UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE

DEPARTAMENTO DE CONTABILIDADE E ATUÁRIA

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CONTABILIDADE

**O CONTEÚDO INFORMACIONAL DOS
CONTRATOS FUTUROS DE IBOVESPA**

Daphnis Theodoro da Silva Jr.

Orientador: Prof. Dr. Luiz João Corrar

SÃO PAULO

2006

Prof. Dr. Suely Vilela
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof.. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da FEA

Prof. Dr. Fábio Fresatti
Chefe do Departamento de Contabilidade

Prof. Dr. Gilberto de Andrade Martins
Coordenador do programa de Pós-Graduação em Contabilidade

DAPHNIS THEODORO DA SILVA JUNIOR

**O CONTEÚDO INFORMACIONAL DOS
CONTRATOS FUTUROS DE IBOVESPA**

Tese apresentada ao Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Contabilidade.

Orientador: Prof. Dr. Luiz João Corrêa

SÃO PAULO

2006

Tese defendida e aprovada no Departamento de Contabilidade e Atuaria da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Contabilidade, pela seguinte banca examinadora:

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Silva Junior, Daphnis Theodoro da

O conteúdo informacional dos contratos futuros de Ibovespa / Daphnis Theodoro da Silva Junior. -- São Paulo, 2006.
156 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2006
Bibliografia.

1. Mercado futuro 2. Derivativos 3. Finanças I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.644

Aos meus pais,

Tirza e Daphnis.

(em memória)

Agradecimentos

Em primeiro lugar agradeço a Deus, por ter me proporcionado as condições espirituais e materiais necessárias a este desafio.

Ao Prof. Dr. Luiz João Corrar, meu orientador e autor da sugestão para que eu participasse do processo seletivo para o curso de mestrado quando eu ainda cursava o MBA - Mercado de Capitais , pelo estímulo, orientação, confiança e amizade.

Aos membros das bancas de qualificação: Prof. Dr. Heron do Carmo, pelas sugestões que foram incorporadas ao trabalho e Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal, pelas valiosas orientações que ajudaram a viabilizar o trabalho.

À equipe de professores da FEA-USP pelos ensinamentos, profissionalismo, integridade e atenção dispensada aos alunos.

Às pessoas que decidem no Departamento de Contabilidade por permitirem que pessoas de ‘certa idade’ possam ter a oportunidade de se desenvolver e não serem ‘enterradas vivas’ por serem consideradas velhas e inaptas a desafios; comecei meu mestrado aos 44 anos e estou terminando o Doutorado aos 53, agora com uma nova vida pela frente.

À CAPES – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo indispensável apoio financeiro em uma parte do período despendido para a realização de meus estudos.

Aos colegas de curso pela convivência e companheirismo.

Ao pessoal da Secretaria de Pós-Graduação da FEA pela atenção e eficiência.

Aos meus irmãos: Eduardo, Roberto e Heloísa, pela compreensão pelas minhas longas ausências.

“When I say a word, it is supposed to mean
exactly what I want it to mean,
nothing more, nothing less.”

The mad hatter in Alice in Wonderland.

O conteúdo informacional dos contratos futuros de Ibovespa

Resumo

A Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) pode ser sumarizada por esta definição: “*A market in which prices always ‘fully reflect’ available information is called ‘efficient’.*” (Fama, 1970). Nesta tese é investigada a existência de conteúdo informacional, sobre o comportamento futuro do índice Bovespa a vista, nas posições de contratos futuros de índice Bovespa em aberto carregadas de um dia para o outro pelos diferentes tipos de participantes desse mercado. Por meio do uso da metodologia de cointegração de Johansen e da abordagem de modelagem GETS, foi encontrado conteúdo informacional, mas seu poder explicativo não é alto, situando-se entre 10 e 20 %.

The information content of Bovespa Futures

Abstract

The Efficient Market Hypothesis (EMH) can be summarized by this definition: “*A market in which prices always ‘fully reflect’ available information is called ‘efficient’.*” (Fama,1970). In this dissertation is investigated the existence of information content, regarding the future behavior of spot Bovespa index, in the open positions of futures contracts of Bovespa index carried overnight by the different types of participants of this market. Using Johansen’s cointegration framework and the GETS modeling approach, was found some information content, but the explanation power is not high, lying between 10 to 20%.

Sumário

1. O problema da pesquisa	12
1.1 Apresentação e formulação da situação problema	12
1.2 Objetivo, problema de pesquisa e hipótese do trabalho	16
1.3 Justificativa do trabalho	17
1.4 Delimitação e limitações do trabalho	17
1.5 Metodologia da Pesquisa	18
1.5.1 Quanto à classificação	18
1.5.2 Quanto ao desenvolvimento da pesquisa	18
1.6 Composição do trabalho	19
2 Referencial metodológico	19
2.1 Introdução	19
2.2 Testes de raiz unitária	20
2.3 Cointegração – Metodologia de Johansen	21
2.4 Teoria de eficiência de mercado	24
2.5 Cointegração e eficiência de mercado	27
2.6 Metodologia GETS	28
3 A pesquisa	29
3.1 Período abrangido pela pesquisa	29
3.2 Eventos políticos e econômicos ocorridos no período abrangido pela pesquisa	30
3.3 Montagem do banco de dados	31
3.4 Informações sobre o banco de dados	34
3.5 Testes de raiz unitária	38
3.6 Testes de cointegração	40
3.6.1 Aplicação do procedimento de Johansen para as séries	41
3.6.1.1 Primeira abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close)	41
3.6.1.2 Segunda abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close) em conjunto com a série de aberturas (LIBOV_open)	44
3.6.1.3 Terceira abordagem - Utilizando a série de médias (LIBOV_medio) em conjunto com as demais séries	47
3.6.2 Comentários sobre os resultados	50
3.7 Desempenho dos modelos estimados para dados fora da amostra	52
4 Conclusão	56
Bibliografia	58
Apêndice A – Testes de raiz unitária	62
Apêndice B – Testes de cointegração	90

Índice de Figuras

Figura 1 - Índice Bovespa em milhares de pontos, Taxa Selic em % ao ano e valor do Dólar	29
Figura 2 - Participação dos investidores na Bovespa de 2001 a 2005	31
Figura 3 - Distribuição dos contratos em aberto por tipo de participante (pregão de 25/07/2003)	32
Figura 4 - Gráficos dos logaritmos das séries em nível	36
Figura 5 - Gráficos das primeiras diferenças dos logaritmos das séries	37
Figura 6 - Resultados da aplicação da metodologia GETS à primeira abordagem	43
Figura 7 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_close – segunda abordagem	46
Figura 8 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_open – segunda abordagem	47
Figura 9 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_medio – terceira abordagem	50

Índice de Tabelas

Tabela 1- Participação relativa das posições compradas e vendidas por tipo de investidor	33
Tabela 2 - Estatísticas Descritivas dos logaritmos das séries em nível	35
Tabela 3 - Estatísticas Descritivas das primeiras diferenças dos logaritmos das séries	35
Tabela 4 - Resultados dos testes de Raiz Unitária para todas as séries	40
Tabela 5 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência	41
Tabela 6 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração	42
Tabela 7 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	42
Tabela 8 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	42
Tabela 9 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo com constante e sem tendência	45
Tabela 10 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	45
Tabela 11 - Testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	46
Tabela 12 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência	48
Tabela 13 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração	48
Tabela 14 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	48
Tabela 15 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries	49
Tabela 16 - Comparação entre os resultados	51
Tabela 17 - Estatísticas descritivas – Fora da amostra	55
Tabela 18 - Avaliação da capacidade de previsão dos modelos fora da amostra	55

1. O problema da pesquisa

1.1 Apresentação e formulação da situação problema

O desejo humano de prever o comportamento futuro do valor relativo de bens provavelmente remonta às épocas anteriores à da criação da moeda. Desde os primórdios da criação dos mercados organizados de ativos, participantes e pesquisadores se questionam se o histórico de preços e volumes negociados pode fornecer informação relevante sobre o comportamento futuro dos preços desses ativos e, conseqüentemente propiciar a obtenção de lucros por meio do uso dessa informação. Com o advento dos mercados de derivativos organizados formalmente em pregões, mais especificamente os mercados de futuros¹ e opções, abriu-se um novo e interessante campo para pesquisas que busquem identificar se dados exclusivos desses mercados contêm informações que possam auxiliar na previsão do comportamento futuro dos preços de seus respectivos ativos subjacentes. Segundo Mc Manus (1999: 1) “*Derivative markets have the desirable property of being forward-looking in nature and thus are a useful source of information for gauging market sentiment about future values of financial assets.*”

Os mercados de opções e de futuros se prestam: à proteção (*hedge*) de posições possuídas nos mercados a vista de ativos contra variações de preços; à especulação, que é a obtenção de lucro com essas variações de preços; e também para operações de arbitragem, cujo objetivo é obter lucros em função de distorções temporárias de preços entre dois ou mais ativos possuidores de algum tipo de relação entre si. Enquanto as operações de proteção e de arbitragem apresentam baixo risco, pode ser demonstrado que o lucro obtido nas operações especulativas é proporcional ao risco assumido. (Brealey e Myers, 1981).

Volatilidade implícita e contratos em aberto, para o mercado de opções, e base² e contratos em aberto, para o mercado de futuros, são informações exclusivas desses mercados que podem conter informações sobre o comportamento futuro de seus ativos subjacentes,

¹ Algumas pesquisas utilizaram dados dos mercados a termo, que têm características de mercado de balcão, não sendo, portanto negociados da mesma forma padronizada como o são os contratos de futuros e opções, estes contratos não fazem parte da abordagem desta pesquisa.

² Base refere-se à diferença, em um mesmo instante t , entre o preço de um ativo no mercado futuro e seu preço no mercado à vista.

portanto estas informações abrem novos caminhos para a análise de informações no mercado financeiro.

Com relação aos mercados de opções, trabalhos que a partir da volatilidade implícita de diversas séries de opções identificam a função densidade de probabilidade do ativo subjacente, para a data de vencimento dessas opções, ganharam a atenção de acadêmicos e participantes do mercado a partir dos trabalhos de Rubinstein (1994), Jackwerth e Rubinstein (1996), Bahra (1997), Melick e Thomas (1997), Dumas, Fleming e Whaley (1998), Britten-Jones e Neuberger (2000), Bliss e Panigirtzoglou (2000), entre outros; para o mercado brasileiro algumas dessas técnicas foram avaliadas por Oliveira (2000). Em seu trabalho: *“Implied risk-neutral probability density functions from option prices: theory and applications”*, Bahra (1997:7) ilustrou o valor potencial deste tipo de informação para a autoridade de política monetária na identificação: das condições e da credibilidade da política monetária; do *“timing”* e da efetividade das operações monetárias, de preços anômalos no mercado.

Ainda em relação aos mercados de opções, provavelmente, o primeiro trabalho que utiliza as posições de contratos em aberto com o objetivo de identificar se estas contêm informações que possam ser utilizadas com finalidade especulativa é o de Bhuyan e Chaudhury (2001: 5), estes autores afirmam: *“First, to our knowledge, this is the first study to examine the information content of the distribution of options open interest”* Estes autores citam o trabalho de Easley et al (1998) como precursor na análise do volume negociado no mercado de opções com o objetivo de identificar em que ativos os especuladores informados atuam, e afirmam, atribuindo esse fato a Leisen e Judge (2001), que a pesquisa teórica nessa área está apenas começando.

Com relação aos mercados futuros, no que diz respeito ao estudo da base, muitos estudos têm sido desenvolvidos desde que Keynes (1930) formulou a teoria da *“normal backwardation”*³, porém, até hoje, não há unanimidade na comunidade de estudiosos e, conclusões efetivas ainda não foram obtidas. No trabalho intitulado *“On the information content of oil future prices”*, Tabak (2003) afirma que os preços futuros do petróleo freqüentemente apresentam *“backwardation”* e que esse fenômeno representa um quebra

³ *“Normal backwardation”* refere-se ao caso em que o preço de um ativo no mercado futuro é inferior ao seu preço no mercado a vista, quando o preço de um ativo no mercado futuro é maior que seu preço no mercado a vista, esse mercado é chamado de *“contango market”*.

cabeças para os economistas, pois viola a condição intertemporal de não arbitragem. Uma explicação para esse fenômeno seria que a maior parte das operações de proteção (*hedge*) seria feita por produtores que venderiam contratos futuros para se proteger contra possíveis quedas nos preços do petróleo e, portanto seriam induzidos a pagar um prêmio para que os especuladores assumissem posições contrárias, ou seja, as posições compradas. Nesse sentido, os preços futuros estando abaixo dos preços do mercado a vista dariam aos especuladores um lucro esperado, isto significaria que o prêmio pelo risco teria um importante papel na precificação dos contratos futuros.

Outra explicação seria devida ao conceito econômico de rendimento de conveniência (*convenience yield*), que seria a percepção do valor não pecuniário da posse de commodities, valor este que não existiria para os detentores de posições compradas nos mercados futuros e mercados a termo. Esta interpretação poderia explicar porque certos preços futuros ficam abaixo dos preços do mercado a vista por longos períodos de tempo. Uma última explicação para o fenômeno da “*backwardation*” seria a abordagem de Litzenberger e Rabinowitz (1995), em que argumentam que a posse de reservas de petróleo pode ser vista como uma posição vendida numa opção de compra cujo preço de exercício é o seu custo de extração, e nesse sentido a “*backwardation*” seria a relação custo-benefício entre exercer a opção e mantê-la viva. No referido trabalho de Tabak (2003) é testada a hipótese dos preços do petróleo nos mercados futuros poderem ser usados para a previsão dos preços futuros no mercado a vista e, em suas conclusões afirma que as evidências sugerem que os contratos futuros do petróleo do tipo ω rent cru, com prazo de vencimento de até três meses, são preditores não viesados dos preços futuros do mercado a vista, porém com poder explicativo em torno de 20%.

Em relação aos mercados futuros de commodities Fama e French (1987), tomando por base a literatura relevante disponível até então, estudaram os comportamentos de vinte e uma commodities distribuídas entre produtos agrícolas, produtos de madeira, produtos animais e metais, segundo os modelos da teoria da estocagem (*theory of storage*) e o modelo que divide um preço futuro em duas partes: prêmio esperado e poder de previsão do preço na data de vencimento do contrato. Os autores afirmam que a teoria da estocagem não é controversa e, que em contraste há pouca concordância em relação aos preços futuros conterem prêmios esperados ou terem poder de previsão quanto aos preços futuros no

mercado a vista. Os autores concluem o trabalho indicando evidências baseadas na teoria da estocagem, de variação na base em resposta a variações nas taxas de juros e a padrões sazonais do rendimento de conveniência (*convenience yield*), e também que em cinco dos vinte e um mercados os preços futuros possuem prêmios esperados variáveis com o decorrer do tempo, e que em dez dos vinte e um mercados existe poder de previsão dos preços futuros do mercado a vista. Por outro lado, Chowdhury (1991) aplicando testes de cointegração a mercados futuros de metais encontrou evidências de que os preços futuros são preditores viesados dos preços subseqüentes do mercado a vista.

Em relação aos mercados futuros de moedas os resultados apresentados por Scott (1992) sugerem que preços em mercados futuros e mercados a termo não revelam informações adicionais sobre as expectativas de mercado que já não estejam incorporadas aos preços dos mercados a vista. De acordo com Scott (1982) *“In foreign exchange markets forward rates are very poor predictors of future changes in the exchange rates.”* Obstfeld e Rogoff (1996), baseados em evidências empíricas de muitas séries, recomendam apostar na direção oposta da indicada pelas taxas a termo, sugerindo que as taxas de câmbio a termo estão longe de serem preditores eficientes.

Quanto a taxas de juros, testes realizados por Fama (1984) para verificar se a diferença corrente entre as taxas a termo e o mercado a vista têm poder preditivo tanto em relação ao prêmio futuro quanto a mudanças futuras na taxa a vista com prazo de um mês, o levaram à conclusão que as taxas a termo contêm informação sobre os preços futuros das taxas a vista; Cole e Reichenstein (1994) encontraram evidências de que as taxas futuras de “Eurodólar” refletem completamente a informação contida em seus dados e que as taxas futuras de contratos de três meses fornecem uma eficiente previsão da taxa Libor no vencimento, e também que as taxas futuras mais distantes contêm prêmio de risco que aumenta com a data de vencimento do contrato.

Abordagens quanto ao poder preditivo das posições de contratos futuros em aberto em relação aos preços praticados no mercado a vista do ativo subjacente são, com base no atual estágio desta pesquisa⁴, praticamente inexistentes. O único trabalho encontrado é o de Wang (2002), intitulado *“The effect of net positions by type of trader on volatility in*

⁴ Foram utilizados o sistema “ProQuest”, e o buscador de internet “www.google.com” na busca de informações atualizadas sobre pesquisas a respeito deste tema.

foreign currency futures market”, que objetiva a previsão da volatilidade e não a previsão do preço, que é o objetivo desta proposta de trabalho.

A idéia que motiva este trabalho tem por base o artigo de Masagão (2001), “Resumindo Expectativas”, publicado na Resenha BM&F número 142, em que as relações entre os preços dos ativos subjacentes e o saldo das posições compradas e vendidas detidas pelos diversos tipos de participantes dos mercados futuros desses ativos são confrontadas graficamente ao longo do tempo. Segundo o referido texto, essas posições indicariam as expectativas futuras desses participantes quanto à evolução dos preços e, portanto, a análise da evolução das posições detidas por esses agentes nos mercados futuros teria relação com a direção futura dos preços de seu ativo subjacente no mercado a vista.

1.2 Objetivo, problema de pesquisa e hipótese do trabalho

Considerando-se que o preço a vista de um ativo e as posições de contratos em aberto por tipo de participante do mercado futuro desse ativo são formados contemporaneamente durante cada pregão, sendo que: por um lado, o preço a vista é conhecido em todos os instantes durante o pregão e sua cotação de fechamento no instante do encerramento do mesmo; por outro lado, as posições possuídas em contratos futuros por tipo de participante do mercado futuro desse ativo, que serão carregadas até o início do pregão seguinte, somente serão divulgadas algumas horas após o encerramento do pregão, pode ser aventada a hipótese de que, em função da não contemporaneidade dessas informações que gera um hiato temporal de um pregão, as posições em aberto de contratos futuros por tipo de participante contenham informações úteis sobre o comportamento futuro dos preços de seu ativo subjacente. O que se espera é encontrar regularidades, representadas tanto por acertos quanto por erros, no comportamento de alguns tipos de agentes que possam ser captadas pelos modelos econométricos.

Portanto, em função do acima exposto, o objetivo deste trabalho é verificar, por meio da utilização de técnicas econométricas, a existência de informação relevante quanto ao comportamento futuro do preço de um ativo subjacente a um determinado tipo de contrato futuro, tomando por base a posição relativa dos diversos tipos de participantes do mercado futuro desse ativo conjuntamente. Procura-se então, responder ao seguinte problema de pesquisa:

As posições em aberto por tipo de participante de um determinado mercado futuro contêm informação relevante quanto ao comportamento futuro do ativo subjacente a esse mercado futuro?

A hipótese que fundamenta esta abordagem está relacionada à assimetria informacional e à eficiência dos mercados, e considera que todas as informações disponíveis que podem influenciar o comportamento futuro do preço de um ativo subjacente estão representadas nas posições detidas pelos diversos tipos de participantes do mercado futuro, segundo seu nível de informação.

