *Economia Internacional*. São Paulo, Saraiva, 2002.

CAVES, Richard E; FRANKEL, Jeffrey; JONES, Ronald W. *Economia Internacional: Comércio e transações globais*. São Paulo, Saraiva, 2001.

FRANKEL, J.A. *Measuring International Capital Mobility : A Review*. *American Economic Review*, 82. 1992: p. 197-202.

FREITAS, Maria Cristina Penedo de; PRATES, Daniela Magalhães. *Reestruturação do Sistema Financeiro Internacional e Países Periféricos*. São Paulo, IN: *Revista de Economia Política*, Editora 34, Vol. 22, Nº 2 (86), Abril-Junho/2002, p. 15-31.

GIBSON, Heather D. *International Finance: Exchange Rates and Financial Flows in the International System*. Essex, Loundman Group limited, 1996.

GONÇALVES, Reinaldo *et alli*. *A Nova Economia Internacional: Uma Perspectiva Brasileira*. Rio de Janeiro, Campus, 1998.

GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. 3 ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº42*. Julho/1998. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº44*. Janeiro/1999a. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº46*. Julho/1999b. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 23 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº49*. Abril/2000. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 25 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº55*. Outubro/2001. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 25 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº62*, Setembro/2003a. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 28 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº63*. Dezembro/2003b. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 28 de setembro, 2004.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Boletim de Conjuntura nº64*. Março/2004. Disponível em:< www.ipea.gov.br>. Acesso em 28 de setembro, 2004

KENEN, Peter B. *Economia Internacional*. Rio de Janeiro Campus, 1998.

KRUGMAN, Paul; OBSTEFELD, Maurice. *Economia Internacional: Teoria e Política*. São Paulo, Pearson Education do Brasil, 2001.

MAGALHÃES, João Carlos Ramos. *Estimativas do Grau de abertura da Conta de Capitais no Brasil – 1988 à 1998*, Brasília, Texto para Discussão N° 715, IPEA, 2000. Disponível em: < www.ipea.gov.br> Acesso em 20 de agosto, 2004. Disponível em: < www.ipea.gov.br> Acesso em 13 de agosto, 2004.

MASSAD, Carlos A. *Políticas Del Banco Central de Chile 1997-2003*. Santiago de Chile, Banco Central de Chile, Andros, 2003. Disponível em: < www.bcentral.cl> Acesso em 10 de agosto, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 20*. Buenos Aires, 1996. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 10 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 24*. Buenos Aires, 1997. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 10 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 28*. Buenos Aires, 1998. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 10 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 32*. Buenos Aires, 1999. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 10 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 36*. Buenos Aires, 2000. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 12 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 40*. Buenos Aires, 2001. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 12 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 44*. Buenos Aires, 2002. Disponível em : < www.mecon.gov.ar> Acesso em 12 de novembro, 2004.

MECON. Ministério de Economía y Producción de la República Argentina. *Informe Económico Anual N° 48*. Buenos Aires, 2003. Disponível em : < www.mecon.gov.ar > Acesso em 13 de novembro, 2004.

QUADROS, Salomão. *Na Rota do Capital*. IN: *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, FGV, vol. 50, N° 1, fevereiro/1996, p. 36-38.

ROBERTS, Richard. *Por dentro das finanças internacionais: guia prático dos mercados e instituições financeiras*. Rio de Janeiro, Jorge Zahar, 2000.

SACHSIDA, Adolfo *et alli*. *Diferencial de juros e taxa de câmbio no Brasil*. Brasília, Texto para Discussão N° 662, IPEA, 1999. Disponível em: <www.ipea.gov.br> Acesso em 13 de agosto de 2004.

SALVATORE, Dominick. *Economia Internacional*. Rio de Janeiro, LTC, 2000.

SANT'ANA, José Antônio. *Economia Monetária: A moeda em uma economia globalizada*. Brasília, editora da Universidade de Brasília, 1997.

SEABRA, Fernando. *Integração Financeira e Convergência entre as Taxas de Juros dos Países do Mercosul*. IN: *Textos de Economia*. Florianópolis, UFSC, vol 7, N° 1, 2002. p. 137-168.

STOCK, James H.; WATSON, Mark H. *Introdução a econometria*. São Paulo, Pearson Education, 2004.

STUDART, Rogério; HERMANN, Jennifer. *Estrutura e Operação dos Sistemas Financeiros no Mercosul : Perspectivas a Partir das Reformas Institucionais dos anos 1990*. Brasília, Texto para Discussão N° 799, IPEA, 2001. Disponível em: <www.ipea.gov.br> Acesso em 13 de agosto de 2004.

VIEIRA, Gisele. *Integração Financeira entre Brasil e Argentina: Uma Avaliação Empírica*. Florianópolis, UFSC, Monografia de conclusão do curso de Ciências Econômicas, 1998/2.

ANEXO I

Taxas de juros, taxas de câmbio e variação esperada da taxa de câmbio.

Tabela I : Taxa de juros – Janeiro de 1996 à Setembro de 2004.

Período	Taxa de Juros da Argentina (% a.a .)	Taxa de Juros do Brasil (% a.a .)	Taxa de juros do Chile (% a.a .)	Taxa de juros dos EUA (% a.a .)
jan/96	8,62	35,28	10,43	5,39
fev/96	7,62	31,53	10,69	5,15
mar/96	7,27	28,48	13,22	5,29
abr/96	7,11	26,08	16,63	5,36
mai/96	6,66	26,82	19,42	5,36
jun/96	6,55	25,78	15,94	5,46
jul/96	6,67	24,02	11,75	5,53
ago/96	7,45	25,49	11,22	5,40
set/96	7,76	23,87	12,55	5,51
out/96	7,44	24,31	13,76	5,41
nov/96	7,53	24,31	14,57	5,38
dez/96	7,60	21,41	11,62	5,44
jan/97	7,33	23,14	12,01	5,43
fev/97	6,92	24,75	13,76	5,37
mar/97	6,77	20,70	14,84	5,53
abr/97	6,67	20,84	10,30	5,71
mai/97	6,49	21,56	9,90	5,70
jun/97	6,43	20,84	8,34	5,66
jul/97	6,42	20,98	9,38	5,60
ago/97	6,38	21,13	12,68	5,60
set/97	6,43	20,27	11,62	5,60
out/97	6,70	22,13	16,77	5,65
nov/97	8,78	40,43	17,04	5,74
dez/97	8,28	35,44	7,57	5,80
jan/98	7,71	36,89	12,01	5,54
fev/98	6,81	32,86	15,39	5,54
mar/98	6,76	27,07	8,86	5,58
abr/98	6,69	23,65	13,35	5,58
mai/98	6,68	22,78	12,82	5,59
jun/98	6,63	21,53	12,55	5,60
jul/98	6,71	19,93	16,49	5,59
ago/98	7,23	20,01	16,49	5,58
set/98	10,34	31,40	24,75	5,41
out/98	9,16	38,29	19,00	5,21
nov/98	7,97	31,99	16,35	5,24
dez/98	8,05	29,64	10,95	5,14
jan/99	9,18	35,63	11,75	4,89
fev/99	8,31	43,52	5,54	4,90
mar/99	6,84	40,81	8,60	4,91
abr/99	6,08	31,25	13,62	4,88
mai/99	6,29	24,28	10,56	4,92
jun/99	7,46	20,61	6,55	5,13

Tabela I - continuação

Período	Taxa de Juros da Argentina (% a.a .)	Taxa de Juros do Brasil (% a.a .)	Taxa de juros do Chile (% a.a .)	Taxa de juros dos EUA (% a.a .)
jul/99	7,66	20,59	6,17	5,24
ago/99	7,64	19,86	6,42	5,41
set/99	8,04	19,14	7,31	5,50
out/99	9,36	18,76	8,34	6,13
nov/99	9,42	18,95	9,77	6,00
dez/99	10,28	18,87	8,08	6,05
jan/00	7,86	18,43	7,83	5,95
fev/00	8,24	18,47	8,73	6,01
mar/00	7,29	18,38	12,68	6,14
abr/00	7,22	18,12	12,15	6,28
mai/00	8,05	18,38	10,03	6,71
jun/00	7,62	17,65	7,57	6,73
jul/00	7,35	16,44	7,44	6,67
ago/00	7,25	15,88	6,55	6,61
set/00	7,86	16,20	8,34	6,60
out/00	8,44	16,28	10,95	6,67
nov/00	10,62	16,33	10,56	6,65
dez/00	12,26	15,83	7,57	6,45
jan/01	8,66	14,95	6,04	5,62
fev/01	6,56	14,74	6,42	5,26
mar/01	10,81	15,70	2,92	4,89
abr/01	13,72	17,34	8,21	4,53
mai/01	13,57	16,99	8,60	4,02
jun/01	10,96	17,65	6,55	3,74
jul/01	21,22	20,91	4,16	3,66
ago/01	25,82	19,58	6,04	3,48
set/01	21,56	19,38	6,29	2,87
out/01	21,72	19,49	6,42	2,31
nov/01	31,94	18,77	6,29	2,03
dez/01	7,42	18,78	6,29	1,83
jan/02	5,53	18,45	5,91	1,74
fev/02	7,61	18,35	5,54	1,82
mar/02	15,05	17,99	4,66	1,91
abr/02	46,00	18,58	4,41	1,87
mai/02	64,58	17,27	4,03	1,82
jun/02	72,17	18,39	3,91	1,81
jul/02	76,70	18,15	3,29	1,79
ago/02	65,05	17,80	2,80	1,73
set/02	44,46	19,01	2,67	1,76
out/02	34,13	20,90	2,80	1,73
nov/02	19,01	22,12	2,80	1,39
dez/02	20,72	22,69	2,80	1,34
jan/03	17,03	23,75	2,67	1,29
fev/03	17,55	24,60	2,67	1,27
mar/03	20,26	24,81	2,55	1,23
abr/03	19,40	24,66	2,55	1,24

Tabela I - continuação

Período	Taxa de Juros da Argentina (% a.a .)	Taxa de Juros do Brasil (% a.a .)	Taxa de juros do Chile (% a.a .)	Taxa de juros dos EUA (% a.a .)
mai/03	12,58	24,31	2,80	1,22
jun/03	9,64	23,97	2,80	1,04
jul/03	5,57	22,71	2,92	1,05
ago/03	4,08	21,24	2,92	1,08
set/03	4,08	20,03	2,80	1,08
out/03	4,14	18,73	2,80	1,10
nov/03	4,13	19,17	2,80	1,11
dez/03	3,47	15,69	2,55	1,10
jan/04	2,62	15,12	2,06	1,06
fev/04	2,23	14,42	1,69	1,05
mar/04	2,23	15,13	1,69	1,05
abr/04	2,09	14,80	1,69	1,08
mai/04	2,45	15,09	1,69	1,20
jun/04	2,44	15,16	1,81	1,46
jul/04	2,50	14,94	1,81	1,57
ago/04	2,79	15,25	1,69	1,68
set/04	2,94	n.a	1,94	1,86

Fonte : International Financial Statistics

Tabela II : Taxas de câmbio – Janeiro de 1996 à setembro de 2004.