Formalmente a hipótese nula do trabalho é:

H₀: as posições de contratos em aberto por tipo de participante dos mercados futuros não contêm informação relevante quanto ao comportamento futuro do ativo subjacente a esse contrato

1.3 Justificativa do trabalho

A contribuição deste trabalho tem como ponto de partida o fato de que na Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F são negociados muitos tipos de contratos futuros, sendo os mais representativos em volume de recursos transacionados os contratos de: “DI de um dia Futuro”; “Cupom Cambial Futuro” e “Dólar Comercial Futuro”; estes três contratos têm uma relação fundamental com as políticas implementadas por órgãos do governo, principalmente o Banco Central do Brasil, e portanto esta pesquisa tem importância tanto para as atividades de investimento, como *trading* e *hedging*, quanto para a autoridade de política monetária, por possibilitar o monitoramento: das condições e da credibilidade da política monetária em andamento; do “*timing*” e da efetividade das operações monetárias em implementação; e a identificação de preços anômalos no mercado.(Bahra, 1997:7)

1.4 Delimitação e limitações do trabalho

Para o desenvolvimento deste trabalho foi escolhido como ativo subjacente o Índice Bovespa, cujo correspondente no mercado futuro da Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F é o Índice Bovespa Futuro. Esta escolha se deve ao fato destes mercados estarem menos sujeitos à influência de ações governamentais do que os mercados de: “DI de um dia Futuro”; “Cupom Cambial Futuro” e “Dólar Comercial Futuro”; acima citados, tendo

portanto características de um mercado mais “puro”, no sentido de responderem principalmente às forças convencionais de mercado. A abordagem adotada neste estudo poderá ser aplicada aos demais ativos negociados nos mercados futuros da Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F, ou a outros mercados futuros que disponibilizem as informações aqui utilizadas. O período compreendido pela pesquisa se inicia em 20 de novembro de 2001 e se estende até o dia 22 de março de 2006.

1.5 Metodologia da Pesquisa

1.5.1 Quanto à classificação

Segundo Martins (1994: 26), a metodologia empregada neste trabalho pode receber as seguintes classificações:

- Empírico-analítica - “...são abordagens que apresentam em comum a utilização de técnicas de coleta, tratamento e análise de dados marcadamente quantitativas. Privilegiam estudos práticos. Suas propostas têm caráter técnico, restaurador e incrementalista. Têm forte preocupação com a relação causal entre variáveis. A validação da prova científica é buscada através de testes dos instrumentos, graus de significância e sistematização das definições operacionais.”
- Descritiva - “... tem como objetivo a descrição das características de determinada população ou fenômeno, bem como o estabelecimento de relações entre variáveis e fatos”.
- Ex post facto - “... tipo de investigação empírica na qual o pesquisador não tem controle direto sobre a(s) variável(eis) independente(s), porque suas manifestações já ocorreram, ou porque ela(s) é (são), por sua natureza, não manipulável(eis).”

Esta pesquisa pode, ainda, ser caracterizada como quantitativa, pois segundo Kirk & Miller (citados por Mattar, 1994: 81) este tipo de pesquisa caracteriza-se por procurar “medir o grau em que algo está presente”.

1.5.2 Quanto ao desenvolvimento da pesquisa

O período compreendido pela pesquisa tem início em 20 de novembro de 2001 e se estende até o dia 22 de março de 2006, sendo que os dados foram divididos em duas partes: a primeira, de 20 de novembro de 2001 até o último pregão de 2005, serviu para a estimação

dos modelos e a segunda, referente aos primeiros meses de 2006, para avaliação da qualidade dos modelos obtidos.

Para a montagem do banco de dados utilizado no desenvolvimento da pesquisa, os dados da série do Índice Bovespa referentes às cotações de fechamento do mercado a vista foram extraídos do banco de dados da Economática®, e os dados sobre a “Distribuição dos Contratos em Aberto por Tipo de Participante” do *site* da Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F.

Para a obtenção dos modelos foi utilizada a técnica VEC - Vetor de Correção de Erros (*Vector Error Correction*) que contém em sua formulação uma ou mais equações de cointegração e, sobre os resultados do VEC a metodologia GETS. Em função do número de variáveis envolvidas neste estudo ser maior que duas, foi utilizado o procedimento de Johansen para a obtenção das equações de cointegração e, como para a existência de cointegração entre variáveis estas precisam ser integradas de mesma ordem foram aplicados testes de raiz unitária a todas as variáveis utilizadas.

1.6 Composição do trabalho

No capítulo 1 foi feita a introdução ao tema pesquisado, no capítulo 2 é abordado o referencial metodológico empregado, no capítulo 3 é desenvolvida a pesquisa e no capítulo 4 é concluído o trabalho.

2. Referencial metodológico

2.2 Introdução

Provavelmente o modelo mais intuitivo para a estimação de relações, obtenção de previsões e teste de hipóteses, entre séries de dados organizados de forma cronológica que representam variáveis que possuem algum tipo de relação é dado por uma expressão linear estática do tipo:

$$(1) y_t = a + b.x_t + e_t$$

Nessa expressão a variável y_t depende da variável x_t e e_t é um erro aleatório que corresponde à variação em y_t que não pode ser explicada pelo modelo. Os parâmetros a e b podem ser estimados por meio da utilização do método estatístico conhecido como análise

de regressão. Para a obtenção de conclusões válidas é necessário que o método seja adequado às propriedades das séries envolvidas na estimação.

Séries estacionárias apresentam a característica de não se desviarem de forma permanente de sua tendência de longo prazo, embora choques de curto prazo afetem seu nível de longo prazo. Séries não estacionárias, entre as quais estão muitas séries econômicas e financeiras, apresentam a propriedade de não retornarem a um determinado nível ou tendência de longo prazo.

Apesar do fato de muitas séries econômicas e financeiras serem integradas, isto é serem não estacionárias, somente em 1974 Granger e Newbold demonstraram que a estimação de relações entre séries não estacionárias por meio do uso métodos de estimação desenvolvidos para séries estacionárias poderia gerar resultados sem sentido, indicando relacionamentos significativos entre variáveis não relacionadas e, que também poderiam ser obtidos resultados enganosos entre variáveis que de fato apresentassem relacionamento. O fato é que pode ser difícil a distinção entre relacionamentos temporários e permanentes entre variáveis não estacionárias.

A abordagem mais comumente utilizada em relação às séries não estacionárias era a especificação de modelos estatísticos como relações entre variáveis em diferenças, ou seja, a taxa de crescimento das mesmas, e se as variáveis em diferenças fossem de fato estacionárias, os métodos de estimação tradicionalmente usados forneceriam resultados válidos. O problema que surge do uso de diferenças é que apesar das relações de curto prazo entre as variáveis serem captadas pelos modelos, as relações de longo prazo são perdidas, caso existam.

2.3 Testes de raiz unitária

Séries não estacionárias são chamadas de integradas de ordem d ($I(d)$) se precisarem ser diferenciadas d vezes para apresentarem estacionariedade. Para a identificação da ordem de integração de uma série, inicialmente foram utilizadas a inspeção visual da série plotada em um gráfico e a análise do correlograma da mesma e, mais recentemente os testes de raiz unitária, que eliminam a subjetividade presente nessas formas de avaliação. Os testes de raiz unitária, e os testes de estacionariedade, são baseados em testes estatísticos formais e, a diferença entre eles se deve aos pressupostos utilizados e à definição de suas hipóteses

nulas. Os testes Dickey-Fuller padrão (DF) (Dickey e Fuller, 1979) e de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey e Fuller, 1981) se baseiam em erros independentes e identicamente distribuídos (iid) e têm como hipótese nula a existência de raiz unitária. O teste Phillips-Perron (PP) (Phillips e Perron, 1988) é não paramétrico e permite a presença de alguma heterogeneidade e correlação serial nas inovações. O teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, 1992) difere dos anteriores por apresentar hipótese nula de estacionariedade e hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Existem muitos outros testes de raiz unitária e de estacionariedade, bem como generalizações e combinações dos testes mencionados. Apesar das críticas que esses testes vêm recebendo em virtude dos problemas relativos a distorções associadas ao tamanho e à sua baixa potência, continuam sendo largamente utilizados.

Um exemplo das citadas críticas é apresentada por Maddala e Kim (2004, p.145), que afirmam que os testes ADF e PP deveriam ser completamente descartados, e que o teste KPSS deveria ser evitado por apresentar os mesmos problemas de baixa potência que o teste ADF. Esses autores sugerem que sejam utilizadas versões modificadas dos testes ADF e PP. Versões mais modernas de testes de raiz unitária não sujeitas às críticas apresentadas acima são representadas pelos testes DF-GLS de Elliot, Rothenberg e Stock (1996), que é uma evolução do teste de Dickey e Fuller, e o teste de Ng e Perron (1996, 2001), que por sua vez é uma evolução do teste de Phillips e Perron.

Dickey e Pantula (1987) (DP) propuseram um teste que tem por objetivo verificar a existência de várias raízes unitárias em uma série de dados. A abordagem de Dickey e Pantula (1987) propõe a realização de testes sucessivos, a partir de um número n , arbitrário, de possíveis raízes unitárias vai-se reduzindo esse número de uma em uma unidade até que a hipótese nula do número de raízes testada nessa etapa não seja mais rejeitada.

2.4 Cointegração – Metodologia de Johansen

Os trabalhos de Johansen (1988, 1991 e 1994) e Johansen e Juselius (1990 e 1992), cuja metodologia se tornou padrão para a implementação de testes de cointegração, foram desenvolvidos a partir dos trabalhos de Clive Granger, ganhador do prêmio Nobel de economia de 2003 juntamente com Robert Engle, que desenvolveu ao longo dos anos 1980 conceitos e métodos analíticos que combinam as perspectivas de curto e longo prazos em

séries integradas. A idéia principal é que combinações específicas de duas, ou mais, séries não estacionárias podem ser estacionárias e, chamou a esse fenômeno de cointegração. A teoria econômica freqüentemente adota a noção de equilíbrio entre duas variáveis, que podem se desviar desse equilíbrio no curto prazo, mas que retornam ao mesmo no longo prazo.

Engle e Granger (1987, p. 253) apresentam a seguinte definição de cointegração:

The components of a vector x_t are said to be co-integrated of order d , b , denoted $x_t \sim CI(d,b)$, if (i) all components of x_t are $I(d)$; (ii) there exists a vector $\alpha (\neq 0)$ so that $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. The vector α is called the co-integrating vector.

As relações de equilíbrio entre variáveis não estacionárias implicam na existência de uma combinação linear entre essas variáveis que seja estacionária, ou seja, que a tendência estocástica dessas variáveis esteja associada de forma que elas não possam se mover independentemente umas das outras. Em função dessa associação entre as tendências estocásticas é mantida uma forma de relação de correção dos desvios do equilíbrio na dinâmica de curto prazo, ou seja, um modelo de correção de erros, ou VEC- *vector error correction*.

O caso mais comum presente nas séries econômicas e financeiras, e também neste trabalho, é a existência de cointegração entre as séries integradas de ordem um. assim a explicação a seguir se refere a esse caso.

A existência de cointegração entre as séries integradas de ordem um ($I(1)$) que compõem o vetor coluna composto por N variáveis aleatórias x_t é representada por $X_t \sim CI(1,1)$ e resulta numa combinação linear que é $I(0)$, a apresentação na forma de um mecanismo de correção de erros (ou VEC- *vector error correction*) toma a seguinte forma, em função do teorema de representação de Granger:

$$(2) \Delta X_t = \alpha \cdot \beta' \cdot X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} A_i \cdot \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Na equação (2) β é uma matriz que contém em suas colunas os vetores de cointegração, $\beta' \cdot X_{t-1} \sim I(0)$, A_i é uma matriz $N \times N$, e ε_t é um vetor estacionário.

A partir de um VAR(k) dado por: $X_t = \Pi_1 \cdot X_{t-1} + \Pi_2 \cdot X_{t-2} + \dots + \Pi_k \cdot X_{t-k} + \varepsilon_t$,

pode ser obtido o VEC:

$$(3)\Delta X_t = \Pi.X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i.\Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \text{ onde : } \Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I, e : \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$$

Para que (2) e (3) sejam iguais, a matriz $\Pi = \alpha.\beta'$, precisa apresentar posto reduzido.

A matriz $\Pi = \alpha.\beta'$ em (3) é o ponto central do procedimento de Johansen, apresentando nas colunas de β' os vetores de cointegração que representam a relação de longo prazo entre as séries presentes no vetor X_t , e na matriz α os parâmetros de ajustamento do vetor de cointegração às séries. O produto $\beta'.X_{t-1}$ é chamado de termo de correção de erros (TCE).

Por hipótese todas as séries presentes em X_t são integradas de ordem um (I(1)), portanto suas primeiras diferenças são estacionárias (I(0)), e ε_t também é I(0) por hipótese. Dessa forma, para que exista cointegração o produto $\Pi.X_{t-1}$ deverá ser I(0) e como consequência a matriz $\Pi = \alpha.\beta'$ deverá ter posto reduzido, ou seja, posto entre zero e N-1. Assim o número de vetores de cointegração é definido pelo posto r da matriz Π .

A estimação da matriz Π de maneira irrestrita é feita pelo método de máxima verossimilhança e geralmente pressupõe que as distribuições dos termos de erro, ε_t , são normais e não auto correlacionadas: $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$ e $E[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0$, para $t \neq s$.

Essa estimação também pode contemplar a presença de termos determinísticos, dentro e fora do vetor de cointegração, como intercepto, tendência e variáveis *dummy*.

Os testes para a verificação da existência de cointegração entre as séries presentes em X_t estimam a matriz Π de maneira irrestrita para a seguir se testar se restrições de posto reduzido impostas sobre Π são ou não rejeitadas.

A estimação envolve a solução de um problema de autovalor, onde o posto da matriz Π é determinado pelo número de autovalores que é diferente de zero. O número de autovalores é determinado pelo número de variáveis endógenas presentes. Dois testes estatísticos são utilizados para a identificação do posto da matriz Π : as estatísticas do traço e a do máximo autovalor. Para a implementação desses testes os autovalores são ordenados em ordem decrescente e testes sequenciais são realizados. O teste da estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r , e o teste do máximo autovalor (λ_{max}) tem como hipótese nula r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r+1$.

Este método possibilita que sejam impostas restrições sobre a matriz $\Pi = \alpha.\beta'$, permitindo a realização de testes sobre os valores de seus coeficientes.

2.5 Teoria de eficiência de mercado

“Não existe outra proposição em economia que tenha suporte em evidências empíricas mais sólidas que a Hipótese dos Mercados Eficientes” (Jensen, 1978, p. 95). Esta frase reflete a confiança de Michael Jensen, professor da Universidade de Chicago, na força da teoria que foi trazida à baila por Samuelson, em 1965, no artigo denominado “*Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly*”. Neste artigo o autor argumenta que a aleatoriedade dos preços é consequência da atuação contínua de grandes grupos de investidores buscando aumentar sua riqueza. Segundo Lo e Mackinlay (1999, p. 3) esta foi a primeira aplicação séria da Hipótese do Passeio Aleatório (*Random Walk Hypothesis*), que considera que num mercado informacionalmente eficiente as variações nos preços não podem ser previstas se forem adequadamente antecipadas, isto é, se os preços incorporarem plenamente as expectativas e informações possuídas por todos os participantes desse mercado.

Em 1970, Fama resumiu essa idéia na seguinte frase de efeito: “Os preços refletem plenamente toda a informação disponível”, que implica em eficiência de mercado, pois se os preços refletem toda a informação disponível, novas informações serão rapidamente incorporadas aos preços correntes eliminando a possibilidade de operações lucrativas.

Com o passar do tempo surgiram diversas abordagens e considerações quanto à eficiência de mercado, desafiando a afirmação de Jensen tanto teoricamente quanto empiricamente.

Um dos principais questionamentos teóricos tem base nos trabalhos de Grossman (1976) e Grossman e Stiglitz (1980) que argumentam que a obtenção de informação tem custo e que mercados eficientes só poderiam existir na ausência de custos para a obtenção de informações. Esses autores mostram que quando a hipótese de eficiência de mercado é verdadeira e a obtenção de informações tem custo, o mercado se torna inviável, isto é, entra em colapso. (Grossman e Stiglitz, 1980, p. 404)

O conceito de eficiência de mercado parte do princípio que os participantes do mercado agem racionalmente. Fisher Black (1986) argumenta que muitos investidores reagem a informações irrelevantes tomando decisões de investimento baseadas em ruídos e não em informações verdadeiras. White (1988, p. 470) argumenta que a despeito da força da simples hipótese de eficiência de mercado, ela é apenas uma teoria que pode ser refutada por evidências apropriadas, e que técnicas capazes de encontrar essas evidências não tenham sido aplicadas, e continua afirmando que essa teoria é realisticamente mitigada por

meio de argumentos quanto aos limites da racionalidade humana na habilidade de processar informações e que se uma nova tecnologia para o processamento das informações existentes se tornar disponível, oportunidades de lucro podem surgir para quem a utilizar.

Nessa linha de pensamento Lo e Mackinlay (1999, p. 7) argumentam que para a obtenção de retornos sistematicamente superiores é necessário que o agente disponha de algum tipo de vantagem competitiva representada por exemplo por informação superior, tecnologia superior, inovação financeira, etc. e, que esse agente usufruirá dessa vantagem até que outros participantes do mercado passem a contar com esses recursos restabelecendo o equilíbrio. Desse ponto de vista o mercado passa a ser relativamente eficiente e a vantagem temporal para os que desenvolvem novas “ferramentas” para a obtenção de vantagens é a motivação para a pesquisa e o desenvolvimento de vantagens competitivas..

O questionamento quanto à capacidade humana de processar informações abriu espaço para pesquisas relativas ao comportamento humano quanto a decisões financeiras, as finanças comportamentais. Shleifer (2000, p. 10) afirma que é difícil sustentar que as pessoas em geral, e os investidores em particular, são plenamente racionais. Uma teoria que ajuda na avaliação de uma série de problemas em finanças é a Teoria Prospectiva (*Prospect Theory*) de Kahneman e Tversky de 1979, segundo a qual os investidores são sensíveis de maneiras diferentes entre possibilidades de perdas e de ganhos. Kahneman foi um dos ganhadores do prêmio Nobel de economia de 2002 por seus estudos relativos ao comportamento humano frente a questões financeiras.

Uma recente abordagem no sentido de conciliar o enfoque comportamental das finanças com a eficiência de mercado é a Hipótese dos Mercados Adaptativos (*Adaptive Markets Hypothesis*) proposta por Lo (2005). Segundo o autor esta abordagem propõe de maneira intelectualmente consistente uma estrutura em que os modelos tradicionais das finanças econômicas podem coexistir com os modelos comportamentais. Esta hipótese tem por base o princípio da evolução, implicando que o grau de eficiência do mercado está relacionado a fatores ambientais que caracterizam a ecologia do mercado, como: o número de competidores no mercado, a magnitude das oportunidades de lucro disponíveis e a adaptabilidade dos participantes do mercado.

Para que seja possível testar a hipótese de eficiência de mercado o ponto de partida adotado foi a adaptação do encadeamento lógico utilizado por Campbell, Lo e MacKinlay (1997, p. 20-25) apresentado a seguir.

Em sua pesquisa clássica de 1970, Fama sumariza a idéia de eficiência de mercado por meio da seguinte frase: "A market in which prices always 'fully reflect' available information is called 'efficient'." A ênfase dada pelo autor por meio do uso de aspas em torno das palavras 'fully reflect' indica que o significado das mesmas precisa ser melhor explicado. Uma definição mais explícita de eficiência de mercado foi apresentada por Malkiel (1992):

A capital market is said to be efficient if it fully and correctly reflects all relevant information in determining security prices. Formally, the market is said to be efficient with respect to some information set... if security prices would be unaffected by revealing that information to all participants. Moreover, efficiency with respect to an information set... implies that it is impossible to make economic profits by trading on the basis of [that information set].

No parágrafo citado acima, a primeira sentença repete a definição de Fama. A segunda e terceira sentenças expandem a definição em duas vertentes. A segunda sentença sugere que a eficiência de um mercado pode ser testada por meio da revelação de informação aos participantes desse mercado e medindo a reação de seus preços. Se os preços não se alterarem após a revelação da informação, então esse mercado é eficiente com relação a essa informação. Apesar de clara conceitualmente, essa abordagem é de difícil implementação prática.

A terceira sentença sugere uma maneira alternativa de avaliação da eficiência de um mercado, que consiste na avaliação do lucro que pode ser gerado pela utilização dessa informação. Esta idéia fundamenta quase todos os trabalhos empíricos a respeito de eficiência de mercado.