Período	Taxa de Câmbio da Argentina (Pesos/ US\$)	Taxa de Câmbio do Brasil (R\$/US\$)	Taxa de Câmbio do Chile (Pesos/US\$)
jan/96	1,00	0,98	412,76
fev/96	1,00	0,98	412,53
mar/96	1,00	0,99	411,64
abr/96	1,00	0,99	406,81
mai/96	1,00	1,00	407,72
jun/96	1,00	1,00	409,68
jul/96	1,00	1,01	410,73
ago/96	1,00	1,02	410,79
set/96	1,00	1,02	412,98
out/96	1,00	1,03	420,64
nov/96	1,00	1,03	420,63
dez/96	1,00	1,04	424,97
jan/97	1,00	1,05	419,50
fev/97	1,00	1,05	412,51
mar/97	1,00	1,06	414,79
abr/97	1,00	1,06	418,88
mai/97	1,00	1,07	419,03
jun/97	1,00	1,08	416,47
jul/97	1,00	1,08	416,78
ago/97	1,00	1,09	414,73
set/97	1,00	1,10	415,20
out/97	1,00	1,10	420,87
nov/97	1,00	1,11	435,41
dez/97	1,00	1,12	439,81
jan/98	1,00	1,12	451,80
fev/98	1,00	1,13	452,67
mar/98	1,00	1,14	454,18
abr/98	1,00	1,14	452,81
mai/98	1,00	1,15	454,58
jun/98	1,00	1,16	465,22
jul/98	1,00	1,16	465,21
ago/98	1,00	1,18	474,38
set/98	1,00	1,19	466,38
out/98	1,00	1,19	462,49
nov/98	1,00	1,20	466,22
dez/98	1,00	1,21	473,77
jan/99	1,00	1,98	483,25
fev/99	1,00	2,06	498,74
mar/99	1,00	1,72	483,83
abr/99	1,00	1,66	486,30
mai/99	1,00	1,72	493,26
jun/99	1,00	1,77	518,90
jul/99	1,00	1,79	515,97

Tabela II - Continuação

Período	Taxa de Câmbio da Argentina (Pesos/ US\$)	Taxa de Câmbio do Brasil (R\$/US\$)	Taxa de Câmbio do Chile (Pesos/US\$)
ago/99	1,00	1,92	516,98
set/99	1,00	1,92	531,11
out/99	1,00	1,95	548,51
nov/99	1,00	1,92	546,79
dez/99	1,00	1,79	530,07
jan/00	1,00	1,80	517,89
fev/00	1,00	1,77	503,98
mar/00	1,00	1,75	505,81
abr/00	1,00	1,81	515,61
mai/00	1,00	1,83	524,77
jun/00	1,00	1,80	538,61
jul/00	1,00	1,77	556,38
ago/00	1,00	1,82	556,44
set/00	1,00	1,84	565,37
out/00	1,00	1,91	571,94
nov/00	1,00	1,96	580,37
dez/00	1,00	1,95	572,68
jan/01	1,00	1,97	563,62
fev/01	1,00	2,05	567,21
mar/01	1,00	2,16	592,91
abr/01	1,00	2,18	599,89
mai/01	1,00	2,36	610,53
jun/01	1,00	2,30	626,65
jul/01	1,00	2,43	664,38
ago/01	1,00	2,55	660,57
set/01	1,00	2,67	696,23
out/01	1,00	2,71	716,62
nov/01	1,00	2,53	681,90
dez/01	1,00	2,32	656,20
jan/02	1,40	2,42	678,19
fev/02	2,10	2,35	675,30
mar/02	2,95	2,32	664,44
abr/02	2,93	2,36	649,09
mai/02	3,55	2,52	654,44
jun/02	3,75	2,84	697,62
jul/02	3,65	3,43	700,98
ago/02	3,58	3,02	715,16
set/02	3,69	3,89	747,62
out/02	3,47	3,64	733,24
nov/02	3,59	3,64	705,10
dez/02	3,32	3,53	712,38
jan/03	3,16	3,53	734,34
fev/03	3,14	3,56	753,54
mar/03	2,93	3,35	727,36
abr/03	2,77	2,89	705,32
mai/03	2,80	2,96	710,12
jun/03	2,75	2,87	697,23
jul/03	2,87	2,96	705,64

Tabela II - Continuação

Período	Taxa de Câmbio da Argentina (Pesos/ US\$)	Taxa de Câmbio do Brasil (R\$/US\$)	Taxa de Câmbio do Chile (Pesos/US\$)
ago/03	2,91	2,97	699,39
set/03	2,87	2,92	665,13
out/03	2,82	2,86	628,10
nov/03	2,94	2,95	624,51
dez/03	2,91	2,89	599,42
jan/04	2,91	2,94	596,78
fev/04	2,90	2,91	594,32
mar/04	2,84	2,91	623,21
abr/04	2,82	2,94	624,84
mai/04	2,94	3,13	632,32
jun/04	2,94	3,11	636,59
jul/04	2,96	3,03	638,37
ago/04	2,98	2,93	628,95
set/04	2,96	2,86	606,96

Fonte : International Financial Statistics

Tabela III –Expectativa de variação cambial – Janeiro de 1996 à setembro de 2004.

Período	Variação Câmbial Esperada na Argentina (% a.a)	Variação Câmbial Esperada no Brasil (% a.a)	Variação Câmbial Esperada no Chile (% a.a)
jan/96	0,00	16,27	0,71
fev/96	0,00	15,49	0,44
mar/96	0,00	10,19	1,58
abr/96	0,00	8,71	4,79
mai/96	0,00	10,20	8,34
jun/96	0,00	8,94	9,40
jul/96	0,00	8,03	6,98
ago/96	0,00	6,93	3,86
set/96	0,00	7,08	4,09
out/96	0,00	6,73	1,10
nov/96	0,00	6,85	1,55
dez/96	0,00	6,82	4,38
jan/97	0,00	6,84	1,63
fev/97	0,00	6,86	0,00
mar/97	0,00	7,29	0,77
abr/97	0,00	7,18	2,97
mai/97	0,00	7,34	2,77
jun/97	0,00	7,22	1,66
jul/97	0,00	7,14	1,47
ago/97	0,00	7,35	0,96
set/97	0,00	7,33	0,54
out/97	0,00	7,44	0,05
nov/97	0,00	7,41	3,51
dez/97	0,00	7,41	3,49
jan/98	0,00	7,43	7,70
fev/98	0,00	7,50	9,74
mar/98	0,00	7,37	9,50
abr/98	0,00	7,57	8,10
mai/98	0,00	7,35	8,48
jun/98	0,00	7,43	11,71
jul/98	0,00	7,29	11,62
ago/98	0,00	7,81	14,38
set/98	0,00	8,14	12,33
out/98	0,00	8,17	9,89
nov/98	0,00	8,24	7,08
dez/98	0,00	8,27	7,72
jan/99	0,00	76,49	6,96
fev/99	0,00	82,66	10,18
mar/99	0,00	51,40	6,53
abr/99	0,00	45,13	7,40
mai/99	0,00	49,85	8,51
jun/99	0,00	52,95	11,54