A taxonomia clássica quanto aos conjuntos de informação utilizados para os testes de eficiência de mercado (Roberts, 1967) faz distinção entre três formas de eficiência:

Fraca – quando são utilizados apenas dados passados de preços e retornos;

Semiforte – quando é utilizada toda a informação pública disponível;

Forte - quando é utilizada toda a informação pública e privada disponíveis.

Esses conjuntos de informação são estruturados de forma que o conjunto de informações utilizado para o teste na forma forte de eficiência de mercado contém os demais e, o relativo à forma semiforte contém o relativo à forma fraca, dessa forma quando é testada a forma fraca de eficiência, as demais também estão sendo testadas e quando é testada a forma semiforte, a forma forte também está sendo testada.

Embora a metodologia empírica empregada pela grande maioria dos trabalhos, que implementam testes a partir da terceira sentença, esteja bem estabelecida, existem dificuldades na interpretação dos resultados, pois qualquer teste de eficiência precisa adotar uma referência a partir da qual o lucro seria medido. Em consequência desse fato, o problema relativo ao teste da hipótese conjunta implica que a eficiência de mercado pode nunca ser rejeitada.

Para que seja possível implementar esses testes é necessária uma forma para a medição do eventual lucro gerado e, o conceito normalmente utilizado é o de eficiência utilizado pelas ciências físicas. Dessa forma é considerado que: “....*market efficiency is an idealization that is economically unrealizable, but that serves as a useful benchmark for measuring relative efficiency.*” (Campbell, Lo e MacKinlay, 1997, p.25)

2.6 Cointegração e eficiência de mercado

Johansen (1995, p. 8), afirma:

It must be emphasized that a cointegration analysis cannot be the final aim of an econometric investigation, but it is our impression that as an intermediate step a cointegration analysis is a useful tool in the process of gaining understanding of the relation between data and theory, which should help in building a relevant econometric model.

A relação entre cointegração e eficiência de mercado se dá pelo fato de que dois preços referentes a dois mercados especulativos conjuntamente eficientes não podem ser cointegrados, pois se o forem o preço de um poderá ajudar na previsão do preço do outro e isso estará em desacordo com a teoria de eficiência de mercado. Se existe cointegração entre esses preços deverá haver causalidade de Granger em pelo menos uma direção, de forma que uma variável ajude na previsão do preço da outra. (Granger, 1986, p. 218)

Por outro lado quando dois mercados negociam formas diferentes do mesmo ativo, por exemplo: o mercado a vista e o mercado futuro de um mesmo ativo, a hipótese de eficiência de mercado implica na existência de cointegração entre eles. Lai e Lai (1991), Chowdhury (1991), Crowler e Hamed (1993), Guerra (2002), Tabak (2001 e 2003), Tabak e Lima (2002), Rangel, Santos e Bender (2004) são alguns exemplos de trabalhos relativos a essas duas vertentes.

2.7 Metodologia GETS

A metodologia GETS (*general-to-specific modeling*) tem como objetivo selecionar modelos empíricos úteis e pode ser aplicada para a simplificação de um modelo geral inicial que adequadamente caracterize uma evidência empírica subjacente a um modelo teórico.

O desenvolvimento da econometria das séries temporais proporciona três enfoques alternativos, segundo Rao e Singh (2005, p.2): o VAR de Sims, o VAR cointegrado de Johansen (CIVAR) e o LSE-Hendry (LSE – London School of Economics) general to specific (GETS). Embora o VAR seja popular entre pesquisadores norte-americanos e o CIVAR na Europa e no resto do mundo, a popularidade do GETS parece ser limitada, apesar de estudos desenvolvidos por Hoover e Peretz (1999) indicarem que a metodologia GETS é computacionalmente menos demandante e oferece resultados confiáveis.

Campos, Ericsson e Hendry (2005) apresentam muitos motivos para a adoção desse enfoque e destacam:

“..., general-to-specific modeling implements the theory of reduction in an empirical context; and it has excellent model selection abilities, as documented in empirical practice and in Monte Carlo studies of automated general-to-specific modeling algorithms. Studies of these algorithms have also clarified and helped resolve key issues in general-to-specific modeling, including path simplification and path dependence, the interpretation of mis-specification tests, the roles of recursive estimation, the value of model selection procedures, and the distinction between the almost inevitable costs of inference and relatively low costs of search.”

Hendry e Krolzig (2001) desenvolveram um software, *PcGets*, para a seleção automática de modelos econométricos de séries temporais que a partir de um modelo geral irrestrito (*GUM – general unrestricted model*) seleciona um modelo mais parcimonioso e congruente.

3. A pesquisa

3.2 Período abrangido pela pesquisa

O período compreendido pela pesquisa tem início em 20 de novembro de 2001 e se estende até 22 de março de 2006, totalizando 1079 pregões. Esses dados foram divididos em duas partes: a primeira com início em 20 de novembro de 2001 e término em 29 de dezembro de 2005, último pregão desse ano, totalizando 1024 pregões serviu para a estimação dos modelos, e a segunda representada pelos 55 pregões referentes ao período compreendido entre o início de janeiro de 2006 e o dia 22 de março de 2006, para avaliação da qualidade dos mesmos.

Este período foi arbitrariamente considerado como adequado para o desenvolvimento deste estudo, por apresentar um período de baixa seguido por um nítido e intenso período de alta no Índice Bovespa. A Figura 1, apresenta o comportamento do Índice Bovespa no período, bem como da taxa de juros básica da economia brasileira, a Taxa Selic, e do dólar “Ptax” .

Figura 10 - Índice Bovespa em milhares de pontos, Taxa Selic em % ao ano e valor do Dólar

3.3 Eventos políticos e econômicos ocorridos no período abrangido pela pesquisa

Os principais eventos que afetaram a economia brasileira no período abrangido por este estudo foram: a crise energética de 2001 e 2002, a evolução da crise Argentina e a eleição do presidente Luiz Inácio Lula da Silva.

A crise energética, conhecida como o “escândalo do apagão”, ocorreu no segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso e teve início no primeiro semestre de 2001, estendendo-se até 2002. Essa crise foi decorrente da falta de chuvas e da falta de investimentos em geração e distribuição da energia elétrica consumida no país. Para contornar o problema de escassez de energia elétrica foi elaborado um plano em que os consumidores foram obrigados a reduzir o consumo dessa energia trazendo consequências negativas para a atividade econômica do país como um todo.

Em dezembro de 2001 o Brasil foi afetado pelo desenrolar da crise Argentina, que declarou a moratória de sua dívida e que levou à desvalorização de sua moeda em cerca de 70 % em janeiro de 2002.

À medida que se aproximavam as eleições presidenciais de outubro de 2002 no Brasil, crescia a insegurança quanto a um iminente governo petista, o chamado “risco Lula”, que gerou instabilidade econômica e fez a cotação do dólar subir de cerca de R\$ 2,30, na primeira quinzena de abril de 2002, até cerca de R\$ 4,00 na segunda quinzena de outubro desse ano. A taxa de juros básica da economia brasileira que estava em cerca de 18 % ao ano ao final da primeira quinzena de outubro de 2002 foi elevada até perto de 26 % ao ano no início de março de 2003. Passadas as eleições de 2002, como o novo governo optou pela manutenção das diretrizes econômicas básicas adotadas pelo governo anterior, as cotações das principais ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo começaram a subir e a cotação do dólar a cair, já as taxas de juros começaram a sofrer reduções somente no início do segundo semestre de 2003.

O volume negociado na Bolsa de Valores de São Paulo subiu de maneira expressiva no período, saltando de R\$ 139 bilhões em 2002 para R\$ 401,1 bilhões em 2005. A participação relativa dos diversos tipos de investidores sofreu alterações relevantes, com o aumento na participação de pessoas físicas, investidores institucionais e, principalmente, investidores estrangeiros, já as instituições financeiras sofreram a mais expressiva das

variações, caindo de 34 % em 2001 para 11,7 % em 2005. A figura 2 apresenta esses resultados.

Figura 11 - Participação dos investidores na Bovespa de 2001 a 2005

fonte: Relatório anual Bovespa 2005, disponível em www.bovespa.com.br.

3.4 Montagem do banco de dados

Os dados da série do Índice Bovespa, referentes às cotações de abertura, média e fechamento do mercado a vista, foram extraídos do banco de dados da Economática®, e os dados sobre a “Distribuição dos Contratos em Aberto por Tipo de Participante” foram extraídos do *site* da Bolsa de Mercadorias e Futuros¹⁴ – BM&F, onde são apresentados conforme a Figura 1.

A Figura 1 é um exemplo do balanço diário das posições de fechamento em que os participantes do mercado são agrupados, pela BM&F, em oito categorias: Bancos, DTVM'S e Corretoras de Valores, Outras Jurídicas Financeiras, Investidor Institucional Nacional, Investidor Institucional Estrangeiro, Fundo de Conversão de Capital Estrangeiro, Pessoa Jurídica Não Financeira e Pessoa Física. Existe uma nona categoria, referente a Pessoa Jurídica Residente no Exterior, que teve sua última participação em 20/08/2002 e, por essa razão não foi incluída na base de dados utilizada.

¹⁴ <http://www.bmf.com.br>

Na planilha final, utilizada como banco de dados para o desenvolvimento deste estudo, as posições dos diversos tipos de participantes são multiplicadas pelo valor do índice Bovespa a vista, com o objetivo de transformar a quantidade de contratos possuídos após cada pregão por cada tipo de participante em um número com características de valor nocional da posição. De fato, se esses números forem multiplicados por R\$ 3,00 , que era o valor do ponto de Índice Bovespa Futuro negociado na Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F no período compreendido pela pesquisa, eles serão o valor nocional das posições carregadas de um dia para o outro por cada tipo de participante.

Figura 12 - Distribuição dos contratos em aberto por tipo de participante (pregão de 25/07/2003)

MERCADO FUTURO DE IBOVESPA

	Compra		Venda	
	Contratos	%	Contratos	%
Pessoa Jurídica Financeira	8.270	14,91	22.733	40,97
Bancos	7.835	14,12	22.315	40,22
DTVM'S e Corretoras de Valores	285	0,51	248	0,45
Outras Jurídicas Financeiras	150	0,27	170	0,31
Investidor Institucional	42.349	76,33	31.403	56,60
Invest. Institucional Nacional	22.513	40,58	22.729	40,97
Invest. Institucional Estrangeiro	19.836	35,75	7.809	14,08
Fundo de Conversão de Capital Estrangeiro	0	0,00	865	1,56
Pessoa Jurídica Não Financeira	2.849	5,14	390	0,70
Pessoa Física	2.013	3,63	955	1,72
Total Geral	55.481	100,00	55.481	100,00

fonte: BM&F

Os símbolos utilizados neste estudo para a identificação das dezessete séries utilizadas são:

IBOV – índice do mercado a vista da Bolsa de Valores de São Paulo – Índice Bovespa;

BCOC – posição comprada dos bancos;

BCOV – posição vendida dos bancos;

CORRC - posição comprada das distribuidoras de títulos e valores mobiliários e das corretoras de valores;

CORRV - posição vendida das distribuidoras de títulos e valores mobiliários e das corretoras de valores;

OJFC - posição comprada de outras pessoas jurídicas financeiras;

OJFV - posição vendida de outras pessoas jurídicas financeiras;

IINC – posição comprada dos investidores institucionais nacionais;

IINV – posição vendida dos investidores institucionais nacionais;

IIEC – posição comprada dos investidores institucionais estrangeiros;

IIEV – posição vendida dos investidores institucionais estrangeiros;
 FCCEC - posição comprada dos fundos de conversão de capital estrangeiro;
 FCCEV - posição vendida dos fundos de conversão de capital estrangeiro;
 PJNFC - posição comprada das pessoas jurídicas não financeiras;
 PJNFV – posição vendida das pessoas jurídicas não financeiras;
 PFC - posição comprada das pessoas físicas;
 PFV – posição vendida das pessoas físicas.

Uma análise preliminar do banco de dados mostra que existe grande diferença de participação em volume de contratos carregados de um dia para outro e da frequência de participação entre os diferentes tipos de participantes que compõem o banco de dados inicial utilizado. Com o objetivo de que os “ruídos” gerados por participantes que apresentaram frequência irregular ou participação pouco significativa, foram excluídos do banco de dados utilizado os “fundos de conversão de capital estrangeiro“, que tiveram sua última participação em 17 de novembro de 2003, “outras pessoas jurídicas financeiras” que tiveram a menor participação relativa, caracterizando participação apenas eventual e os tipos de participantes que apresentam participação menor que 0,2% no período. A participação relativa das posições compradas e vendidas por tipo de investidor é apresentada na Tabela 1.

Tabela 19- Participação relativa das posições compradas e vendidas por tipo de investidor

Participantes	Participação relativa (%)
IINV	22,78%
IINC	22,32%
IIEC	18,60%
IIEV	14,51%
BCOV	10,71%
BCOC	6,07%
PFC	1,50%
PFV	1,38%
PJNFC	1,32%
PJNFV	0,45%
CORRC	0,18%
CORRV	0,16%
Total	100%

Dessa forma, após a eliminação das posições compradas e vendidas das distribuidoras e corretoras de valores, as séries utilizadas no trabalho passaram a ser onze: IBOV, BCOC, BCOV, IINC, IINV, IIEC, IIEV, PJNFC, PJNFV, PFC e PFV.

Como o Índice Bovespa a vista e as posições de contratos em aberto por tipo de participante do mercado de Índice Bovespa Futuro da BM&F são formados contemporaneamente durante cada pregão, sendo que por um lado, o Índice Bovespa a vista é conhecido em todos os instantes durante o pregão e sua cotação de fechamento no instante do encerramento do mesmo; por outro lado, as posições possuídas em contratos futuros por tipo de participante do mercado de Índice Bovespa Futuro da BM&F, que serão carregadas até o início do pregão seguinte, somente são conhecidas algumas horas após o encerramento do pregão, conforme exposto anteriormente, no tópico 1.2, pode ser aventada a hipótese de que, em função da não contemporaneidade dessas informações, que gera um hiato temporal de um pregão, as posições em aberto de contratos futuros por tipo de participante contenham informações úteis sobre o comportamento futuro dos preços de seu ativo subjacente.

Dessa forma a última, e fundamental, etapa da montagem do banco de dados utilizado, quando se pensa em termos de uma regressão linear múltipla, é a aplicação de um deslocamento de um dia, em direção ao passado, nas cotações do Índice Bovespa a vista em relação às posições de contratos em aberto por tipo de participante carregadas de um dia para o outro. Assim, essas posições seriam usadas na previsão do Índice Bovespa a vista do pregão seguinte.

3.5 Informações sobre o banco de dados

O banco de dados utilizado para os testes realizados e para a identificação do modelo de previsão compreende o período que tem início em 20 de novembro de 2001 e termina em 29 de dezembro de 2005, último pregão desse ano, totalizando 1024 observações. Foram utilizados os logaritmos das séries com o objetivo de se reduzir a heterocedasticidade, este procedimento é usual em séries financeiras como a do Índice Bovespa e é adequado para as demais séries, pois como exposto anteriormente no tópico 3.3, as mesmas são o resultado da multiplicação das posições em aberto de contratos futuros de Índice Bovespa por tipo de participante pela cotação de fechamento do Índice Bovespa a vista..

Os símbolos que identificam as séries utilizadas recebem os prefixos “ L “, para o logaritmo das séries e, “ DL “ para a primeira diferença do logaritmo das mesmas.

Os gráficos dos logaritmos das séries utilizadas são apresentados na Figura 4 e em suas primeiras diferenças na Figura 5 e, as Tabelas 2 e 3 apresentam as estatísticas descritivas relativas aos dois conjuntos de séries.

Como pode ser observado nos gráficos dos logaritmos das séries em nível, a maior parte das séries apresenta tendência temporal de crescimento, porém esse fato não possui base na realidade de curto prazo⁵ pois um índice de mercado de ações e posições de contratos em aberto por tipo de participante nos mercados futuros podem subir, cair ou ficar estáveis ao longo do tempo, e nunca ter um crescimento contínuo definido pela passagem do tempo.

Tabela 20 - Estatísticas Descritivas dos logaritmos das séries em nível

Série	Media	Mediana	Maximo	Mínimo	Desv.Pad.	Assimetria	Curtose
LIBOV	9,77	9,86	10,42	9,03	0,38	-0,15	1,65
LBCOC	18,19	18,32	19,98	15,60	0,87	-0,56	2,62
LBCOV	18,95	19,02	20,03	16,77	0,52	-0,84	3,67
LIINC	19,71	19,68	20,72	18,73	0,45	0,10	2,23
LIINV	19,64	19,60	20,88	18,01	0,64	-0,35	2,43
LIIEC	19,45	19,36	20,73	18,39	0,60	0,23	2,03
LIIEV	19,21	19,23	20,48	17,92	0,60	-0,03	2,10
LPJNFC	16,71	16,84	18,23	14,24	0,79	-0,44	2,61
LPJNFV	15,51	15,52	17,59	13,38	0,94	-0,13	2,07
LPFC	17,02	17,06	18,20	15,40	0,43	-0,41	3,30
LPFV	16,71	16,90	18,93	14,60	0,85	-0,32	2,03

Tabela 21 - Estatísticas Descritivas das primeiras diferenças dos logaritmos das séries

Série	Media	Mediana	Maximo	Minimo	Desv.Pad.	Assimetria	Curtose
LIBOV	0,0009	0,0013	0,064	-0,066	0,018	-0,26	3,52
LBCOC	0,0012	0,0078	1,266	-1,495	0,214	-1,54	15,03
LBCOV	0,0012	0,0045	0,998	-1,621	0,143	-1,50	29,47
LIINC	0,0008	0,0068	0,292	-0,701	0,073	-3,43	24,92
LIINV	0,0013	0,0059	0,294	-0,585	0,072	-2,26	17,52
LIIEC	0,0017	0,0053	0,328	-0,540	0,073	-0,89	8,76
LIIEV	0,0013	0,0068	0,344	-1,176	0,098	-3,87	38,09
LPJNFC	0,0001	0,0084	1,137	-2,085	0,229	-1,20	14,90
LPJNFV	0,0023	0,0060	2,402	-2,455	0,439	-0,09	7,27
LPFC	0,0008	0,0055	1,361	-1,613	0,231	-0,73	9,83
LPFV	0,0016	0,0081	1,859	-1,670	0,261	-0,02	8,26

⁵ No longo prazo é esperado o crescimento da economia como um todo e conseqüentemente dos índices de mercado de ações.

Figura 13 - Gráficos dos logaritmos das séries em nível

Figura 14 - Gráficos das primeiras diferenças dos logaritmos das séries

Como a maior parte dos gráficos da primeira diferença do logaritmo das séries (acima) não apresenta evidência forte de heterocedasticidade toda a análise será desenvolvida a partir dos dados sem nenhum tratamento adicional.

3.6 Testes de raiz unitária

Neste tópico são apresentados de maneira resumida os resultados dos testes de raiz unitária realizados. O Apêndice A apresenta, de maneira detalhada, a aplicação dos referidos testes às séries utilizadas neste trabalho, bem como todos os procedimentos que não representam a simples utilização do software econométrico empregado (*Eviews*) são apresentados em detalhes para a série LIBOV_close, chamada de LIBOV e considerada como representativa das séries LIBOV_open e LIBOV_medio, e em tabelas para as demais séries.

Em função do objetivo deste trabalho, que é a verificação da existência de cointegração entre as séries temporais representadas pelas posições carregadas pelos diversos tipos de participantes de um dia para o outro de contratos em aberto no Mercado Futuro de Índice BOVESPA da Bolsa de Mercadorias e Futuros, e a série temporal do Índice Bovespa a vista, é necessário que as séries utilizadas sejam testadas quanto à ordem de integração que apresentam, sendo necessário que sejam integradas de mesma ordem para que possam ser submetidas a testes de cointegração.

Os testes de raiz unitária têm o objetivo de verificar a presença, e o número, de raízes unitárias existentes em uma dada série de dados. Este estudo foi desenvolvido por meio da aplicação de uma série de testes de raiz unitária, começando pelo teste de Dickey e Pantula, que teste tem por objetivo verificar a existência de várias raízes unitárias em uma série de dados. De maneira geral as séries financeiras não contêm mais que uma raiz unitária (Brooks, 2002, p. 381), porém como as séries utilizadas neste trabalho, com exceção das séries relativas ao logaritmo do Índice Bovespa, não são exatamente séries financeiras e sim a sequência temporal das posições de contratos em aberto, no Mercado Futuro de Ibovespa da BM&F, possuídas pelos diversos tipos de participantes desse mercado de um dia para o outro, por medida de segurança foi adotada a abordagem de Dickey e Pantula (1987) que propõe a realização de testes sucessivos, a partir de um número n , arbitrário, de possíveis raízes unitárias vai-se reduzindo esse número de uma em uma unidade até que a hipótese nula do número de raízes testada nessa etapa não seja mais rejeitada.

Como os resultados do teste de Dickey e Pantula (DP) indicaram que nenhuma das séries testadas apresentava mais que uma raiz unitária, a etapa seguinte foi a submissão do conjunto de séries aos testes de Dickey e Fuller Aumentado - ADF (1979, 1981) e Philips e Perron - PP (1988), que se caracterizam por testar a hipótese nula de que a série é

integrada de ordem um. Em seguida as séries foram submetidas ao teste proposto por Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin - KPSS (1992) que tem como função testar a estacionariedade em uma dada série de dados, ou seja, sua hipótese nula é de que a série testada é estacionária e sua hipótese alternativa é que a série é integrada de ordem um. Este teste é normalmente usado em conjunto com testes cujas hipóteses nulas são opostas à dele, caso dos testes de Dickey e Fuller Aumentado e de Philips e Perron em razão da baixa potência apresentada pelos testes de raiz unitária. O objetivo do uso conjunto de testes com hipóteses nulas opostas em uma mesma série de dados é aumentar a potência do resultado final da análise. Portanto a utilização do teste KPSS em conjunto com os testes ADF e PP tem o objetivo de aumentar a confiabilidade dos resultados. Fernandes e Toro (2002, p. 9) defendem a utilização deste teste argumentando que como o poder dos testes de raiz unitária é muito sensível a valores atípicos, e portanto que a rejeição da hipótese nula de estacionariedade ganha força quando valores atípicos podem estar presentes.

Dentre os quatro testes empregados, o teste KPSS não foi capaz de discriminar as séries, indicando que todas as séries apresentavam raiz unitária, e os demais apresentaram resultados discordantes. Em função desse fato, as séries foram então submetidas a mais dois testes pertencentes à geração mais recente de testes de raiz unitária, aqui representados pelo teste de Elliot, Rothenberg, e Stock – DF-GLS (1996) e pelo teste de Ng e Perron - NP (1996 e 2001).

Dessa forma, não foram seguidas as recomendações de Maddala e Kim (2004, p. 145) de descartar os testes ADF e PP e de evitar o teste KPSS, pois estes testes ainda hoje continuam largamente empregados em trabalhos empíricos. Por outro lado foram seguidas as recomendações desses autores quanto à utilização de testes mais modernos, aqui representados pelos dois últimos, e de que o nível de significância empregado deve ser mais amplo (2004, p.146). Nesse contexto, os resultados de todos os testes, com exceção do KPSS, são apresentados de forma consolidada na Tabela 4 com a utilização do nível de significância de 10%.

A análise conjunta dos resultados apresentados pelos testes mostra que o único teste que apresenta resultados discordantes é o ADF, e em razão desse fato foi desconsiderado. Dessa forma os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que as séries: LIBOV,

LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV são integradas de ordem um e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias.

Tabela 22 - Resultados dos testes de Raiz Unitária para todas as séries

Série	DP	ADF	PP	DF-GLS	NP
LIBOV	1	0	1	1	1
LBCOC	0	0	0	0	0
LBCOV	0	0	0	0	0
LIINC	1	0	1	1	1
LIINV	1	1	1	1	1
LIIEC	1	0	1	1	1
LIIEV	1	0	1	1	1
LPJNFC	0	1	0	0	0
LPJNFV	0	0	0	0	0
LPFC	0	0	0	0	0
LPFV	0	1	0	0	0
Nível de significância utilizado: 10%.					

É interessante observar que as séries que foram consideradas integradas de ordem um e que, portanto comporão o conjunto de séries que serão testadas quanto a cointegração, são as séries que apresentam maior importância relativa no conjunto de séries analisadas, pois a série LIBOV é o objeto desta investigação e as séries LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV são as séries mais significativas em termos de participação relativa no total de posições carregadas de um dia para o outro pelos participantes ao longo do período analisado.(Tabela 1)

3.7 Testes de cointegração

Neste tópico são apresentados, de maneira resumida, os resultados finais dos testes realizados. O Apêndice B apresenta, de maneira detalhada, a aplicação dos referidos testes, bem como todos os procedimentos desenvolvidos.

A técnica econométrica empregada neste estudo para a modelagem das séries temporais utilizadas é a análise de cointegração segundo a metodologia de Johansen, que para ser aplicada requer que as séries participantes da análise sejam integradas de mesma ordem.

Os resultados dos testes de raiz unitária, apresentados no item 3.5, e desenvolvidos no Apêndice A, indicaram que as séries LIBOV_open, LIBOV_close, LIBOV_medio, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV apresentam uma raiz unitária e, as séries: LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPV não apresentam raiz unitária, sendo portanto estacionárias. Como entre as séries identificadas como integradas de ordem um estão as séries de interesse deste estudo, LIBOV_open, LIBOV_close, LIBOV_medio, e as demais: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, são as séries que representam os dois mais importantes tipos de participantes do mercado futuro de Índice Bovespa em termos de participação relativa nesse mercado, testes de cointegração aplicados a esse conjunto de séries podem levar aos resultados esperados por esta pesquisa. Foram desenvolvidas três abordagens nos testes aplicados nesta etapa.

3.7.1 Aplicação do procedimento de Johansen para as séries

3.7.1.1 Primeira abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close)

Resumo dos procedimentos - Nesta primeira abordagem foram utilizados o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com as séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa de um dia para o outro sobre o comportamento futuro da série de fechamentos do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).

Os resultados finais indicaram um modelo em que a série LIIEC não está presente no vetor de cointegração, e que apresenta, em relação à série LIBOV_close, poder explicativo de 17,73 %. Do modelo VEC estimado na foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV, apresentado na Tabela 5.

Tabela 23 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.592474	0.754956	-0.561538
erro padrão		0.10850	0.19492	0.12118
estatística t		-5.46081	3.87323	-4.63376

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 6.

Tabela 24 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$B(1,1) = 0$	4.746921	0.029351
LIIEV	$B(1,2) = 0$	7.560113	0.005967
LIINC	$B(1,3) = 0$	6.636797	0.009989
LIINV	$B(1,4) = 0$	4.740660	0.029458

A Tabela 6 apresenta os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries no vetor de cointegração e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo. A Tabela 7 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 8 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 25 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.011059	0.061928	-0.010138	-0.001394
erro padrão	0.00488	0.02231	0.01726	0.01575
estatística t	-2.26470	2.77539	-0.58723	-0.08852

Tabela 26 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$A(1,1) = 0$	4.249429	0.039264
LIIEV	$A(2,1) = 0$	3.668160	0.055461
LIINC	$A(3,1) = 0$	0.216963	0.641364
LIINV	$A(4,1) = 0$	0.004449	0.946819

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 8, indicam que as séries LIINV e LIINC podem ser consideradas fracamente exógenas em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa, mesmo quando adotado o nível de significância de 10%. A série LIIEV está no limite para ser considerada fracamente exógena a 5% de significância e a série de interesse desta etapa do trabalho, LIBOV_close, não pode ser considerada

fracamente exógena ao nível de 5% de significância, indicando que esta série sofre influência dos desequilíbrios de longo prazo identificados pelo vetor de cointegração. O fato da série LIBOV_close não ser fracamente exógena em relação às demais séries presentes no vetor de cointegração pode indicar discordância com a hipótese de eficiência de mercado na forma semi-forte.

Os resultados desse modelo em relação à série LIBOV_close, estimado em primeiras diferenças, indicam um poder explicativo de 17,73 % (R^2) e um R^2 ajustado de 13,02%.

Com a finalidade de se obter um modelo mais parcimonioso para a série de interesse desta etapa do trabalho foi então aplicada a metodologia desenvolvida por David F.Hendry, da London School of Economics, conhecida como GETS (*General to Specific*) de estimação que parte de um modelo geral, equação do VEC estimado para essa série, para um modelo específico ou reduzido. Foi adotada a opção de modelagem liberal, presente no software PC-GETS, que minimiza a não seleção de séries no modelo final. Os resultados da estimação do modelo GETS indicaram um modelo que “encompassa” (tradução livre da palavra inglesa *encompass*) o modelo inicial, ou seja, um modelo mais parcimonioso, de desempenho semelhante, contido no modelo inicial. Os resultados finais da estimação do modelo GETS são apresentados na Figura 6.

Figura 15 - Resultados da aplicação da metodologia GETS à primeira abordagem

Specific model of D_LIBOV_CLOSE, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIIEC	0.07374	0.00720	10.239	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LPFV	0.00488	0.00163	2.983	0.0029	0.2558	0.0000	0.6233
LPFV_2	-0.01032	0.00204	-5.060	0.0000	0.0005	0.0000	1.0000
LPFV_4	0.00549	0.00162	3.396	0.0007	0.0008	0.0106	1.0000
RSS	0.27926	sigma	0.01660	R^2	0.12225	Radj^2	0.11966
LogLik	4174.41529	AIC	-8.19335	HQ	-8.18600	SC	-8.17400
T	1018	p	4	FpNull	0.00000	FpGUM	0.12391
		value	prob				
Chow (516:1)		0.6907	1.0000				
Chow (923:1)		0.4943	1.0000				
AR 1-4 test		0.9641	0.4263				

Os resultados da aplicação do modelo GETS à equação relativa à série LIBOV_close do VEC mostram que os resíduos da equação de cointegração, bem como as defasagens da série LIBOV_close não participam do modelo final, sendo o poder explicativo de 12,2 %

do modelo, composto somente pelas variações das posições de compra dos investidores institucionais estrangeiros e das posições de venda, e suas segundas e quartas defasagens, mantidas pelas pessoas físicas.

Este é o primeiro resultado importante deste trabalho, pois apesar das posições de contratos em aberto possuídas pelos diferentes tipos de participantes do mercado, de um dia para o outro, não serem um preço, elas fazem parte do conjunto de informações disponível ao público e, portanto, se essas informações ajudam a explicar os preços que serão realizados no mercado a vista, a hipótese de eficiência de mercado na forma semi-forte está sendo questionada.

3.7.1.2 Segunda abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close) em conjunto com a série de aberturas (LIBOV_open)

Resumo dos procedimentos - Nesta segunda abordagem foram utilizados o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com a série de cotações de abertura do Ibovespa a vista (LIBOV_open) e as demais séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como finalidade identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação, como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa, de um dia para o outro, sobre o comportamento futuro da série de aberturas do Índice Bovespa a vista (LIBOV_open) e a série de fechamentos do Ibovespa a vista (LIBOV_close).

Os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries que inicialmente compuseram o vetor de cointegração indicaram que somente as séries LIBOV_close e LIBOV_open pertencem ao vetor de cointegração. A estimação de um modelo composto somente pelas séries LIBOV_close e LIBOV_open indicou, como era esperado por serem diferentes expressões da série do Ibovespa no mesmo pregão, que essas séries cointegram por meio de um vetor de cointegração (1, -1) e que o coeficiente de ajustamento para a série LIBOV_close não é significativo e o é para a série LIBOV_open. Comentários a respeito desses resultados foram deixados para após a estimação do modelo em que as variáveis

endógenas são apenas as séries LIBOV_close e LIBOV_open e, as variáveis exógenas são todas as demais, com as séries integradas de ordem um, LIIEC, LIIEV, LIINC e LIINV, presentes em suas primeiras diferenças e as variáveis estacionárias, LBCOC, LBCOV, LPFC, LPFV, LPJNFC e LPJNFV em nível.

Dessa forma o modelo foi estimado com apenas uma relação de cointegração sem a presença da tendência e com a presença da constante que se mostrou significativa apesar dessas séries endógenas terem aproximadamente o mesmo comportamento, em função de serem expressões diferentes da série do Ibovespa em um mesmo pregão.

No modelo VEC estimado, a equação relativa LIBOV_close apresentou poder explicativo de 18,49 % e, a relativa a LIBOV_open 99,62 %.

O vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_close, extraído do VEC é apresentado na Tabela 9 e indica que o vetor de cointegração entre as séries LIBOV_close e LIBOV_open é de fato dado por (1, -1), sendo esse resultado esperado pois as cotações de abertura e fechamento de um mesmo pregão não podem se afastar muito e nem manter um dado nível de afastamento ao longo do tempo.

Tabela 27 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo com constante e sem tendência

	LIBOV_close	LIBOV_open	C
coeficiente	1	-0.999877	0.005336
erro padrão		0.00019	0.00164
estatística t		-5270.48	3.25300

Como a cointegração ocorre entre duas séries, não faz sentido testá-las quanto às suas participações no vetor de cointegração, já os testes dos coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das duas séries contidas no VEC são importantes para a identificação da influencia da relação de cointegração nas equações das séries contidas no VEC. A Tabela 10 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 11 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 28 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

	LIBOV_close	LIBOV _open
coeficiente	0.820414	1.074938
erro padrão	0.67375	0.04504
estatística t	1.21769	23.8640

Tabela 29 - Testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$A(1,1) = 0$	1.510082	0.219127
LIBOV_open	$A(2,1) = 0$	458.3400	0.000000

Os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries indicam que somente a série de cotações de abertura (LIBOV_open) sofre influência do mesmo. Esse resultado é explicado em função de que a cotação de abertura de um pregão é a sequência temporal da cotação de fechamento do pregão anterior. Com base nos resultados apresentados pelo vetor de cointegração foi gerada a série de erros usada na estimação dos modelos GETS para as duas séries, LIBOV_close e LIBOV_open.

Figura 16 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_close – segunda abordagem

Specific model of D_LIBOV_CLOSE, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIIEC	0.04217	0.00810	5.204	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
D_LIIEV	0.01416	0.00650	2.177	0.0297	0.0201	0.1358	0.2593
D_LIINV	0.07098	0.00932	7.615	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LBCOC	-0.00694	0.00288	-2.407	0.0163	0.0009	0.3238	0.2029
LBCOC_1	0.00808	0.00289	2.794	0.0053	0.0003	0.1682	0.6496
LPFC	-0.01056	0.00248	-4.255	0.0000	0.1071	0.0000	0.6679
LPFC_1	0.00939	0.00248	3.788	0.0002	0.1865	0.0000	0.6440
RSS	0.26813	sigma	0.01626	R^2	0.16145	Radj^2	0.15649
LogLik	4208.98113	AIC	-8.23111	HQ	-8.21828	SC	-8.19732
T	1021	p	7	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05485
		value	prob				
Chow(514:1)		0.6935	1.0000				
Chow(922:1)		0.5085	1.0000				
AR 1-4 test		2.0936	0.0796				

Os resultados do modelo GETS para a série LIBOV_close, apresentados na Figura 7, não mostram a presença do vetor de cointegração entre as variáveis independentes da equação e nem a presença das séries LIBOV_close e LIBOV_open defasadas, sendo o poder explicativo, de 16,1 % do modelo obtido somente em função das séries de posições possuídas pelos investidores institucionais estrangeiros, pelas posições de compra possuídas pelos bancos e pessoas físicas, em nível e primeira defasagem. Os resultados obtidos são ligeiramente melhores que os obtidos no modelo estimado anteriormente tanto em termos de poder explicativo quanto de erro padrão e confirmam a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto carregadas, de um dia para o outro, pelos participantes desse mercado.

Figura 17 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_open – segunda abordagem

```
Specific model of D_LIIBOV_OPEN, 4 - 1024
```

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
LPFV	-0.00037866	2.2031e-006	-171.877	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
COINT_E3	1.0027	0.0019479	514.746	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

RSS	0.00120	sigma	0.00109	R^2	0.99617	Radj^2	0.99617
LogLik	6970.39128	AIC	-13.65013	HQ	-13.64646	SC	-13.64048
T	1021	p	2	FpNull	0.00000	FpGUM	0.15619

	value	prob
Chow(514:1)	0.0488	1.0000
Chow(922:1)	0.0677	1.0000
AR 1-4 test	1.0441	0.3833
ARCH 1-4 test	0.2267	0.9235

O poder explicativo de 99,6 % gerado pelo modelo GETS para a série LIBOV_open, apresentado na Figura 8, indica que as cotações de abertura dos pregões dependem essencialmente das cotações de fechamento dos pregões anteriores, representadas pelos erros gerados pelo vetor de cointegração, e muito marginalmente das posições de venda possuídas pelas pessoas físicas ao final do pregão encerrado, indicando que, de maneira geral, as informações obtidas pelos participantes do mercado entre o fechamento de um pregão e o início do pregão seguinte não exercem influência sobre a cotação de abertura desse pregão. Este é o segundo resultado importante identificado por este trabalho.

3.7.1.3 Terceira abordagem - Utilizando a série de médias (LIBOV_medio) em conjunto com as demais séries

Resumo dos procedimentos - Nesta terceira abordagem foram utilizados os logaritmos das cotações médias do Ibovespa a vista (LIBOV_medio) e as demais séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificado o vetor de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem visou avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa, de um dia para o outro, sobre o comportamento futuro da série de médias do Índice Bovespa a vista (LIBOV_medio). Esta opção teve o objetivo de identificar se os resultados obtidos pelo modelo para a série de médias do Ibovespa (LIBOV_medio) são melhores que os obtidos para a série de

fechamentos (LIBOV_close), e se baseiam na possibilidade de que a média das cotações seja menos sujeita à volatilidade, possivelmente induzida por alguns participantes desse mercado, observada no início e no final dos pregões, que na linguagem de mercado são chamadas de “puxadas” e “enfiadas”.

Os resultados finais indicaram, como na primeira abordagem, um modelo em que a série LIIEC não está presente no vetor de cointegração, e que apresenta em relação à série LIBOV_medio poder explicativo de 22,07 %. Do modelo VEC estimado foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_medio, apresentado na Tabela 12.

Tabela 30 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.518285	0.589837	-0.490904
erro padrão		0.09345	0.16798	0.10444
estatística t		-5.54592	3.51130	-4.70021

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 13, e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo.

Tabela 31 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$B(1,1) = 0$	5.634667	0.017609
LIIEV	$B(1,2) = 0$	8.444924	0.003661
LIINC	$B(1,3) = 0$	6.073029	0.013726
LIINV	$B(1,4) = 0$	5.174283	0.022924

A Tabela 14 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 15 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 32 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.012711	0.076279	-0.003125	-0.000901
erro padrão	0.00474	0.02547	0.01964	0.01797
estatística t	-2.68440	2.99439	-0.15914	-0.05015

Tabela 33 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$A(1,1) = 0$	5.338816	0.020856
LIIEV	$A(2,1) = 0$	4.576972	0.032404
LIINC	$A(3,1) = 0$	0.015505	0.900905
LIINV	$A(4,1) = 0$	0.001469	0.969428

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 15, indicam que as séries LIINV e LIINC podem ser consideradas fracamente exógenas em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa, mesmo quando adotado o nível de significância de 10%. As séries LIIEV e LIBOV_medio, não podem ser consideradas fracamente exógenas ao nível de 5% de significância, indicando que sofrem influência dos desequilíbrios de longo prazo identificados pelo vetor de cointegração. Os resultados desse modelo, estimado em primeiras diferenças, indicam um poder explicativo de 22,07 % (R^2) e um R^2 ajustado de 17,61% para a série de cotações médias.

Este é o terceiro resultado importante deste trabalho, pois apesar das posições de contratos em aberto possuídas pelos diferentes tipos de participantes do mercado, de um dia para o outro, não serem caracterizadas como preços, elas fazem parte do conjunto de informações disponível ao público e, portanto, se essas informações ajudam a explicar os preços que serão realizados no mercado a vista, a hipótese de eficiência de mercado na forma semi-forte está sendo questionada. Como era esperado o poder explicativo do modelo para a série LIBOV_medio ($R^2 = 22,7\%$) apresentou poder explicativo maior que para a série de fechamentos ($R^2 = 17,3\%$) confirmando a possibilidade de existência de volatilidade induzida nas cotações de fechamento do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).