Tabela III - Continuação

Período	Varição Câmbial Esperada na Argentina (% a.a)	Varição Câmbial Esperada no Brasil (% a.a)	Varição Câmbial Esperada no Chile (% a.a)
jul/99	0,00	53,92	10,91
ago/99	0,00	62,79	8,98
set/99	0,00	62,14	13,88
out/99	0,00	63,68	18,60
nov/99	0,00	60,06	17,28
dez/99	0,00	48,01	11,88
jan/00	0,00	-9,12	7,17
fev/00	0,00	-14,35	1,05
mar/00	0,00	1,47	4,54
abr/00	0,00	8,79	6,03
mai/00	0,00	5,95	6,39
jun/00	0,00	1,73	3,80
jul/00	0,00	-0,80	7,83
ago/00	0,00	-4,83	7,63
set/00	0,00	-4,09	6,45
out/00	0,00	-2,25	4,27
nov/00	0,00	1,92	6,14
dez/00	0,00	9,26	8,04
jan/01	0,00	9,36	8,83
fev/01	0,00	15,65	12,55
mar/01	0,00	23,71	17,22
abr/01	0,00	20,92	16,35
mai/01	0,00	29,20	16,34
jun/01	0,00	28,04	16,35
jul/01	0,00	36,99	19,41
ago/01	0,00	39,94	18,71
set/01	0,00	44,89	23,15
out/01	0,00	41,81	25,30
nov/01	0,00	29,04	17,49
dez/01	0,00	18,71	14,58
jan/02	40,07	22,69	20,33
fev/02	110,11	14,82	19,06
mar/02	195,15	7,49	12,06
abr/02	193,15	8,14	8,20
mai/02	255,18	6,86	7,19
jun/02	275,19	23,41	11,33
jul/02	265,18	41,02	5,51
ago/02	258,18	18,41	8,26
set/02	269,18	45,78	7,38
out/02	247,17	34,62	2,32
nov/02	259,18	43,78	3,40
dez/02	232,17	52,24	8,56
jan/03	125,71	45,76	8,28
fev/03	49,52	51,71	11,59

Tabela III - Continuação

Período	Varição Câmbial Esperada na Argentina (% a.a)	Varição Câmbial Esperada no Brasil (% a.a)	Varição Câmbial Esperada no Chile (% a.a)
mar/03	-0,68	44,27	9,47
abr/03	-5,46	22,29	8,66
mai/03	-21,13	17,56	8,51
jun/03	-26,67	0,94	-0,06
jul/03	-21,37	-13,53	0,66
ago/03	-18,83	-1,85	-2,21
set/03	-22,36	-24,95	-11,03
out/03	-18,88	-21,65	-14,34
nov/03	-18,11	-18,95	-11,43
dez/03	-12,50	-18,23	-15,86
jan/04	-7,97	-16,59	-18,73
fev/04	-7,55	-18,23	-21,13
mar/04	-3,07	-13,26	-14,32
abr/04	1,81	1,90	-11,41
mai/04	5,00	5,51	-10,96
jun/04	6,84	8,20	-8,70
jul/04	3,14	2,07	-9,53
ago/04	2,44	-1,10	-10,07
set/04	3,35	-2,22	-8,75

Fonte: Tabela II – Cálculos do autor.

ANEXO II

Resultados das análises de regressão.

1. RESULTADOS DOS TESTES ADF I(0) PARA TODAS AS VARIÁVEIS.

Tabela 1.1 Resultados do teste ADF I(0) para a variação esperada da taxa de câmbio da Argentina.

Null Hypothesis: CBARG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.820221	0.1936
Test critical values:		
1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CBARG)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 16:48

Sample(adjusted): 1996:03 2004:09

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CBARG(-1)	-0.060511	0.021456	-2.820221	0.0058
D(CBARG(-1))	0.633983	0.078174	8.109925	0.0000
C	-0.330035	3.119739	-0.105789	0.9160
@TREND(1996:01)	0.035486	0.053606	0.661975	0.5095
R-squared	0.409597	Mean dependent var		0.032532
Adjusted R-squared	0.391706	S.D. dependent var		19.74442
S.E. of regression	15.39930	Akaike info criterion		8.344582
Sum squared resid	23476.71	Schwarz criterion		8.446902
Log likelihood	-425.7460	F-statistic		22.89404
Durbin-Watson stat	2.179474	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 1.2 Resultados do teste ADF I(0) para a variação esperada da taxa de câmbio do Brasil.

Null Hypothesis: CBBRA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.741759	0.2225
Test critical values:		
1% level	-4.048682	
5% level	-3.453601	
10% level	-3.152400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CBBRA)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 16:50

Sample(adjusted): 1996:02 2004:09

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CBBRA(-1)	-0.141178	0.051492	-2.741759	0.0072
C	2.900164	2.478326	1.170211	0.2447
@TREND(1996:01)	-0.014574	0.038045	-0.383055	0.7025
R-squared	0.069899	Mean dependent var		-0.177769
Adjusted R-squared	0.051482	S.D. dependent var		11.94956
S.E. of regression	11.63790	Akaike info criterion		7.774834
Sum squared resid	13679.52	Schwarz criterion		7.851114
Log likelihood	-401.2913	F-statistic		3.795202
Durbin-Watson stat	1.780394	Prob(F-statistic)		0.025749

Tabela 1.3 Resultados do teste ADF I(0) para a variação esperada da taxa de câmbio do Chile.