Com base nos resultados apresentados pelo vetor de cointegração foi gerada a série de erros usada na estimação dos modelos GETS para a série, LIBOV_medio. Os resultados da aplicação da metodologia GETS à série LIBOV_medio são apresentados na Figura 9.

Figura 18 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_medio – terceira abordagem

Specific model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

		Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIBOV_MEDIO_2		-0.10579	0.02995	-3.532	0.0004	0.0100	0.0002	1.0000
LBCOC_1		0.00491	0.00214	2.292	0.0221	0.0255	0.2661	0.0000
LBCOC_2		-0.00417	0.00214	-1.945	0.0521	0.0827	0.3699	0.0000
LBCOV_2		0.00216	0.00072	3.014	0.0026	0.0172	0.0001	1.0000
D_LIIEC		0.05228	0.00627	8.344	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
D_LIIEC_1		0.02534	0.00641	3.956	0.0001	0.0002	0.0000	1.0000
LPFC		-0.00372	0.00089	-4.172	0.0000	0.0034	0.0000	1.0000
LPFV		0.01041	0.00151	6.903	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LPFV_2		-0.00983	0.00151	-6.533	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
RSS	0.20231	sigma	0.01416	R^2	0.16851	Radj^2	0.16192	
LogLik	4338.48489	AIC	-8.50586	HQ	-8.48933	SC	-8.46232	
T	1018	p	9	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05127	
		value	prob					
Chow(516:1)		0.6944	1.0000					
Chow(923:1)		0.5650	0.9998					
AR 1-4 test		3.2292	0.0120					

Dentre os modelos gerados pela metodologia GETS neste trabalho este foi o único que apresentou a variável independente defasada entre as variáveis explicativas, sendo essa presença representada pela segunda defasagem dessa série. A análise dos resultados indica a preponderância dessa série no modelo, quando considerada individualmente. À primeira vista esse fato atenua a importância das demais séries presentes no modelo e não confirma a força dos resultados encontrados nos modelos estimados anteriormente, porém pode ser observado que a composição gerada pelos coeficientes das demais variáveis é muito importante, pois quando essas séries são excluídas o poder explicativo do modelo cai de 16,8 % para 3,3 %, indicando a existência de conteúdo informacional relevante nas mesmas. Este resultado foi confirmado pela aplicação do teste de Wald que rejeitou fortemente a hipótese de que os coeficientes dessas variáveis é igual a zero (estatísticas: $F = 25,88$ e Qui-quadrado = 207,0 , ambas indicando valor de probabilidade zero).

3.7.2 Comentários sobre os resultados

Os resultados fornecidos pelos modelos GETS para as séries LIBOV_close e LIBOV_medio, obtidos respectivamente na primeira e terceira abordagens, que representam de maneira mais pura as informações contidas nas posições de contratos em aberto carregadas de um dia para o outro pelos diversos tipos de participantes do mercado futuro de Ibovespa, são sumarizados na Tabela 16. Como o objetivo deste trabalho é a

identificação de conteúdo informacional contido nas referidas posições, não foram incluídos os resultados da segunda abordagem, pois esse modelo parte de uma especificação em que está presente a série de cotações de abertura (LIBOV_open).

Tabela 34 - Comparação entre os resultados

		D(LIBOV_close) (1ª abordagem)		D(LIBOV_medio) (3ª abordagem)	
Série	defasagem	coeficiente	Estatística t	coeficiente	Estatística t
D(LIBOV_medio)	-2			-0,1057	-3,53**
LBCOC	-1			0,0049	2,29*
	-2			-0,0041	-1,94
LBCOV	-2			0,0021	3,01**
D(LIIEC)	nível	0,07374	10,23**	0,0522	8,34**
	-1			0,0253	3,95**
LPFC	nível			-0,0037	-4,17**
LPFV	nível	0,00488	2,98**	0,0104	6,90**
	-2	-0,01032	-5,06**	-0,0098	-6,53**
	-4	0,00549	3,39**		
Sigma (erro padrão)		0,0166		0,01416	
Poder explicativo (R²)		12,22 %		16,85 %	
*, ** - significativos a 5% e 1%, respectivamente.					

A Tabela 16 mostra que dois tipos de participantes estão presentes de forma significativa nos dois modelos: os investidores institucionais estrangeiros, por meio das variações das posições de compra, e as pessoas físicas, por meio de posições de venda. Como os investidores institucionais estrangeiros operam volumes expressivos de recursos no mercado a vista da Bovespa é natural que estes saibam quando farão compras que gerarão pressão de alta nos preços e, a compra antecipada de contratos futuros é uma forma de proteção contra os efeitos da alta que suas compras possivelmente provocará. Já as posições vendidas possuídas pelas pessoas físicas não podem ser interpretadas com facilidade, pois as posições possuídas pelas mesmas são diluídas entre muitos participantes detentores de pequenas posições que as podem reverter com relativa rapidez e facilidade. Outro aspecto relativo às pessoas físicas é que a operação em posições vendidas não é própria de investidores amadores, permitido que se suspeite que este tipo de investidor use alguma forma de análise que esteja ao seu alcance. O fato é que a participação das posições

possuídas por esse tipo de investidor, de maneira inequívoca, entre as variáveis que explicam os dois modelos é intrigante.

O poder explicativo obtido pelos modelos não é alto, mas deve ser considerado o fato dos mesmos serem obtidos em modelos em que as variáveis independentes aparecem em primeiras diferenças.

3.8 Desempenho dos modelos estimados para dados fora da amostra

Os desempenhos dos modelos gerados pela metodologia GETS utilizando dados fora da amostra para as séries LIBOV_close, referente à primeira abordagem, e LIBOV_medio, referente à terceira abordagem, são comparados com modelos de passeio aleatório (*random walk*) para as referidas variáveis, da mesma forma como o fizeram Bjornland e Hungnes (2006) que tomaram por base o trabalho de Meese e Rogoff (1983). Estas comparações são feitas para que seja possível confrontar os resultados obtidos com modelos que pressupõem ausência de informação, ou seja, modelos que consideram que o último preço é a melhor informação disponível. Dessa forma, se os modelos aqui estimados contiverem informações úteis, seus desempenhos deverão ser melhores que os dos respectivos modelos de passeio aleatório.

Os modelos de passeio aleatório foram gerados a partir da seguinte equação:

$$(4)y_t = c + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

e, da mesma forma que nos modelos GETS, foram utilizadas 1024 observações em primeiras diferenças para que fossem identificados e, 55 observações em primeiras diferenças para a avaliação do desempenho fora da amostra.

Avaliar a capacidade de previsão de um modelo significa identificar quanto o modelo estimado erra quando são utilizados dados que não fizeram parte dos dados utilizados em sua estimação e, idealmente, de que forma esses erros ocorrem. No contexto deste trabalho, em que são comparadas previsões um passo à frente geradas por diferentes modelos, a média dos erros quadráticos de previsão e sua raiz quadrada atendem às necessidades de identificação. (Clements e Hendry, 1998, p. 53) Essas estatísticas de erro dependem da escala da variável dependente e, portanto, devem ser usadas como medidas relativas para a

comparação de previsões geradas por diferentes modelos para a mesma série. Para as comparações realizadas foram utilizadas a raiz quadrada do erro quadrático médio e uma variação dessa medida de erro representada pelo erro absoluto médio. Quando se supõe que a amostra utilizada para a previsão é dada por: $j = T+1, T+2, \dots, T+h$; e, $\hat{y}_t$ e y_t são respectivamente o valor previsto e o valor real ocorridos no instante t , essas estatísticas são definidas pelas seguintes equações:

$$(5)_{-raiz_erro_quadratico_medio} = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$(6)_{-erro_absoluto_medio} = \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{y}_t - y_t| / h$$

Como essas estatísticas medem os erros de previsão, quanto menores os valores identificados melhor o modelo.

Os modelos estimados também foram avaliados por meio do coeficiente de desigualdade de Theil (*Theil inequality coefficient*), U_1 , que é uma medida que independe da escala em que são medidas as variáveis, e varia entre zero e um, sendo um ajuste perfeito indicado por zero. O coeficiente de desigualdade de Theil é calculado pela seguinte equação:

$$(7)_{-U_1} = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h + \sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}}$$

Clements e Hendry (1998, p. 63) apresentam uma série de características problemáticas do coeficiente de desigualdade de Theil, U_1 , quando aplicada a situações específicas, porém as referidas situações não estão presentes nas avaliações aqui realizadas.

O guia do usuário do *Eviews* e o *Help* do *Eviews 4* apresentam a decomposição do erro quadrático médio de previsão da seguinte forma:

$$(8) \text{ } _{\Sigma(\hat{y}_t - y_t)^2 / h} = ((\Sigma \hat{y}_t / h) - \bar{y})^2 + (s_{\hat{y}} - s_y)^2 + 2.(1-r)s_{\hat{y}}s_y$$

onde :

$$(9) \text{ } _{\text{proporção de vieses}} = \frac{((\Sigma \hat{y}_t / h) - \bar{y})^2}{\Sigma(\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$(10) \text{ } _{\text{proporção de variância}} = \frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\Sigma(\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

$$(11) \text{ } _{\text{proporção de covariância}} = \frac{2.(1-r)s_{\hat{y}}s_y}{\Sigma(\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

e os símbolos: $\Sigma \hat{y} / h$ e $\bar{y}$ são as médias; $s_{\hat{y}}$ e s_y são os desvios padrões (viesados) de $\hat{y}_t$ e y_t e r é o coeficiente de correlação entre $\hat{y}$ e y .

A soma dessas três medidas será sempre a unidade e as mesmas devem ser interpretadas da seguinte forma: a proporção de vieses informa quão distante a média prevista pelo modelo está da média real; a proporção de variância o faz em relação às variâncias e a proporção de covariância mede o erro não sistemático residual. Uma previsão de boa qualidade deve apresentar proporção de vieses e proporção de variância baixas, de forma que a maior parte dos vieses fique concentrada na proporção de covariância.

As estatísticas descritivas para as 55 observações referentes às seis séries: LIBOV_close (real), LIBOV_close (1ª abordagem), LIBOV_close (*random walk*), LIBOV_medio (real), LIBOV_medio (3ª abordagem) e LIBOV_medio (*random walk*), são apresentadas na Tabela 17.

As comparações realizadas entre os dois modelos estimados e os dois modelos de passeio aleatório, que servem de referência, quanto às suas capacidades de previsão são do tipo um passo à frente, chamadas de previsões estáticas no software *Eviews*. Nesse método as previsões são calculadas passo a passo a partir da equação do modelo estimado, sendo que as variáveis reais, que se tornam disponíveis à medida que a previsão avança, são incorporadas à base de dados utilizada na previsão do próximo passo.

A comparação de desempenho entre os modelos fora da amostra, apresentada na Tabela 18, mostra que os modelos GETS estimados perdem para os modelos de passeio aleatório somente em um dos seis critérios de avaliação utilizados, a proporção de vieses, que em todos os modelos apresenta valores menores que um por cento.

Tabela 35 - Estatísticas descritivas – Fora da amostra

Séries em primeiras defasagens	LIBOV_close (real)	LIBOV_close (1ª abordagem)	LIBOV_close (random walk)	LIBOV_medio (real)	LIBOV_medio (3ª abordagem)	LIBOV_medio (random walk)
Média	0.002244	0.001149	0.000987	0.002235	0.001285	0.001215
Mediana	0.002518	0.001295	0.000998	0.000315	0.002369	0.001271
Máximo	0.030364	0.013150	0.002013	0.030738	0.014836	0.006556
Mínimo	-0.031142	-0.013613	-0.000228	-0.035542	-0.021262	-0.005928
Desvio padrão	0.014409	0.005140	0.000524	0.013576	0.006629	0.002552
Assimetria	-0.254078	-0.667304	-0.249429	-0.029176	-0.963975	-0.060365
Curtose	2.768192	5.099192	2.783340	2.922550	5.129840	2.944617
Jarque-Bera	0.714903	14.18034	0.677875	0.021550	18.91361	0.040431
Probabilidade	0.699457	0.000833	0.712527	0.989283	0.000078	0.979987
Nº. obs.	55	55	55	55	55	55

Nas duas primeiras medidas apresentadas: raiz do erro quadrático médio e erro absoluto médio; que consideram os erros que de fato existiram medidos na unidade em que é feita a avaliação e, portanto são mais adequadas para comparações entre diferentes modelos, os modelos GETS estimados são superiores aos modelos de passeio aleatório.

Fato que se repete para as demais medidas apresentadas, com exceção da proporção de vieses em que os valores obtidos para todos os modelos é muito pequeno (menor que 1 %).

Tabela 36 - Avaliação da capacidade de previsão dos modelos fora da amostra

	LIBOV_close (1ª abordagem)	LIBOV_close (random walk)	LIBOV_medio (3ª abordagem)	LIBOV_medio (random walk)
Raiz do erro quadrático médio	0,01049	0,01328	0,01192	0,01428
Erro absoluto médio	0,00841	0,01081	0,00959	0,01107
Coef. de desigualdade de Theil	0,51631	0,81525	0,60701	0,92154
Proporção de vieses	0,00818	0,00525	0,00840	0,00521
Proporção de variância	0,43014	0,66467	0,59140	0,92272
Proporção de covariância	0,56167	0,33007	0,40019	0,07206
Notas: Raiz do erro quadrático médio – é a raiz quadrada do erro quadrático médio, portanto, quanto menor esta estatística melhor será o modelo; Erro absoluto médio – é o erro absoluto médio, portanto, quanto menor esta estatística melhor será o modelo; Coef. de desigualdade de Theil – é o coeficiente de desigualdade de Theil, que varia entre 0 e 1, com 0 indicando um ajuste perfeito, portanto, quanto menor esta estatística melhor será o modelo; Proporção de vieses – é a proporção de vieses presente no modelo, informa quão distante a média da previsão está da média real da série, varia entre 0 e 1, e portanto, quanto menor esta estatística melhor será o modelo; Proporção de variância – é a proporção da variância presente no modelo, informa quão distante a variância da previsão está da variância				

real da série, varia entre 0 e 1, e portanto, quanto menor esta estatística melhor será o modelo;
 Proporção de covariância – é a proporção da covariância presente no modelo, varia entre 0 e 1, e mede o erro não sistemático remanescente da previsão, que deve ser entendido como o valor que falta para atingir 1, portanto, quanto maior esta estatística melhor será o modelo.

Em função dos resultados apresentados pode-se concluir que os modelos sob investigação são superiores aos modelos de passeio aleatório utilizados como referencial para comparação fora da amostra e que, portanto, existe conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto de contratos futuros de índice Bovespa, carregados de um dia para o outro, pelos diferentes tipos de participantes desse mercado, sobre o comportamento futuro do índice Bovespa a vista.

4. Conclusão

Este trabalho teve o objetivo de testar a existência de conteúdo informacional, sobre o comportamento futuro do Índice Bovespa a vista, nas posições de contratos em aberto por tipo de participante disponibilizadas diariamente pela Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F. Por meio da utilização da metodologia de cointegração de Johansen, aplicada a um banco de dados montado de forma que fosse possível associar as posições, carregadas de um dia para o outro pelos diversos tipos de participantes, relativas a um determinado dia às cotações de abertura, média e fechamento do Índice Bovespa do dia seguinte.

Foram utilizadas três abordagens: na primeira se procurou encontrar relações entre as citadas posições de contratos em aberto e a série de cotações de fechamento do índice Bovespa a vista; na segunda em relação à série de cotações de abertura e, na terceira em relação à série de cotações médias.

Após a identificação dos modelos finais de cointegração para cada caso, ou seja, os modelos de correção de erro, a equação relativa a cada variável de interesse contida nesses modelos foi submetida à metodologia GETS para que fossem encontrados modelos mais parcimoniosos e, conseqüentemente mais facilmente analisáveis.

Os resultados indicaram que existe conteúdo informacional nas variáveis independentes utilizadas, sendo o poder explicativo das equações extraídas dos modelos de correção de erro em torno de 17 % (12 % para o GETS) para a série de fechamentos e cerca de 22 % (16 % para o GETS) para a série de médias, ambas em primeiras diferenças. Essa diferença entre a capacidade de explicação dos modelos se deve supostamente à volatilidade

induzida, por alguns participantes do mercado, nos momentos finais de alguns pregões, chamadas na linguagem do mercado de “puxadas” e “enfiadas”. Outro resultado obtido é a confirmação estatística de que as cotações de abertura dos pregões são basicamente função das cotações de fechamento do pregão do dia anterior, não existindo praticamente influência das posições de contratos em aberto carregadas de um dia para o outro.

Os modelos relativos às séries de fechamentos e de médias foram então avaliados por meio da utilização de dados fora da amostra utilizada para a estimação dos mesmos e os resultados foram confrontados com modelos de passeio aleatório relativos às respectivas séries. Os resultados demonstraram a superioridade dos modelos estimados confirmando a existência de conteúdo informacional superior aos modelos de passeio aleatório.

Os resultados aqui encontrados não estão de acordo com a hipótese de eficiência de mercados em sua forma semiforte, que considera toda a informação pública disponível deve estar refletida nos preços, porém estes resultados devem ser avaliados com cautela, pois o pressuposto de normalidade dos resíduos não é atendido nos modelos estimados, embora o tamanho das séries temporais utilizadas (1024 pregões) permita que seja admitida a convergência para a normalidade com base na Lei dos Grandes Números. Outro aspecto a ser enfatizado é que sobre os resultados obtidos se aplica a “crítica de Lucas” (1976), que embora tenha como contexto original a economia aqui pode ser aplicada, e que chama a atenção para o fato de que o comportamento dos indivíduos racionais deve mudar quando o ambiente econômico no qual estão inseridos muda.

Como palavra final, é importante ressaltar que resultados empíricos como os aqui reportados devem ser interpretados com cuidado quanto a generalizações (Bamber, Christensen e Gaver, 2000).

Bibliografia

- Almeida, R. O. M., Três ensaios com aplicações de redes neurais em séries financeiras. Tese de doutorado em economia, Universidade de São Paulo, 2004.
- Bahra, B., Implied risk-neutral probability density functions from option prices: theory and applications, Bank of England, 1997.
- Bamber, L. S., Christensen, T. E. e Gaver, K. M., Do we 'know' what we think we know? A case study of seminal research and its subsequent overgeneralization. *Accounting, organizations and society*, 25: 103-129, 2000.
- Bhuyan, R., e Chaudhury, M., Trading on the information content of open Interest: evidence from the US equity options market, Concordia University, Montreal, 2001.
- Bjornland, H. C. e Hungnes, H., The importance of interest rates for forecasting the exchange rate. *Journal of forecasting*, 25, .3: 209-221, 2006
- Bliss, R. R. e Panigirtzoglou, N., Testing the stability of implied probability density functions, Bank of England, 2000.
- Black, F., Noise. *Journal of finance*, 41: 529-544, 1986.
- Brealey, R. A. e Myers, S. C., Principles of corporate finance, McGraw-Hill, New York, 1981.
- Britten-Jones, M., e Neuberger, A., Option prices, implied price processes, and stochastic volatility, *The Journal of Finance*, vol. IX, n. 2: 839-866, 2000.
- Brooks, C., Introductory econometrics for finance. Cambridge university press, Cambridge, 2004.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. e Mackinlay, A. C., The econometrics of financial markets. Princeton university press, Princeton, New Jersey, 1997.
- Campos, J., Ericsson, N. R. e Hendry, D. F., General-to-specific modeling: an overview and selected bibliography, Board of governors of the federal reserve system, International finance discussion papers, 838, August, 2005.
- Cheung, Y. e Lai, K. S., Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 11: 313-328, 1993.
- Clements, M. P. e Hendry, D. F., Forecasting economic time series. Cambridge university press, Cambridge, United Kingdom, 1998.
- Charemza, W. e Deadman, D. F., New directions in econometric practice – general to specific modeling, cointegration and vector autoregression. Second edition, Edward Elgar publishing ltd., United Kingdom, 1997.
- Crowder, W. J. e Hamed, A., A cointegration test for oil futures market efficiency. *The journal of futures markets*, 11, 8: 933-941, 1993.
- Chowdhury, A. R., Futures market efficiency: evidence from cointegration tests. *The journal of futures markets*, 11, 5: 577-589, 1991.
- Cole, C. S., e Reichenstein, W., Forecasting interest rates with eurodollar futures rates, *Journal of Futures Markets*, 14: 37-50, 1994.
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A., Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74: 427-431, 1979.
- _____, Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49: 1057- 1072, 1981.
- Dickey, D. A. e Pantula, S. G., Determining the order of differencing in autoregressive processes, *Journal of business and economic statistics*, 15: 455-461, 1987.