Null Hypothesis: CBCHI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.190567	0.9977
Test critical values:		
1% level	-4.060874	
5% level	-3.459397	
10% level	-3.155786	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CBCHI)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 16:51

Sample(adjusted): 1997:02 2004:09

Included observations: 92 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CBCHI(-1)	0.011535	0.060529	0.190567	0.8494
D(CBCHI(-1))	0.124400	0.111445	1.116245	0.2678
D(CBCHI(-2))	-0.171590	0.114178	-1.502832	0.1370
D(CBCHI(-3))	-0.115271	0.112573	-1.023969	0.3091
D(CBCHI(-4))	0.093439	0.106538	0.877049	0.3832
D(CBCHI(-5))	-0.114680	0.108569	-1.056285	0.2941
D(CBCHI(-6))	0.004021	0.107606	0.037364	0.9703
D(CBCHI(-7))	-0.165840	0.115257	-1.438876	0.1542
D(CBCHI(-8))	0.005507	0.113026	0.048727	0.9613
D(CBCHI(-9))	-0.281528	0.113618	-2.477839	0.0154
D(CBCHI(-10))	-0.119051	0.114216	-1.042325	0.3005
D(CBCHI(-11))	0.141434	0.112903	1.252698	0.2141
D(CBCHI(-12))	-0.481054	0.114111	-4.215659	0.0001
C	1.464765	0.854639	1.713899	0.0906
@TREND(1996:01)	-0.031359	0.013289	-2.359713	0.0208
R-squared	0.337760	Mean dependent var	-0.112811	
Adjusted R-squared	0.217353	S.D. dependent var	3.236724	
S.E. of regression	2.863444	Akaike info criterion	5.090031	
Sum squared resid	631.3470	Schwarz criterion	5.501192	
Log likelihood	-219.1414	F-statistic	2.805146	
Durbin-Watson stat	1.913722	Prob(F-statistic)	0.002006	

Tabela 1.4 Resultados do teste ADF I(0) para a taxa de Juros da Argentina.

Null Hypothesis: JUROSARG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.991778	0.5984
Test critical values: 1% level	-4.052411	
5% level	-3.455376	
10% level	-3.153438	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(JUROSARG)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 16:51

Sample(adjusted): 1996:06 2004:09

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JUROSARG(-1)	-0.088655	0.044511	-1.991778	0.0493
D(JUROSARG(-1))	0.370985	0.090288	4.108898	0.0001
D(JUROSARG(-2))	0.121916	0.098176	1.241800	0.2174
D(JUROSARG(-3))	0.128659	0.099046	1.298983	0.1972
D(JUROSARG(-4))	-0.401434	0.096272	-4.169794	0.0001
C	0.844947	1.035417	0.816045	0.4166
@TREND(1996:01)	0.003969	0.017588	0.225658	0.8220
R-squared	0.384027	Mean dependent var	-0.037250	
Adjusted R-squared	0.344287	S.D. dependent var	5.847415	
S.E. of regression	4.735011	Akaike info criterion	6.015275	
Sum squared resid	2085.091	Schwarz criterion	6.197636	
Log likelihood	-293.7637	F-statistic	9.663430	
Durbin-Watson stat	2.087694	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabela 1.5 Resultados do teste ADF I(0) para a taxa de Juros do Chile.

Null Hypothesis: JUROSCHI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.574242
Test critical values: 1% level	-4.048682
5% level	-3.453601
10% level	-3.152400

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(JUROSCHI)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 17:04

Sample(adjusted): 1996:02 2004:09

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
JUROSCHI(-1)	-0.453902	0.081428	-5.574242
C	7.105100	1.344795	5.283409
@TREND(1996:01)	-0.064985	0.013478	-4.821706
R-squared	0.235832	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.220700	S.D. dependent var	
S.E. of regression	2.276233	Akaike info criterion	
Sum squared resid	523.3051	Schwarz criterion	
Log likelihood	-231.5898	F-statistic	
Durbin-Watson stat	1.906597	Prob(F-statistic)	

Tabela 1.5 Resultado dos teste ADF I(0) para a taxa de Juros dos EUA.

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.841873	0.1863
Test critical values:		
1% level	-4.055416	
5% level	-3.456805	
10% level	-3.154273	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(JUROSEUA)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 17:05

Sample(adjusted): 1996:09 2004:09

Included observations: 97 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JUROSEUA(-1)	-0.043471	0.015297	-2.841873	0.0056
D(JUROSEUA(-1))	0.400874	0.101853	3.935805	0.0002
D(JUROSEUA(-2))	0.112020	0.110414	1.014548	0.3131
D(JUROSEUA(-3))	0.002731	0.110353	0.024744	0.9803
D(JUROSEUA(-4))	0.187322	0.110275	1.698678	0.0930
D(JUROSEUA(-5))	-0.014099	0.111911	-0.125986	0.9000
D(JUROSEUA(-6))	0.003832	0.110734	0.034604	0.9725
D(JUROSEUA(-7))	0.195088	0.103001	1.894031	0.0615
C	0.306002	0.117348	2.607647	0.0107
@ TREND(1996:01)	-0.002334	0.001044	-2.235587	0.0279
R-squared	0.400689	Mean dependent var		-0.036495
Adjusted R-squared	0.338692	S.D. dependent var		0.193326
S.E. of regression	0.157215	Akaike info criterion		-0.765026
Sum squared resid	2.150331	Schwarz criterion		-0.499592
Log likelihood	47.10378	F-statistic		6.462977
Durbin-Watson stat	1.936777	Prob(F-statistic)		0.000001

Tabela 1.7 Resultados do teste ADF I(0) para a taxa de Juros do Brasil..

Null Hypothesis: JUROSBRA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.868196	0.0169
Test critical values:		
1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(JUROSBRA)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 17:00

Sample(adjusted): 1996:03 2004:08

Included observations: 102 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JUROSBRA(-1)	-0.220380	0.056972	-3.868196	0.0002
D(JUROSBRA(-1))	0.265023	0.096156	2.756186	0.0070
C	5.896003	1.684250	3.500669	0.0007
@TREND(1996:01)	-0.022099	0.011662	-1.895007	0.0610
R-squared	0.155424	Mean dependent var	-0.159604	
Adjusted R-squared	0.129570	S.D. dependent var	3.183042	
S.E. of regression	2.969678	Akaike info criterion	5.053210	
Sum squared resid	864.2609	Schwarz criterion	5.156150	
Log likelihood	-253.7137	F-statistic	6.011522	
Durbin-Watson stat	1.969007	Prob(F-statistic)	0.000839	

2. RESULTADOS DOS TESTES ADF I(1) PARA TODAS AS VARIÁVEIS.

Tabela 2.1. Resultado do testes ADF I(1) para a variação esperada da taxa de câmbio da Argentina.

Null Hypothesis: D(CBARG) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.992253	0.0004
Test critical values:		
1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CBARG,2)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 07:46

Sample(adjusted): 1996:03 2004:09

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CBARG(-1))	-0.399048	0.079933	-4.992253	0.0000
C	0.569449	3.209479	0.177427	0.8595
@TREND(1996:01)	-0.010399	0.052823	-0.196874	0.8443
R-squared	0.199505	Mean dependent var		0.008811
Adjusted R-squared	0.183495	S.D. dependent var		17.62460
S.E. of regression	15.92571	Akaike info criterion		8.402440
Sum squared resid	25362.82	Schwarz criterion		8.479180
Log likelihood	-429.7257	F-statistic		12.46133
Durbin-Watson stat	2.064214	Prob(F-statistic)		0.000015

Tabela 2.2 Resultados do teste ADF I(1) para a variação esperada da taxa de câmbio do Brasil.

Null Hypothesis: D(CBBRA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 11 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.045131	0.0004
Test critical values:		
1% level	-4.060874	
5% level	-3.459397	
10% level	-3.155786	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CBBRA,2)

Method: Least Squares

Date: 11/26/04 Time: 07:48

Sample(adjusted): 1997:02 2004:09

Included observations: 92 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CBBRA(-1))	-2.031949	0.402754	-5.045131	0.0000
D(CBBRA(-1),2)	1.046798	0.380097	2.754027	0.0073
D(CBBRA(-2),2)	0.908811	0.361566	2.513539	0.0140
D(CBBRA(-3),2)	0.888929	0.339278	2.620059	0.0106
D(CBBRA(-4),2)	0.809703	0.318885	2.539171	0.0131
D(CBBRA(-5),2)	0.804996	0.293432	2.743380	0.0075
D(CBBRA(-6),2)	0.768460	0.268856	2.858260	0.0055
D(CBBRA(-7),2)	0.687422	0.242559	2.834035	0.0058
D(CBBRA(-8),2)	0.689173	0.210336	3.276535	0.0016
D(CBBRA(-9),2)	0.600953	0.179525	3.347456	0.0013
D(CBBRA(-10),2)	0.561476	0.139716	4.018704	0.0001
D(CBBRA(-11),2)	0.463914	0.102049	4.545998	0.0000
C	2.595118	3.028326	0.856948	0.3941
@TREND(1996:01)	-0.051593	0.047621	-1.083416	0.2820
R-squared	0.610482	Mean dependent var		-0.012327
Adjusted R-squared	0.545562	S.D. dependent var		17.52969
S.E. of regression	11.81711	Akaike info criterion		7.916243
Sum squared resid	10892.25	Schwarz criterion		8.299993
Log likelihood	-350.1472	F-statistic		9.403645
Durbin-Watson stat	2.041212	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 2.3 Resultados do teste ADF I(1) para a variação esperada da taxa de câmbio do Chile.

Null Hypothesis: D(CBCHI) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 11 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.967335	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.060874	
5% level	-3.459397	
10% level	-3.155786	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CBCHI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/26/04 Time: 07:50
 Sample(adjusted): 1997:02 2004:09
 Included observations: 92 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CBCHI(-1))	-1.971838	0.396961	-4.967335	0.0000
D(CBCHI(-1),2)	1.105121	0.374660	2.949663	0.0042
D(CBCHI(-2),2)	0.943730	0.346636	2.722536	0.0080
D(CBCHI(-3),2)	0.837444	0.316525	2.645745	0.0099
D(CBCHI(-4),2)	0.938867	0.296318	3.168446	0.0022
D(CBCHI(-5),2)	0.832925	0.274358	3.035904	0.0033
D(CBCHI(-6),2)	0.845744	0.255426	3.311114	0.0014
D(CBCHI(-7),2)	0.690864	0.233855	2.954234	0.0041
D(CBCHI(-8),2)	0.706039	0.209929	3.363228	0.0012
D(CBCHI(-9),2)	0.434569	0.180871	2.402643	0.0187
D(CBCHI(-10),2)	0.323711	0.140716	2.300449	0.0241
D(CBCHI(-11),2)	0.472911	0.105153	4.497366	0.0000
C	1.527023	0.784838	1.945653	0.0553
@TREND(1996:01)	-0.030899	0.012987	-2.379196	0.0198
R-squared	0.636616	Mean dependent var		0.044293
Adjusted R-squared	0.576052	S.D. dependent var		4.370517
S.E. of regression	2.845700	Akaike info criterion		5.068763
Sum squared resid	631.6447	Schwarz criterion		5.452514
Log likelihood	-219.1631	F-statistic		10.51145
Durbin-Watson stat	1.909527	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 2.4 Resultados do teste ADF I(1) para a taxa de juros da Argentina.