- Dumas, B., Fleming, J., e Whaley, R., Implied volatility functions: empirical tests, *The Journal of Finance*, vol. LIII, n. 6: 2059-2106, 1998.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. e Stock, J. H., Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64: 813-836, 1996.
- Enders, W., *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, New York, 1995.
- _____, *Applied econometric time series*. Second edition. John Wiley & Sons, New York, 2004.
- EvIEWS user's guide, Quantitative micro software, Irvine, California, 1998.
- Fama, E.F., Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of finance*, 25: 383-417, 1970.
- _____, The information in the term structure, *Journal of Financial Economics*, 13:509-528, 1984.
- Fama, E. F., e French, K.R., Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage, *Journal of Business*, 60: 55-73, 1987.
- Fernandes, M. e Toro, J., O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-plano real. Escola de pós-graduação em economia, Fundação Getúlio Vargas, Ensaio econômico EPGE, 443, 2002.
- Granger, C. W. J., Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 48, 3: 212-228, 1986.
- Granger, C. W. J. e Newbold, P., Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2: 111-120, 1974.
- Grossman, S., On the efficiency of competitive stock markets where traders have diverse information. *Journal of finance*, 31:573-585, 1976.
- Grossman, S. e Stiglitz, J., On the impossibility of informationally efficient markets. *American economic review*, 70:393-408, 1980.
- Guerra, R., A Forward premium unbiasedness hypothesis: old puzzle, new results. Department of economics, University of Geneva, Working papers series, nº 02.02, 2002.
- Hamilton, J. D., *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton, 1994.
- Harris, R. e Sollis, R., *Applied time series modeling and forecasting*. John Wiley & Sons Ltd., England, 2003.
- Hendry, D. F. e Krolzig, H. M., *Automatic econometric model selection*. Timberlake consultants press, 2001.
- Hoover, K. D. e Peretz., Data mining reconsidered: encompassing and the general to specific approach to specification search. *Econometrics journal*, 167-191, 1999.
- Jackwerth, J. e Rubinstein, M., Recovering probability distributions from options prices, *The Journal of Finance*, vol. LI, n. 5: 1611-1631, 1996.
- Jensen, M., Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of financial economics*, 6:95-102, 1978.
- Johansen, S., Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254, 1988.
- _____, Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59: 1551-1580, 1991.
- _____, The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables. *Econometric reviews*, 13: 205-230, 1994.
- _____, *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, 1995.

- Johansen, S. e Juselius, K., Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 52:169-209, 1990.
- _____, Testing structural hypotheses in multivariate cointegration analysis of PPP and the UIP for UK, *Journal of econometrics*, 53: 211-244, 1992.
- _____, Identification of long-run and short-run structure. An application to ISLM model. *Journal of Econometrics*, 63: 7-39, 1994.
- Kwiatkowski, D., Philips, P.C. B., Schmidt, P. e Shin, Y., Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of econometrics*, 5:, 159-178, 1992.
- Lai, K. S. e Lai, M., A cointegration test for market efficiency. *The journal of futures markets*, 11, 5: 567-575, 1991.
- Lo, A. W., Reconciling efficient markets with behavioral finance: the adaptive markets hypothesis. *The journal of investment consulting*, 7, 2: 21-44, 2005.
- Lo, A. W. e Mackinlay, A. C., *A non-random walk down wall street*. Princeton university press, Princeton, New Jersey, 1999.
- Mc Manus, Des J., *The information content of interest rate futures options*, Bank of Canada, Ottawa, 1999.
- Maddala, G. S. e Kim, I., *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press, Cambridge, 2004.
- Marçal, E. F., *Ensaio sobre eficiência, cointegração, componentes comuns, não linearidades na variância nos mercados financeiros: um estudo da estrutura a termo das taxas de juros e da volatilidade de títulos da dívida soberana*. Tese de doutorado em economia, Universidade de São Paulo, 2004.
- Martins, G. A., *Manual para elaboração de monografias e dissertações*, 2 ed., São Paulo, Atlas, 1994.
- Masagão, M. S. M., *Resumindo expectativas*, Resenha BM&F, n. 142, São Paulo, 2001.
- Mattar, F. N., *Pesquisa em marketing*, São Paulo, Atlas, 1994.
- Melick, W. R. e Thomas, C. P., Recovering an asset implied PDF from options prices: an application to crude oil during the Gulf crisis, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32: 91-116, 1997.
- Meese, R. A. e Rogoff, K., Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics* 14: 3-24, 1983.
- Ng, S. e Perron, P., Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of economic studies*, 63: 435-463, 1996.
- _____, Lag lenght selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69: 1519-1554, 2001.
- Obstfeld, M., e Rogoff, K., *Foundations for international macroeconomics*, Cambridge, Mass. and London, MIT Press, 1996.
- Oliveira, G. A., *Informação implícita em prêmios de opções*, Dissertação de mestrado, FEA-USP, 2000.
- Philips, P. C. B. e Perron, P., Testing for a unit root in time series regression, *Biométrica*, 75: 335-346, 1988.
- Shiller, R. J., *Irrational exuberance*. Princeton university press, Princeton, New Jersey, 2000.
- Tabak, B. M., *On the information content of oil future prices*, Central Bank of Brazil, Working Paper Series, n. 65, 2003.

- Tabak, B. M., e Lima, E. J. A., Causality and cointegration in stock markets: the case of Latin America. Central Bank of Brazil, Working Paper Series, n. 56, 2002.
- Rangel, A. S., Santos, J. C. S. e Bender, S., Estudo da eficiência do contrato futuro do Ibovespa. Revista de economia e administração, 3, 4:287-300, 2004.
- Rao, B. B. e Singh, R., Demand for money for Fiji with pc gets. University of the south pacific, Suva, Fiji, working paper 2005/10, forthcoming in Applied economics letters, 2005.
- Rubinstein, M., Implied binomial trees, The Journal of Finance, vol. LXIX, n. 3, July, 771-818, 1994.
- Roberts, H., Statistical versus clinical prediction of the stock market. Manuscrito não publicado. Center for research in security prices, University of Chicago, May, 1967.
- Samuelson, M., Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. Industrial management reviews, 6: 41-49, 1965.
- Schleifer, A., Inefficient markets – an introduction to behavioral finance. Clarendon lectures in economics, Oxford university press, New York, 2000.
- Scott, L.O., The information content of prices in derivative security markets, IMF Staff Papers, 39: 596-625, 1992.
- Wang, C., The effect of net positions by type of trader on volatility in foreign currency futures markets, Journal of Futures Markets, vol. 22, Is. 5, p. 247, may, 2002.
- White, H., Economic prediction using neural networks: the case of IBM daily stock returns. In: Trippi, R. e Turban, E., Neural networks in finance and investing – using artificial intelligence to improve real-world performance. Irwing professional publishing: 469-482, 1988.

Apêndice A - Testes de raiz unitária

1 Introdução

Em função do objetivo deste trabalho, que é a verificação da existência de cointegração entre as séries temporais representadas pelas posições carregadas pelos diversos tipos de participantes, de um dia para o outro, de contratos em aberto no Mercado Futuro de Índice BOVESPA da Bolsa de Mercadorias e Futuros, e a série temporal do Índice Bovespa a vista, é necessário que as séries utilizadas sejam testadas quanto à ordem de integração que apresentam, sendo necessário que sejam integradas de mesma ordem para que possam ser submetidas a testes de cointegração.

Os testes de raiz unitária têm o objetivo de verificar a presença, e o número, de raízes unitárias existentes em uma dada série de dados. Este estudo foi desenvolvido por meio da aplicação de uma série de testes de raiz unitária, começando pelo teste de Dickey e Pantula, passando pelos tradicionais testes de Dickey e Fuller Aumentado, Philips e Perron e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin, e terminando com os testes mais modernos, aqui representados pelo teste DF-GLS desenvolvido por Elliot, Rothenberg, e Stock e pelo teste de Ng e Perron.

Todos os procedimentos que não representam a simples utilização do software econométrico empregado (*Eviews*) são apresentados em detalhes para a série LIBOV, que se refere à série de fechamentos do índice Bovespa e é chamada no corpo do trabalho de LIBOV_close, e em tabelas para o conjunto das demais séries.

Inicialmente foi aplicado o teste de Dickey e Pantula (DP) para a verificação do número de raízes unitárias presentes nas séries e, posteriormente, para as séries cujo teste DP tenha apresentado uma ou nenhuma raiz unitária, os demais testes acima citados.

2 Teste de Dickey e Pantula – DP

Este teste tem por objetivo verificar a existência de várias raízes unitárias em uma série de dados. De maneira geral as séries financeiras não contêm mais que uma raiz unitária (Brooks, 2002, p. 381), porém como as séries utilizadas neste trabalho, com exceção da série LIBOV – Logaritmo do Índice Bovespa, não são exatamente séries financeiras e sim a sequência temporal das posições de contratos em aberto, no Mercado Futuro de Ibovespa da BM&F, possuídas pelos diversos tipos de participantes desse mercado de um dia para o

outro, por medida de segurança foi adotada a abordagem de Dickey e Pantula (1987) que propõe a realização de testes sucessivos, a partir de um número n , arbitrário, de possíveis raízes unitárias vai-se reduzindo esse número de uma em uma unidade até que a hipótese nula do número de raízes testada nessa etapa não seja mais rejeitada. No caso deste trabalho foi utilizada a versão desse teste que permite a identificação de até três raízes unitárias.

Primeira etapa: teste para a verificação da existência de três raízes unitárias.

Inicialmente o modelo representado pela equação 1, foi aplicado a cada uma das onze séries, sendo então verificado o correlograma dos resíduos de cada série para a certificação de que este caracterizava um ruído branco. As séries cujo correlograma dos resíduos não caracterizava um ruído branco, receberam o acréscimo arbitrário de vinte e cinco defasagens, gerando o modelo representado pela equação 2, as defasagens presentes nesse modelo foram sucessivamente reduzidas até que a última delas fosse significativa e o correlograma dos resíduos caracterizasse um ruído branco. Também as duas constantes incluídas no modelo foram excluídas quando não apresentaram significância estatística.

Modelo inicial:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 1})$$

Modelo com a inclusão de defasagens:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \delta_1 \Delta^3 y_{t-1} + \delta_2 \Delta^3 y_{t-2} + \dots + \delta_{20} \Delta^3 y_{t-25} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 2})$$

A hipótese a ser testada é:

$$\mathbf{H}_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (3 \text{ raízes unitárias})$$

$$\mathbf{H}_a : \beta_1 < 0 \text{ e } \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (2 \text{ raízes unitárias})$$

Para as séries utilizadas neste estudo os valores críticos (t-stat) para os testes de hipóteses, são apresentados na Tabela 1.

Tabela 37 - Valores críticos utilizados no teste de Dickey e Pantula.

(para séries com n maior que 500)		Níveis de significância			
Modelo		0,01	0,025	0,05	0,1
Sem constante ou tendência	τ	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62
Constante	τ_{μ}	-3,43	-3,12	-2,86	-2,57
Constante + tendência	τ_{τ}	-3,96	-3,66	-3,41	-3,12
Fonte: Fuller, W., Introduction to Statistic Time Series, John Willey, New York, 1976. apud Enders, W., Aplied Econometric Time Series, John Willey & Sons, New York, 1995, p. 419.					

A seguir são apresentados os procedimentos detalhados desta primeira etapa para a série LIBOV (logaritmo do Índice BOVESPA). A Figura 1 apresenta os resultados da equação 1 aplicada à série LIBOV e a Figura 2 apresenta o correspondente correlograma dos resíduos.

Figura 19 - Resultados da equação 1 aplicada à série LIBOV

Dependent Variable: D(LIBOV,3)				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/06 Time: 01:13				
Sample(adjusted): 4 1024				
Included observations: 1021 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000156	0.001361	-0.114517	0.9089
TEMPO	2.41E-07	2.30E-06	0.104904	0.9165
D(LIBOV(-1),2)	-1.460296	0.027821	-52.48871	0.0000
R-squared	0.730193	Mean dependent var	-2.06E-05	
Adjusted R-squared	0.729663	S.D. dependent var	0.041621	
S.E. of regression	0.021641	Akaike info criterion	-4.825556	
Sum squared resid	0.476746	Schwarz criterion	-4.811074	
Log likelihood	2466.446	F-statistic	1377.532	
Durbin-Watson stat	2.287857	Prob(F-statistic)	0.000000	

Como o correlograma dos resíduos da série após a aplicação do modelo representado pela equação 1 indica a presença de autocorrelação serial, foi aplicado à série o modelo representado pela equação 2, que após sofrer as eliminações referentes aos coeficientes não significativos resultou no modelo final para a série LIBOV, nesta primeira etapa, apresentado na Figura 3. A Figura 4 apresenta o respectivo correlograma dos resíduos.

Figura 2 - Correlograma dos resíduos da equação 1 aplicada à série LIBOV.

Figura 3 - Resultados da equação 2 aplicada à série LIBOV

Dependent Variable: D(LIBOV,3)
 Method: Least Squares
 Date: 02/09/06 Time: 10:55
 Sample(adjusted): 23 1024
 Included observations: 1002 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIBOV(-1),2)	-11.14789	0.939762	-11.86247	0.0000
D(LIBOV(-1),3)	9.230142	0.929034	9.935204	0.0000
D(LIBOV(-2),3)	8.324877	0.909536	9.152888	0.0000
D(LIBOV(-3),3)	7.432271	0.882244	8.424279	0.0000
D(LIBOV(-4),3)	6.552318	0.847188	7.734198	0.0000
D(LIBOV(-5),3)	5.745420	0.804964	7.137488	0.0000
D(LIBOV(-6),3)	4.982999	0.757171	6.581071	0.0000
D(LIBOV(-7),3)	4.252296	0.704804	6.033299	0.0000
D(LIBOV(-8),3)	3.555018	0.648216	5.484312	0.0000
D(LIBOV(-9),3)	2.913741	0.588278	4.953002	0.0000
D(LIBOV(-10),3)	2.375582	0.526000	4.516318	0.0000
D(LIBOV(-11),3)	1.887277	0.462346	4.081962	0.0000
D(LIBOV(-12),3)	1.467578	0.398730	3.680633	0.0002
D(LIBOV(-13),3)	1.125419	0.336280	3.346667	0.0008
D(LIBOV(-14),3)	0.822053	0.275586	2.982933	0.0029
D(LIBOV(-15),3)	0.585153	0.217129	2.694962	0.0072
D(LIBOV(-16),3)	0.430046	0.161823	2.657515	0.0080
D(LIBOV(-17),3)	0.309873	0.111720	2.773664	0.0056
D(LIBOV(-18),3)	0.164468	0.067918	2.421552	0.0156
D(LIBOV(-19),3)	0.067155	0.031419	2.137404	0.0328
R-squared	0.817873	Mean dependent var	1.24E-05	
Adjusted R-squared	0.814349	S.D. dependent var	0.041385	
S.E. of regression	0.017832	Akaike info criterion	-5.195919	
Sum squared resid	0.312246	Schwarz criterion	-5.097920	
Log likelihood	2623.155	Durbin-Watson stat	1.989845	

Figura 4 - Correlograma dos resíduos da equação 2 aplicada à série LIBOV.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.003	0.003	0.0075	0.931
		2 -0.001	-0.001	0.0088	0.996
		3 -0.008	-0.008	0.0657	0.996
		4 -0.002	-0.002	0.0694	0.999
		5 -0.008	-0.008	0.1278	1.000
		6 0.003	0.003	0.1377	1.000
		7 -0.018	-0.018	0.4722	1.000
		8 -0.009	-0.009	0.5461	1.000
		9 -0.021	-0.021	1.0013	0.999
		10 -0.009	-0.009	1.0804	1.000
		11 -0.032	-0.032	2.0899	0.998
		12 -0.020	-0.021	2.5168	0.998
		13 -0.028	-0.028	3.3073	0.997
		14 -0.043	-0.044	5.1750	0.983
		15 -0.032	-0.033	6.1948	0.976
		16 -0.044	-0.047	8.1724	0.944
		17 -0.029	-0.031	9.0038	0.940
		18 -0.052	-0.056	11.745	0.860
		19 -0.046	-0.051	13.913	0.789
		20 -0.049	-0.056	16.373	0.693
		21 -0.037	-0.046	17.760	0.664
		22 -0.045	-0.056	19.824	0.594
		23 -0.026	-0.041	20.527	0.610
		24 0.017	0.002	20.815	0.650
		25 -0.040	-0.057	22.423	0.611
		26 0.025	0.008	23.086	0.628
		27 -0.017	-0.037	23.369	0.665
		28 0.033	0.013	24.492	0.655
		29 -0.033	-0.056	25.648	0.644
		30 0.030	0.007	26.585	0.645

Como o valor da estatística t obtido para a variável β_1 , (DLIBOV(-1),2) na equação 2, cujos resultados são apresentados na Figura 3, é igual a -11,86247 e portanto menor que o valor crítico para rejeição da hipótese nula que é -2,58, a 1% de significância para séries com n maior que 500 (Tabela 1), rejeitamos a hipótese nula de existência de três raízes unitárias para a série LIBOV.

Com o objetivo de se evitar a repetição da apresentação deste procedimento para as demais dez séries, os valores importantes para a análise das onze séries são apresentados de forma consolidada na Tabela 2, que apresenta os resultados desta primeira etapa.

É importante notar que em nenhuma das séries em estudo a constante (cujo t-stat é comparado ao valor tabelado τ_μ) e a constante mais a tendência (cujo t-stat é comparado ao valor tabelado τ_τ) se mostraram significativas, implicando que todas as séries terão seus respectivos β_1 comparados com o mesmo valor crítico de τ , que a 1% de significância apresenta o valor de -2,58 para séries de tamanho maior que 500. (Tabela 1) Como todas as séries apresentam o valor de β_1 menor que o valor crítico tabelado (-2,58), temos como resultado a rejeição da hipótese nula em todas as séries indicando que nenhuma delas apresenta três raízes unitárias.

Tabela 38 - Teste DP - Estatísticas para o teste da existência de três raízes unitárias nas séries de dados.

Série	β_1	t-stat	defasagens	t-crítico (τ) (Tabela 1)	$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ (3 raízes unitárias)
LIBOV	-11.14789	-11.86247	19	$\tau = -2,58$ (a 1% de significância para o modelo sem constante e sem tendência)	Rejeitada
LBCOC	-12.78290	-13.01694	19		Rejeitada
LBCOV	-12.44635	-14.12906	16		Rejeitada
LIINC	-3.576975	-30.35955	23		Rejeitada
LIINV	-3.723681	-32.11072	22		Rejeitada
LIIEC	-3.633950	-32.25676	23		Rejeitada
LIIEV	-3.599677	-30.16593	24		Rejeitada
LPJNFC	-23.47939	-11.04104	25		Rejeitada
LPJNFV	-29.24364	-12.87042	25		Rejeitada
LPFC	3.98E-13	30.97044	23		Rejeitada
LPFV	-24.25491	-12.96809	23		Rejeitada

Segunda etapa: teste para a verificação da existência de duas raízes unitárias.