Null Hypothesis: D(JUROSARG) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.931943	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(JUROSARG,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/26/04 Time: 07:50
 Sample(adjusted): 1996:07 2004:09
 Included observations: 99 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JUROSARG(-1))	-1.118085	0.161295	-6.931943	0.0000
D(JUROSARG(-1),2)	0.391052	0.127015	3.078790	0.0027
D(JUROSARG(-2),2)	0.483313	0.120788	4.001341	0.0001
D(JUROSARG(-3),2)	0.574955	0.112907	5.092275	0.0000
D(JUROSARG(-4),2)	0.157064	0.102939	1.525795	0.1305
C	0.518007	1.048905	0.493855	0.6226
@TREND(1996:01)	-0.010314	0.016947	-0.608603	0.5443
R-squared	0.475331	Mean dependent var		0.002571
Adjusted R-squared	0.441114	S.D. dependent var		6.420824
S.E. of regression	4.800126	Akaike info criterion		6.043244
Sum squared resid	2119.791	Schwarz criterion		6.226737
Log likelihood	-292.1406	F-statistic		13.89144
Durbin-Watson stat	1.967629	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 2.5 Resultados do teste ADF I(1) para a taxa de juros do Brasil.

Null Hypothesis: D(JUROS BRA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.754027	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.051450	
5% level	-3.454919	
10% level	-3.153171	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(JUROS BRA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/26/04 Time: 07:52
 Sample(adjusted): 1996:04 2004:08
 Included observations: 101 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JUROS BRA(-1))	-0.996932	0.128570	-7.754027	0.0000
D(JUROS BRA(-1),2)	0.179421	0.099028	1.811818	0.0731
C	-0.159692	0.650303	-0.245566	0.8065
@TREND(1996:01)	0.000434	0.010734	0.040391	0.9679
R-squared	0.444216	Mean dependent var		0.033320
Adjusted R-squared	0.427026	S.D. dependent var		4.152598
S.E. of regression	3.143310	Akaike info criterion		5.167228
Sum squared resid	958.3986	Schwarz criterion		5.270797
Log likelihood	-256.9450	F-statistic		25.84270
Durbin-Watson stat	2.032762	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 2.6 Resultados do teste ADF I(1) para a taxa de juros dos EUA.

Null Hypothesis: D(JUROSEUA) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.625973	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.049586	
5% level	-3.454032	
10% level	-3.152652	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(JUROSEUA,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/26/04 Time: 07:56
 Sample(adjusted): 1996:03 2004:09
 Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JUROSEUA(-1))	-0.481374	0.085563	-5.625973	0.0000
C	0.003416	0.032809	0.104116	0.9173
@TREND(1996:01)	-0.000315	0.000543	-0.579645	0.5635
R-squared	0.240420	Mean dependent var		0.004078
Adjusted R-squared	0.225228	S.D. dependent var		0.185078
S.E. of regression	0.162908	Akaike info criterion		-0.762574
Sum squared resid	2.653888	Schwarz criterion		-0.685834
Log likelihood	42.27255	F-statistic		15.82582
Durbin-Watson stat	2.084540	Prob(F-statistic)		0.000001

Tabela 2.7 Resultados do teste ADF I(1) para a taxa de juros do Chile

Null Hypothesis: D(JUROSCHI) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.502826	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(JUROSCHI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/26/04 Time: 08:06
 Sample(adjusted): 1996:07 2004:09
 Included observations: 99 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(JUROSCHI(-1))	-2.358312	0.314323	-7.502826	0.0000
D(JUROSCHI(-1),2)	1.044324	0.261955	3.986661	0.0001
D(JUROSCHI(-2),2)	0.709038	0.211482	3.352702	0.0012
D(JUROSCHI(-3),2)	0.502642	0.153258	3.279710	0.0015
D(JUROSCHI(-4),2)	0.216447	0.098069	2.207083	0.0298
C	-0.361406	0.523072	-0.690930	0.4913
@TREND(1996:01)	0.000813	0.008423	0.096515	0.9233
R-squared	0.654711	Mean dependent var		0.037641
Adjusted R-squared	0.632192	S.D. dependent var		3.941889
S.E. of regression	2.390643	Akaike info criterion		4.649085
Sum squared resid	525.7959	Schwarz criterion		4.832578
Log likelihood	-223.1297	F-statistic		29.07394
Durbin-Watson stat	2.024466	Prob(F-statistic)		0.000000

3. RESULTADO DAS REGRESSÕES EM NÍVEL.

Tabela 3.1 Resultado da regressão em nível para a Argentina

Dependent Variable: JUROSARG

Method: Least Squares

Date: 11/16/04 Time: 13:47

Sample: 1996:01 2004:09

Included observations: 105

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.374683	2.063525	4.058435	0.0001
JUROSEUA	-0.007003	0.432520	-0.016192	0.9871
CBARG	0.150038	0.011659	12.86914	0.0000
R-squared	0.658528	Mean dependent var		12.08002
Adjusted R-squared	0.651832	S.D. dependent var		13.79476
S.E. of regression	8.139701	Akaike info criterion		7.059539
Sum squared resid	6757.983	Schwarz criterion		7.135367
Log likelihood	-367.6258	F-statistic		98.35331
Durbin-Watson stat	0.541860	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 3.2 .Resultado da regressão em nível para o Brasil.

Dependent Variable: JUROSBRA

Method: Least Squares

Date: 11/16/04 Time: 13:49

Sample(adjusted): 1996:01 2004:08

Included observations: 104 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.67186	1.400159	12.62132	0.0000
JUROSEUA	0.776122	0.293086	2.648103	0.0094
CBBRA	0.071479	0.026401	2.707455	0.0080
R-squared	0.126932	Mean dependent var		22.03696
Adjusted R-squared	0.109644	S.D. dependent var		6.327350
S.E. of regression	5.970404	Akaike info criterion		6.439928
Sum squared resid	3600.218	Schwarz criterion		6.516209
Log likelihood	-331.8763	F-statistic		7.342029
Durbin-Watson stat	0.284106	Prob(F-statistic)		0.001054

Tabela 3.3. Resultado da regressão em nível para o Chile (Primeiro período).