Inicialmente o modelo representado pela equação 3 foi aplicado a cada uma das onze séries, sendo então verificado o correlograma dos resíduos de cada série. Às séries cujos correlogramas dos resíduos não caracterizavam um ruído branco, foram acrescentadas arbitrariamente vinte e cinco defasagens gerando o modelo representado pela equação 4. As defasagens presentes nesse modelo foram sucessivamente reduzidas até que a última delas fosse significativa, também, as duas constantes incluídas no modelo foram excluídas quando não apresentaram significância estatística.

Modelo inicial:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 3})$$

Modelo com a inclusão de defasagens:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \delta_1 \Delta^3 y_{t-1} + \delta_2 \Delta^3 y_{t-2} + \dots + \delta_{20} \Delta^3 y_{t-25} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 4})$$

A hipótese a ser testada nesta segunda etapa é:

$$H_0 : \beta_1 < 0 \text{ e } \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (2 \text{ raízes unitárias})$$

$$H_a : \beta_1 < 0 ; \beta_2 < 0 \text{ e } \beta_3 = 0 \quad (1 \text{ raiz unitária})$$

Para as séries utilizadas nesta pesquisa os valores críticos (t-stat) para os testes de hipóteses, são apresentados na Tabela 1. A seguir são apresentados os procedimentos detalhados desta segunda etapa para a série LIBOV (logaritmo do Índice BOVESPA). A Figura 5 apresenta os resultados da equação 3 aplicada à série LIBOV.

Figura 5 - Resultados da equação 3 aplicada à série LIBOV.

Dependent Variable: D(LIBOV,3)				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/06 Time: 17:59				
Sample(adjusted): 4 1024				
Included observations: 1021 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000221	0.001101	-0.201041	0.8407
TEMPO	2.19E-06	1.86E-06	1.176548	0.2397
D(LIBOV(-1),2)	-0.956435	0.031270	-30.58670	0.0000
D(LIBOV(-1))	-1.008140	0.043437	-23.20950	0.0000
R-squared	0.823618	Mean dependent var	-2.06E-05	
Adjusted R-squared	0.823098	S.D. dependent var	0.041621	
S.E. of regression	0.017506	Akaike info criterion	-5.248653	
Sum squared resid	0.311665	Schwarz criterion	-5.229344	
Log likelihood	2683.437	F-statistic	1582.966	
Durbin-Watson stat	2.003872	Prob(F-statistic)	0.000000	

Como o intercepto e a tendência se mostraram estatisticamente não significantes no modelo representado pela equação 3, apresentado na Figura 5, o modelo foi re-estimado sem a presença desses componentes e, seus resultados são apresentados na Figura 6. O correlograma dos resíduos da equação 3, sem intercepto e sem tendência, aplicada à série LIBOV é apresentado na Figura 7.

Figura 6 - Resultados da equação 3, sem intercepto e tendência, aplicada à série LIBOV.

Dependent Variable: D(LIBOV,3)				
Method: Least Squares				
Date: 02/09/06 Time: 18:41				
Sample(adjusted): 4 1024				
Included observations: 1021 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIBOV(-1),2)	-0.960163	0.031246	-30.72869	0.0000
D(LIBOV(-1))	-1.000612	0.043320	-23.09836	0.0000
R-squared	0.822911	Mean dependent var	-2.06E-05	
Adjusted R-squared	0.822737	S.D. dependent var	0.041621	
S.E. of regression	0.017524	Akaike info criterion	-5.248568	
Sum squared resid	0.312914	Schwarz criterion	-5.238914	
Log likelihood	2681.394	Durbin-Watson stat	2.003135	

Figura 7 - Correlograma dos resíduos da equação 3, sem intercepto e tendência, aplicada à série IBOV.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.004	-0.004	0.0181	0.893
		2 -0.003	-0.003	0.0294	0.985
		3 -0.038	-0.038	1.4918	0.684
		4 -0.024	-0.025	2.0900	0.719
		5 0.028	0.027	2.8860	0.718
		6 0.000	-0.002	2.8861	0.823
		7 -0.015	-0.017	3.1174	0.874
		8 -0.022	-0.021	3.6129	0.890
		9 0.005	0.006	3.6430	0.933
		10 0.053	0.051	6.4960	0.772
		11 0.018	0.016	6.8358	0.812
		12 0.019	0.019	7.1953	0.844
		13 0.016	0.021	7.4497	0.878
		14 -0.015	-0.011	7.6721	0.906
		15 0.028	0.027	8.4881	0.903
		16 0.039	0.041	10.098	0.861
		17 -0.011	-0.010	10.231	0.894
		18 -0.073	-0.071	15.814	0.606
		19 -0.004	0.000	15.832	0.668
		20 -0.014	-0.016	16.043	0.714
		21 0.029	0.019	16.924	0.716

Da mesma forma que na primeira etapa, as séries cujos correlogramas dos resíduos, após a estimação da equação 3, não caracterizavam um ruído branco receberam o acréscimo arbitrário de vinte e cinco defasagens, representado pela equação 4. As defasagens presentes nesse modelo foram sucessivamente reduzidas até que a última delas fosse significativa, também, as duas constantes incluídas no modelo foram excluídas quando não apresentaram significância estatística. De forma idêntica à realizada na primeira etapa, os valores importantes para a análise das onze séries são apresentados de forma consolidada na Tabela 3.

É importante notar que em nenhuma das séries em estudo a constante (cujo t-stat é comparado ao valor tabelado τ_μ) e a constante mais a tendência (cujo t-stat é comparado ao valor tabelado τ_τ) se mostraram significativas, implicando que todas as séries terão seus respectivos β_1 e β_2 comparados com o mesmo valor crítico de τ , que a 1% de significância apresenta o valor de -2,58 para séries de tamanho maior que 500 (Tabela 1). A análise dos resultados, apresentados na Tabela 3, mostra que todas as séries apresentam valores de β_1 e β_2 menores que zero a 1% de significância, portanto rejeitando a hipótese nula de duas raízes unitárias.

Tabela 3 - Teste DP - Estatísticas para o teste da existência de duas raízes unitárias nas séries de dados.

Série	β_1	t-stat	β_2	t-stat	defasagens	t-crítico (τ) (Tabela 1)	$H_0 : \beta_1 < 0$ e $\beta_2 = \beta_3 = 0$ (2 raízes unitárias)
LIBOV	-0.9601	-30.728	-1.0006	-23.098	0	$\tau = -2,58$ (a 1% de significância para o modelo sem constante e sem tendência)	Rejeitada
LBCOC	-0.9931	-31.705	-1.1351	-24.132	0		Rejeitada
LBCOV	-0.8756	-4.4934	-1.2690	-15.253	3		Rejeitada
LIINC	-0.7961	-10.977	-1.2309	-21.078	1		Rejeitada
LIINV	-0.9109	-29.208	-1.1905	-25.818	0		Rejeitada
LIIEC	-0.9743	-31.116	-1.1288	-24.299	0		Rejeitada
LIIEV	-0.9989	-31.924	-1.1468	-24.212	0		Rejeitada
LPJNFC	-0.6595	-8.3542	-1.5794	-23.279	1		Rejeitada
LPJNFV	-0.4704	-6.0751	-1.6612	-25.482	1		Rejeitada
LPFC	-0.5683	-7.5543	-1.5290	-24.154	1		Rejeitada
LPFV	-0.7543	-9.9179	-1.4029	-22.151	1		Rejeitada

Terceira etapa: teste para a verificação da existência de uma raiz unitária.

Inicialmente o modelo representado pela equação 5, abaixo, foi aplicado a cada uma das onze séries, sendo então verificado o correlograma dos resíduos de cada série. Às séries cujo correlograma dos resíduos não caracterizava um ruído branco, foram acrescentadas arbitrariamente vinte e cinco defasagens, gerando o modelo representado pela equação 6. As defasagens presentes nesse modelo foram sucessivamente reduzidas até que a última delas fosse significativa, também, as duas constantes incluídas no modelo foram excluídas quando não apresentaram significância estatística.

Modelo inicial:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 5})$$

Modelo com a inclusão de defasagens:

$$\Delta^3 y_t = c_1 + c_2 t + \beta_1 \Delta^2 y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + \delta_1 \Delta^3 y_{t-1} + \dots + \delta_{20} \Delta^3 y_{t-20} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 6})$$

A hipótese a ser testada nesta terceira etapa é:

$H_0 : \beta_1 < 0 ; \beta_2 < 0$ e $\beta_3 = 0$ (1 raiz unitária)

$H_a : \beta_1 < 0 ; \beta_2 < 0$ e $\beta_3 < 0$ (0 raiz unitária)

Para as séries utilizadas nesta pesquisa os valores críticos (t-stat) para os testes de hipóteses, são apresentados na Tabela 1. A seguir são apresentados os procedimentos detalhados desta terceira etapa para a série LIBOV (Logaritmo do Índice BOVESPA). A Figura 8 apresenta os resultados da equação 5 aplicada à série LIBOV e a Figura 9 apresenta o correspondente correlograma dos resíduos

Figura 8 - Resultados da equação 5 aplicada à série LIBOV

Dependent Variable: D(LIBOV,3)
Method: Least Squares
Date: 02/11/06 Time: 20:58
Sample(adjusted): 4 1024
Included observations: 1021 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073458	0.031565	2.327218	0.0201
TEMPO	1.15E-05	4.42E-06	2.614926	0.0091
D(LIBOV(-1),2)	-0.959659	0.031232	-30.72691	0.0000
D(LIBOV(-1))	-1.002113	0.043418	-23.08036	0.0000
LIBOV(-1)	-0.008032	0.003439	-2.335648	0.0197

R-squared	0.824560	Mean dependent var	-2.06E-05
Adjusted R-squared	0.823869	S.D. dependent var	0.041621
S.E. of regression	0.017468	Akaike info criterion	-5.252049
Sum squared resid	0.310000	Schwarz criterion	-5.227913
Log likelihood	2686.171	F-statistic	1193.789
Durbin-Watson stat	2.003862	Prob(F-statistic)	0.000000

Figura 9 - Correlograma dos resíduos da equação 5 aplicada à série LIBOV

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.002	-0.002	0.0039	0.950
		2 -0.001	-0.001	0.0059	0.997
		3 -0.036	-0.036	1.3478	0.718
		4 -0.022	-0.023	1.8625	0.761
		5 0.029	0.029	2.7432	0.740
		6 0.001	0.000	2.7440	0.840
		7 -0.014	-0.015	2.9368	0.891
		8 -0.021	-0.019	3.3840	0.908
		9 0.006	0.008	3.4249	0.945
		10 0.054	0.052	6.3846	0.782
		11 0.019	0.017	6.7592	0.818
		12 0.020	0.020	7.1545	0.847
		13 0.016	0.022	7.4304	0.879
		14 -0.014	-0.010	7.6203	0.908
		15 0.029	0.028	8.5018	0.902
		16 0.040	0.042	10.198	0.856
		17 -0.011	-0.010	10.316	0.890
		18 -0.072	-0.070	15.781	0.608
		19 -0.003	0.001	15.792	0.671
		20 -0.014	-0.016	15.989	0.717
		21 0.029	0.020	16.896	0.717
		22 -0.029	-0.035	17.786	0.719
		23 -0.026	-0.024	18.479	0.731

Como pode ser observado na Figura 9, o correlograma dos resíduos da equação 5 aplicada à série LIBOV não apresenta autocorrelações seriais estatisticamente significativas, tornando

desnecessária a aplicação da equação 6 à série LIBOV. A Tabela 5 apresenta os valores importantes para a análise das onze séries.

Tabela 5 - Teste DP - Estatísticas para o teste da existência de uma raiz unitária nas séries de dados.

Série	LIBOV		LBCOC		LBCOV		LIINC	
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat
C_1	0.0734	2.3272	0.9043	4.9645	0.6231	3.8844	0.2414	2.3915
C_2	0.0000	2.6149	0.0001	3.7134				
β_1	-0.9596	-30.726*	-1.0155	-32.42*	-0.9504	-30.428*	-0.9526	-30.448*
β_2	-1.0021	-23.080*	-1.0842	-22.74*	-1.1850	-24.880*	-1.1360	-24.515*
β_3	-0.0080	-2.3356	-0.0528	-4.996*	-0.0327	-3.8752*	-0.0122	-2.3838
Série	LIINV		LIIEC		LIIEV		LPJNFC	
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat
C_1					0.1997	2.0464	0.4627	3.1747
C_2								
β_1	-0.9105	-29.179*	-0.9736	-31.076*	-1.0036	-32.011*	-0.8312	-26.725*
β_2	-1.1913	-25.817*	-1.1302	-24.307*	-1.1360	-23.848*	-1.4487	-29.151*
β_3	0,0000	0.6019	0,0000	0.7979	-0.0103	-2.0337	-0.0276	-3.171**
Série	LPJNFV		LPFC		LPFV			
	Coef	t-stat	Coef	t-stat	Coef	t-stat		
C_1	2.7216	8.6211	1.9328	6.6717	1.5029	6.2211		
C_2	0.0004	6.5526			0.0002	4.9280		
β_1	-0.9975	-31.805*	-0.9027	-28.922*	-0.9511	-30.379*		
β_2	-1.1994	-22.524*	-1.2398	-24.949*	-1.2156	-24.296*		
β_3	-0.1897	-8.6341*	-0.1134	-6.669*	-0.0964	-6.2223*		
* (**) significância de 1% (2,5%)								

A análise dos resultados apresentados na Tabela 5, mostra que em todas as séries os valores de β_1 e β_2 são estatisticamente menores que zero a 1% de significância. Já, os valores de β_3 apresentam resultados mistos. A Tabela 6 detalha esses resultados.

Tabela 6 - Resumo do teste DP para a existência de uma raiz unitária nas séries de dados.

	Modelo			Valores críticos		β_3	Conclusão
Série	Sem constante ou intercepto	Constante	Constante + intercepto	t crítico	significância	t-stat obtida	Nº de raízes unitárias
LIBOV			X	-3,96	0,01	-2.33	1
				-3,41	0,05		1
				-3,12	0,1		1
LBCOC			X	-3,96	0,01	-4.99***	0
				-3,41	0,05		0
				-3,12	0,1		0
LBCOV		X		-3,43	0,01	-3.87***	0
				-2,86	0,05		0
				-2,57	0,1		0
LIINC		X		-3,43	0,01	-2.38	1
				-2,86	0,05		1
				-2,57	0,1		1
LIINV	X			-2,58	0,01	0.60	1
				-1,95	0,05		1
				-1,62	0,1		1
LIIEC	X			-2,58	0,01	0.79	1
				-1,95	0,05		1
				-1,62	0,1		1
LIIEV		X		-3,43	0,01	-2.03	1
				-2,86	0,05		1
				-2,57	0,1		1
LPJNFC		X		-3,43	0,01	-3.17**	1
				-2,86	0,05		0
				-2,57	0,1		0
LPJNFV			X	-3,96	0,01	-8.63***	0
				-3,41	0,05		0
				-3,12	0,1		0
LPFC		X		-3,43	0,01	-6.66***	0
				-2,86	0,05		0
				-2,57	0,1		0
LPFV			X	-3,96	0,01	-6.22***	0
				-3,41	0,05		0
				-3,12	0,1		0

(***), (**), (*) significâncias de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Portanto segundo o teste de Dickey e Pantula para a existência de até três raízes unitárias, conforme demonstra a Tabela 6, sob todos os níveis de significância entre 1% e 10% as séries que apresentam uma raiz unitária, são: LIBOV, LIINC, LIINV, LIIEC, e LIIEV; e as séries que são estacionárias são: LBCOC, LBCOV, LPJNFV, LPFC e LPFV. A série

LPJNFC somente pode ser considerada integrada de ordem 1 a 1% de significância, ou seja, essa série possivelmente é estacionária. Porém o veredicto final sobre todas as séries surgirá com a utilização dos outros testes.

3 Teste ADF – Augmented Dickey – Fuller

O teste ADF – Augmented Dickey-Fuller foi implementado segundo o procedimento proposto por Donald, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) descrito por Enders (1995, p. 256). O primeiro passo consiste em testar o conjunto de séries sob o modelo menos restritivo, o modelo que contém intercepto e tendência temporal, representado pela equação:

$$\Delta t_t = a_0 + \gamma t_{t-1} + a_2.t + \sum \beta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 7})$$

Para o teste da hipótese nula de que γ é igual a zero, portanto de que a série é integrada de ordem um, o valor da estatística t relativo a esse coeficiente é comparado ao valor crítico τ_τ tabelado por Fuller e apresentado na Tabela 1. Como os testes de raiz unitária apresentam baixa potência para rejeitar a hipótese nula, caso a mesma seja rejeitada pode-se concluir que a série é estacionária. Os resultados desta primeira etapa tiveram como ponto de partida a inclusão de vinte defasagens, que foram sucessivamente reduzidas até que a última delas fosse significativa. A seguir foi verificado se o correlograma dos resíduos dessa regressão caracterizava um ruído branco. Abaixo são apresentados os procedimentos detalhados para a série LIBOV (Logaritmo do Índice Bovespa).

Figura 200 - Teste ADF - Resultado da equação 7 aplicada a LIBOV

ADF Test Statistic	-2.266059	1% Critical Value*	-3.9722
		5% Critical Value	-3.4166
		10% Critical Value	-3.1303

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LIBOV)
 Method: Least Squares
 Date: 02/24/06 Time: 13:32
 Sample(adjusted): 20 1024
 Included observations: 1005 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIBOV(-1)	-0.008125	0.003586	-2.266059	0.0237
D(LIBOV(-1))	0.036324	0.031739	1.144458	0.2527
D(LIBOV(-2))	-0.033425	0.031751	-1.052716	0.2927
D(LIBOV(-3))	-0.035582	0.031702	-1.122397	0.2620
D(LIBOV(-4))	-0.026269	0.031699	-0.828692	0.4075
D(LIBOV(-5))	0.030096	0.031698	0.949481	0.3426
D(LIBOV(-6))	0.000982	0.031703	0.030972	0.9753
D(LIBOV(-7))	-0.016174	0.031674	-0.510633	0.6097
D(LIBOV(-8))	-0.009926	0.031675	-0.313354	0.7541
D(LIBOV(-9))	0.012915	0.031627	0.408350	0.6831
D(LIBOV(-10))	0.051182	0.031617	1.618819	0.1058
D(LIBOV(-11))	0.008474	0.031613	0.268050	0.7887
D(LIBOV(-12))	0.024573	0.031611	0.777344	0.4371
D(LIBOV(-13))	0.025723	0.031603	0.813934	0.4159
D(LIBOV(-14))	-0.011710	0.031518	-0.371516	0.7103
D(LIBOV(-15))	0.026930	0.031491	0.855165	0.3927
D(LIBOV(-16))	0.041595	0.031479	1.321328	0.1867
D(LIBOV(-17))	-0.005345	0.031450	-0.169948	0.8651
D(LIBOV(-18))	-0.065815	0.031435	-2.093660	0.0365
C	0.074312	0.032845	2.262486	0.0239
@TREND(1)	1.16E-05	4.66E-06	2.484488	0.0131

Figura 11 - Teste ADF - Correlograma dos resíduos da equação 7 aplicada a LIBOV

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.000	0.000	0.992
		2	0.001	0.001	1.000
		3	0.005	0.005	0.999
		4	-0.006	-0.006	0.0543
		5	-0.001	-0.001	0.0564
		6	0.005	0.005	0.0791
		7	0.000	0.000	0.0791
		8	0.004	0.004	0.0967
		9	-0.006	-0.006	0.1331
		10	0.014	0.014	0.3454
		11	-0.009	-0.009	0.4231
		12	0.000	0.000	0.4231
		13	0.005	0.005	0.4516
		14	0.000	0.000	0.4516
		15	-0.009	-0.009	0.5376
		16	-0.014	-0.014	0.7409
		17	0.007	0.008	0.7966
		18	-0.010	-0.010	0.9043

Tabela 7 - Teste ADF - Resultado da equação 7 aplicada a todas as séries

Série	Lag	t-stat de γ obtida	Conclusão n° de R U a 5% de significância
LIBOV	18	-2.266	1
LBCOC	18	-3.536**	0
LBCOV	8	-3.218*	1
LIINC	1	-4.263***	0
LIINV	2	-3.188*	1
LIIEC	13	-3.423**	0
LIIEV	10	-4.091***	0
LPJNFC	19	-2.545	1
LPJNFV	19	-3.802**	0
LPFC	13	-4.976***	0
LPFV	13	-3.302*	1
Valores críticos de τ_β : -3.972 , -3,4166 e -3,1303 respectivamente a 1%, 5% e 10% de significância. Fonte: Mackinnon (1996)			

Portanto, considerando nível de significância de 5%, as séries LBCOC, LIINC, LIIEC, LIIEV, LPJNFV e LPFC podem ser consideradas estacionárias.