Dependent Variable: JUROSCHI
 Method: Least Squares
 Date: 11/16/04 Time: 13:59
 Sample: 1996:01 2000:05
 Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.96818	8.187336	2.194630	0.0329
JUROSEUA	-1.025901	1.479599	-0.693364	0.4913
CBCHI	-0.037460	0.115343	-0.324768	0.7467
R-squared	0.012037	Mean dependent var		12.05961
Adjusted R-squared	-0.027481	S.D. dependent var		3.803880
S.E. of regression	3.855793	Akaike info criterion		5.591969
Sum squared resid	743.3569	Schwarz criterion		5.703495
Log likelihood	-145.1872	F-statistic		0.304603
Durbin-Watson stat	0.800989	Prob(F-statistic)		0.738775

Tabela 3.4 . Resultado da regressão em nível para o Chile (Segundo período).

Dependent Variable: JUROSCHI
 Method: Least Squares
 Date: 11/16/04 Time: 14:06
 Sample: 2000:06 2004:09
 Included observations: 52

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.730642	0.290524	5.956974	0.0000
JUROSEUA	0.891771	0.095244	9.363012	0.0000
CBCHI	0.063574	0.015799	4.023884	0.0002
R-squared	0.756028	Mean dependent var		4.379407
Adjusted R-squared	0.746070	S.D. dependent var		2.455121
S.E. of regression	1.237172	Akaike info criterion		3.319495
Sum squared resid	74.99919	Schwarz criterion		3.432067
Log likelihood	-83.30688	F-statistic		75.92120
Durbin-Watson stat	1.125729	Prob(F-statistic)		0.000000

4. RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Tabela 4.1 Resultado do teste de Cointegração no caso do Brasil

Null Hypothesis: RESIDBRA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.610247	0.0338
Test critical values: 1% level	-4.050509	
5% level	-3.454471	
10% level	-3.152909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDBRA)

Method: Least Squares

Date: 11/27/04 Time: 21:23

Sample(adjusted): 1996:03 2004:08

Included observations: 102 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDBRA(-1)	-0.200118	0.055431	-3.610247	0.0005
D(RESIDBRA(-1))	0.220231	0.097058	2.269079	0.0255
C	0.414704	0.632033	0.656143	0.5133
@TREND(1996:01)	-0.009864	0.010626	-0.928247	0.3556
R-squared	0.132777	Mean dependent var	-0.121571	
Adjusted R-squared	0.106229	S.D. dependent var	3.160750	
S.E. of regression	2.988155	Akaike info criterion	5.065615	
Sum squared resid	875.0488	Schwarz criterion	5.168555	
Log likelihood	-254.3464	F-statistic	5.001465	
Durbin-Watson stat	1.994238	Prob(F-statistic)	0.002863	

Tabela 4.2. Resultado do teste de Cointegração no caso da Argentina

Null Hypothesis: RESIDARG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.268785	0.0052
Test critical values:		
1% level	-4.052411	
5% level	-3.455376	
10% level	-3.153438	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDARG)

Method: Least Squares

Date: 11/27/04 Time: 21:19

Sample(adjusted): 1996:06 2004:09

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDARG(-1)	-0.474037	0.111047	-4.268785	0.0000
D(RESIDARG(-1))	0.401470	0.089215	4.500026	0.0000
D(RESIDARG(-2))	0.221143	0.096382	2.294443	0.0240
D(RESIDARG(-3))	0.277117	0.095492	2.901997	0.0046
D(RESIDARG(-4))	-0.324739	0.099850	-3.252264	0.0016
C	-0.051826	0.936600	-0.055334	0.9560
@TREND(1996:01)	0.001387	0.015248	0.090985	0.9277
R-squared	0.515060	Mean dependent var		-0.042523
Adjusted R-squared	0.483773	S.D. dependent var		6.080557
S.E. of regression	4.368815	Akaike info criterion		5.854290
Sum squared resid	1775.049	Schwarz criterion		6.036652
Log likelihood	-285.7145	F-statistic		16.46270
Durbin-Watson stat	2.064988	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabela 4.3. Resultado do teste de Cointegração no caso do Chile (segundo período)

Null Hypothesis: RESIDCHI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.687136	0.2467
Test critical values:		
1% level	-4.180911	
5% level	-3.515523	
10% level	-3.188259	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDCHI)

Method: Least Squares

Date: 11/27/04 Time: 21:27

Sample(adjusted): 2001:02 2004:09

Included observations: 44 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDCHI(-1)	-0.736826	0.274205	-2.687136	0.0111
D(RESIDCHI(-1))	0.198341	0.270915	0.732114	0.4691
D(RESIDCHI(-2))	0.248878	0.257977	0.964730	0.3415
D(RESIDCHI(-3))	0.188919	0.224192	0.842669	0.4053
D(RESIDCHI(-4))	0.286230	0.203724	1.404989	0.1691
D(RESIDCHI(-5))	0.011733	0.175851	0.066722	0.9472
D(RESIDCHI(-6))	0.237930	0.150268	1.583375	0.1226
D(RESIDCHI(-7))	0.370923	0.138537	2.677440	0.0113
C	0.696755	0.970148	0.718194	0.4775
@TREND(1996:01)	-0.008344	0.011593	-0.719773	0.4766
R-squared	0.496747	Mean dependent var		0.008326
Adjusted R-squared	0.363533	S.D. dependent var		1.213689
S.E. of regression	0.968268	Akaike info criterion		2.970101
Sum squared resid	31.87646	Schwarz criterion		3.375598
Log likelihood	-55.34221	F-statistic		3.728938
Durbin-Watson stat	2.240215	Prob(F-statistic)		0.002416