O segundo passo consiste em verificar a propriedade da inclusão dos termos determinísticos nas regressões estimadas cuja hipótese nula não foi rejeitada. Para a análise da presença da tendência temporal condicionada à hipótese nula de raiz unitária é usado o valor crítico $\tau_{\beta\tau}$ para testar a significância do termo a_2 , e a estatística Φ_3 para testar a hipótese nula conjunta $a_2 = \gamma = 0$. A estatística Φ_3 é calculada a partir da seguinte fórmula:

$$\phi_3 = \frac{(SQR_R - SQR_{IR})/r}{SQR_{IR}/(T-k)}$$

onde: SQR_{IR} = soma dos quadrados dos resíduos da regressão em que estão presentes o intercepto e a tendência temporal, SQR_R = soma dos quadrados dos resíduos da regressão em que está presente somente o intercepto, r = número de restrições presentes na hipótese nula, T = número de observações utilizadas e, k = número de parâmetros estimados no modelo irrestrito.

Tabela 8 - Teste ADF – Avaliação conjunta de $a_2 = \gamma = 0$

Série	Lag	t de a ₂ obtido	τ _{β_T} crítico a 5% e 1%	SQR		r	k	Φ ₃ obtido	Φ ₃ crítico a 5% e 1%
LIBOV	18	2.484	2.78	Restr.	0.301022	2	21	3,145	6.30
			3.53	Irrestr	0.299146				8.34
LBCOV	8	0.753	2.78	Restr.	19.64672	2	11	0,286	6.30
			3.53	Irrestr	19.63560				8.34
LIINV	2	3.029*	2.78	Restr.	5.160790	2	5	4,601	6.30
			3.53	Irrestr	5.114597				8.34
LPJNFC	19	1.887	2.78	Restr.	44.97299	2	22	0,007	6.30
			3.53	Irrestr	44.97229				8.34
LPFV	13	2.676	2.78	Restr.	60.36592	2	16	3,633	6.30
			3.53	Irrestr	59.93386				8.34
(*) significativa a 5%									

Como em nenhum dos casos a hipótese nula, $a_2 = \gamma = 0$, pôde ser rejeitada a 5% de significância, pode-se concluir que a tendência temporal não deve estar presente no modelo, fato que está de acordo com as considerações feitas inicialmente. A única aparente exceção é a série LIINV cuja tendência temporal é significativa a 5%, porém sua estatística Φ_3 a rejeita.

O terceiro passo consiste na estimação do modelo sem a inclusão da tendência temporal representado pela equação 8:

$$\Delta t_t = a_0 + \gamma t_{t-1} + \sum \beta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 8})$$

Figura 21 - Teste ADF - Resultado da equação 8 aplicada a LIBOV

ADF Test Statistic	-0.005401	1% Critical Value*	-3.4396
		5% Critical Value	-2.8648
		10% Critical Value	-2.5685

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LIBOV)
 Method: Least Squares
 Date: 02/28/06 Time: 13:41
 Sample(adjusted): 20 1024
 Included observations: 1005 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIBOV(-1)	-8.00E-06	0.001481	-0.005401	0.9957
D(LIBOV(-1))	0.034640	0.031815	1.088783	0.2765
D(LIBOV(-2))	-0.035171	0.031826	-1.105078	0.2694
D(LIBOV(-3))	-0.036830	0.031781	-1.158882	0.2468
D(LIBOV(-4))	-0.027527	0.031778	-0.866209	0.3866
D(LIBOV(-5))	0.029173	0.031779	0.918006	0.3588
D(LIBOV(-6))	-0.000252	0.031782	-0.007941	0.9937
D(LIBOV(-7))	-0.017218	0.031754	-0.542221	0.5878
D(LIBOV(-8))	-0.011047	0.031755	-0.347878	0.7280
D(LIBOV(-9))	0.011569	0.031705	0.364899	0.7153
D(LIBOV(-10))	0.049957	0.031696	1.576133	0.1153
D(LIBOV(-11))	0.006653	0.031687	0.209965	0.8337
D(LIBOV(-12))	0.022612	0.031684	0.713666	0.4756
D(LIBOV(-13))	0.023812	0.031677	0.751723	0.4524
D(LIBOV(-14))	-0.013390	0.031594	-0.423803	0.6718
D(LIBOV(-15))	0.025202	0.031566	0.798378	0.4248
D(LIBOV(-16))	0.039811	0.031554	1.261674	0.2074
D(LIBOV(-17))	-0.007584	0.031520	-0.240622	0.8099
D(LIBOV(-18))	-0.068227	0.031503	-2.165729	0.0306
C	0.001004	0.014466	0.069379	0.9447

Figura 22 - Teste ADF - Correlograma dos resíduos da equação 8 aplicada a LIBOV

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.001	0.001	0.0003	0.986
		2 0.001	0.001	0.0006	1.000
		3 0.004	0.004	0.0179	0.999
		4 -0.006	-0.006	0.0486	1.000
		5 -0.002	-0.002	0.0509	1.000
		6 0.005	0.005	0.0774	1.000
		7 0.000	0.000	0.0774	1.000
		8 0.005	0.005	0.1004	1.000
		9 -0.005	-0.005	0.1234	1.000
		10 0.016	0.016	0.3725	1.000
		11 -0.007	-0.007	0.4262	1.000
		12 0.001	0.001	0.4283	1.000
		13 0.007	0.006	0.4720	1.000
		14 0.001	0.001	0.4723	1.000
		15 -0.008	-0.009	0.5460	1.000
		16 -0.014	-0.014	0.7458	1.000
		17 0.008	0.008	0.8083	1.000
		18 -0.010	-0.010	0.9015	1.000
		19 0.001	0.001	0.9026	1.000
		20 -0.024	-0.025	1.4965	1.000
		21 0.028	0.029	2.3226	1.000
		22 -0.035	-0.035	3.5937	1.000

Tabela 9 - Teste ADF - Resultado da equação 8 aplicada às séries remanescentes

Série	Lag	t-stat de γ obtida	Conclusão n° de R U a 5% de significância
LIBOV	18	-0.0054	1
LBCOV	8	-3.1460**	0
LIINV	2	-1.1597	1
LPJNFC	19	-2.5970*	1
LPFV	13	-1.9293	1
Valores críticos de τ_μ : -3.4396, -2.8648 e -2.5685 respectivamente a 1% (***) , 5% (**) e 10% (*) de significância. Fonte: Mackinnon (1996)			

Os resultados apresentados na tabela 9 indicam que a 5% de significância a série LBCOV também é estacionária.

Para a análise da presença do intercepto condicionada à hipótese nula de raiz unitária é usado o valor crítico $\tau_{\hat{a}_\mu}$ para testar a significância do termo a_0 , e a estatística Φ_1 para testar a hipótese nula conjunta $a_0 = \gamma = 0$. A estatística Φ_1 é calculada a partir da seguinte fórmula:

$$\phi_1 = \frac{(SQR_R - SQR_{IR}) / r}{SQR_{IR} / (T - k)}$$

onde: SQR_{IR} = soma dos quadrados dos resíduos da regressão em que está presente o intercepto, SQR_R = soma dos quadrados dos resíduos da regressão sem intercepto e sem tendência temporal, r = número de restrições presentes na hipótese nula, T = número de observações utilizadas e, k = número de parâmetros estimados no modelo irrestrito.

Tabela 10 - Teste ADF – Avaliação conjunta de $a_0 = \gamma = 0$

Série	Lag	t de a_0 obtido	$\tau_{\hat{a}_\mu}$ crítico a 5% e 1%	SQR		r	k	Φ_1 obtido	Φ_1 crítico a 5% e 1%
LIBOV	18	0.069	2.52	Restr.	0,301024	2	20	0,003335	4,61
			3,22	Irrestr	0,301022				6,47
LIINV	2	1.17	2.52	Restr.	5,167855	2	4	0,698178	4,61
			3,22	Irrestr	5,160790				6,47
LPJNFC	19	2.60*	2.52	Restr.	45,28274	2	21	3,454065	4,61
			3,22	Irrestr	44,97299				6,47
LPFV	13	1.95	2.52	Restr.	60,59856	2	15	1,944257	4,61
			3,22	Irrestr	60,36592				6,47

Como em nenhum dos casos a hipótese nula, $a_0 = \gamma = 0$, pôde ser rejeitada a 5% de significância, pode-se concluir que o intercepto não deve estar presente no modelo. A única exceção é a série LPJNFC cujo intercepto é significativo a 5%, porém sua estatística Φ_1 a rejeita.

O quarto passo consiste na estimação do modelo sem a inclusão da tendência temporal e do intercepto, representado pela equação 9:

$$\Delta t_t = \gamma t_{t-1} + \sum \beta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 9})$$

Figura 23 - Teste ADF - Resultado da equação 9 aplicada a LIBOV

ADF Test Statistic	1.637566	1% Critical Value*	-2.5678
		5% Critical Value	-1.9397
		10% Critical Value	-1.6158

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LIBOV)
Method: Least Squares
Date: 02/28/06 Time: 14:05
Sample(adjusted): 20 1024
Included observations: 1005 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIBOV(-1)	9.47E-05	5.78E-05	1.637566	0.1018
D(LIBOV(-1))	0.034548	0.031772	1.087392	0.2771
D(LIBOV(-2))	-0.035261	0.031784	-1.109391	0.2675
D(LIBOV(-3))	-0.036930	0.031733	-1.163778	0.2448
D(LIBOV(-4))	-0.027626	0.031730	-0.870662	0.3842
D(LIBOV(-5))	0.029074	0.031731	0.916276	0.3597
D(LIBOV(-6))	-0.000355	0.031732	-0.011177	0.9911
D(LIBOV(-7))	-0.017325	0.031701	-0.546513	0.5848
D(LIBOV(-8))	-0.011151	0.031703	-0.351725	0.7251
D(LIBOV(-9))	0.011462	0.031651	0.362135	0.7173
D(LIBOV(-10))	0.049845	0.031639	1.575440	0.1155
D(LIBOV(-11))	0.006546	0.031634	0.206928	0.8361
D(LIBOV(-12))	0.022505	0.031630	0.711485	0.4770
D(LIBOV(-13))	0.023704	0.031622	0.749595	0.4537
D(LIBOV(-14))	-0.013503	0.031536	-0.428166	0.6686
D(LIBOV(-15))	0.025093	0.031511	0.796319	0.4260
D(LIBOV(-16))	0.039708	0.031503	1.260446	0.2078
D(LIBOV(-17))	-0.007682	0.031472	-0.244082	0.8072
D(LIBOV(-18))	-0.068329	0.031452	-2.172447	0.0301

Figura 24 - Teste ADF - Correlograma dos resíduos da equação 9 aplicada a LIBOV

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.001	0.001	0.986
		2	0.001	0.001	1.000
		3	0.004	0.004	0.999
		4	-0.006	-0.006	1.000
		5	-0.002	-0.002	1.000
		6	0.005	0.005	1.000
		7	0.000	0.000	1.000
		8	0.005	0.005	1.000
		9	-0.005	-0.005	1.000
		10	0.016	0.016	1.000
		11	-0.007	-0.007	1.000
		12	0.001	0.001	1.000
		13	0.007	0.006	1.000
		14	0.001	0.001	1.000
		15	-0.008	-0.008	1.000
		16	-0.014	-0.014	1.000
		17	0.008	0.008	1.000
		18	-0.010	-0.010	1.000
		19	0.001	0.001	1.000
		20	-0.024	-0.025	1.000
		21	0.028	0.029	1.000
		22	-0.035	-0.035	1.000

Tabela 11 - Teste ADF - Resultado da equação 9 aplicada às séries remanescentes

Série	Lag	t-stat de γ obtida	Conclusão nº de R U a 5% de significância
LIBOV	18	1.637*	1
LIINV	2	0.601	1
LPJNFC	19	0.052	1
LPFV	13	0.554	1
Valores críticos de τ_μ : -2.5678, -1.9397 e -1.6158 respectivamente a 1% (***) , 5% (**) e 10% (*) de significância. Fonte: Mackinnon (1996).			

Portanto com base nos testes ADF implementados segundo o procedimento proposto por Donald, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) conclui-se que, a 5% de significância, as séries: LIBOV, LIINV, LPJNFC e LPFV apresentam raiz unitária e as séries LBCOC, LBCOV. LIINC, LIIEC, LIIEV, LPJNFV e LPFC são estacionárias.

4 Teste Philips – Perron – PP

O teste Philips – Perron (PP) tem como função testar a existência de uma raiz unitária em uma dada série de dados. A partir do modelo inicial representado pela equação 10, o teste PP pode ser aplicado sob três formas:

- (i) Modelo com constante e com tendência;
- (ii) Modelo somente com constante;

(iii) Modelo sem constante e sem tendência.

$$y_t = c_1 + c_2 t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{equação 10})$$

Como o teste PP utiliza as séries em nível, e a observação dos gráficos das séries em nível e de suas estatísticas descritivas indicam que as séries provavelmente apresentam interceptos diferentes de zero e que, conforme exposto anteriormente, a inclusão da tendência temporal não tem fundamentação teórica, o modelo escolhido como o mais adequado para a implementação dos testes é o que apresenta como termo determinístico somente a constante. Por medida de segurança foram estimadas as regressões sem a presença do intercepto e da tendência temporal, porém esse modelo não foi capaz de discriminar as séries testadas, indicando que todas as séries possuem raiz unitária. Devido à irrelevância desses resultados, os mesmos não são aqui apresentados.

A hipótese do teste PP é:

$H_0 : \rho = 0$ (1 raiz unitária)

$H_a : \rho < 0$ (0 raiz unitária)

Os valores críticos utilizados foram os de Mackinnon (1996) e, para a determinação do número de defasagens utilizadas na transformação do teste foi utilizado o critério de Newey-West (*Newey-West using Bartlett kernel*), ambos disponíveis no software *Eviews*. Os resultados para todas as séries são apresentados na Tabela 12.

Tabela 12 - Teste PP aplicado a todas as séries

Série	Lag	t-stat de ρ obtida	Conclusão nº de R U a 1% de significância
LIBOV	6	0.053	1
LBCOC	6	-3.472***	0
LBCOV	6	-3.957***	0
LIINC	6	-2.399	1
LIINV	6	-1.186	1
LIIEC	6	-1.262	1
LIIEV	6	-2.135	1
LPJNFC	6	-3.570***	0
LPJNFV	6	-6.407***	0
LPFC	6	-7.954***	0
LPFV	6	-3.773***	0
Valores críticos: -3.43 , -2,86 e -2,56 respectivamente a 1% (***), 5% (**) e			

10% (*) de significância. Fonte: Mackinnon (1996)

Portanto com base nos testes de Philips – Perron (PP) conclui-se que, a 1% de significância, as séries: LIBOV, LIINC, LIINV, LIEC e LIEV apresentam raiz unitária e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias.

5 Teste de Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin – KPSS

O teste proposto por Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (1992) – KPSS - tem como função testar a estacionariedade em uma dada série de dados, ou seja, sua hipótese nula é de que a série testada é estacionária e sua hipótese alternativa é que a série é integrada de ordem um. Este teste é normalmente usado em conjunto com testes cujas hipóteses nulas são opostas à dele, caso dos testes ADF e PP. Em razão da baixa potência apresentada pelos testes de raiz unitária, o objetivo do uso conjunto de dois testes com hipóteses nulas opostas em uma mesma série de dados é aumentar a potência do resultado final da análise. Portanto a utilização aqui do teste KPSS em conjunto com os testes ADF e PP tem o objetivo de aumentar a confiabilidade dos resultados.

Fernandes e Toro (2002, p. 9) defendem a utilização deste teste argumentando que como o poder dos testes de raiz unitária é muito sensível a valores atípicos, e portanto que a rejeição da hipótese nula de estacionariedade ganha força quando valores atípicos podem estar presentes.

A hipótese do teste KPSS é:

H₀ : a série é estacionária em torno da constante ou da constante + tendência (0 raiz unitária)

H_a : a série não é estacionária (1 raiz unitária)

Os valores críticos utilizados foram os de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, *Table 1*), e para a determinação do número de defasagens utilizadas na transformação do teste foi utilizado o critério de Newey-West (*Newey-West using Bartlett kernel*), ambos disponíveis no software *Eviews 5*. Os resultados para todas as séries são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 - Resultados do teste KPSS

Série	Modelo com intercepto			Modelo com intercepto e tendência		
	lags	t-stat obtida	Resultado n° de ru	lags	t-stat obtida	Resultado n° de ru
LIBOV	25	3.591***	1	25	0.3446***	1
LBCOC	24	2.492***	1	24	0.3133***	1
LBCOV	24	0.640**	1	24	0.3060***	1
LIINC	25	3.116***	1	24	0.1775**	1
LIINV	25	3.226***	1	24	0.2388***	1
LIIEC	25	3.365***	1	24	0.2112**	1
LIIEV	24	3.415***	1	24	0.1583**	1
LPJNFC	24	0.581**	1	24	0.5106***	1
LPJNFV	24	2.996***	1	23	0.1555**	1
LPFC	23	1.271***	1	23	0.3960***	1
LPFV	:24	3.217***	1	23	0.4559***	1
Valores críticos de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992)						
Modelo com intercepto: 0,739 a 1%(***), 0,463 a 5%(*) e 0,347 a 10%(*);						
Modelo com intercepto e tendência: 0,216 a 1%(***), 0,146 a 5%(*) e 0,119 a 10%(*).						

Os resultados apresentados na Tabela 13 mostram que o teste KPSS não apresentou capacidade de discriminar as séries testadas e, portanto, seu resultado será desconsiderado nas análises desenvolvidas neste trabalho.

6 Comentários sobre a utilização dos testes de raiz unitária tradicionais

Os resultados obtidos com a aplicação dos testes de Dickey e Pantula (DP), Augmented Dickey e Fuller (ADF) segundo o procedimento proposto por Donald, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990) e Philips e Perron (PP) são apresentados de forma consolidada na Tabela 16. Não são apresentados os resultados do teste de Kwiatkowsky, Philips, Schmidt e Shin (1992) (KPSS), pois o mesmo não apresentou capacidade de discriminação entre as séries, rejeitando a hipótese nula de estacionariedade em todas as séries.

Tabela 14 - Resultado: Número de raízes unitárias segundo os testes

Série	Dickey e Pantula	Augmented Dickey e Fuller	Philips e Perron
LIBOV	1	0*	1
LBCOC	0***	0***	0***
LBCOV	0***	0**	0***
LIINC	1	0***	1
LIINV	1	1	1
LIIEC	1	0***	1
LIIEV	1	0***	1
LPJNFC	0***	1	0***
LPJNFV	0***	0***	0***
LPFC	0***	0***	0***
LPFV	0***	1	0***
Significante a: 1% (***); 2,5% (**), 5% (*) e 10% ().			

Os resultados dos testes de Dickey-Pantula e Philips-Perron são totalmente concordantes, indicando que as séries: LIBOV, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV apresentam raiz unitária e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias. Já os resultados apresentados pelo teste Augmented Dickey-Fuller indicam discordância dos primeiros em relação às séries: LIBOV, LIINC, LIIEC, LIIEV, LPJNFC e LPFV.

Em virtude dos problemas apresentados pelos testes de raiz unitária relativos a distorções associadas ao tamanho e à sua baixa potência, Maddala e Kim (2004, p.145) afirmam que os testes ADF e PP deveriam ser completamente descartados, e que o teste KPSS deveria ser evitado por apresentar os mesmos problemas de baixa potência que o teste ADF. Esses autores sugerem que sejam utilizadas versões modificadas dos testes ADF e PP. Seguindo essa orientação e objetivando obter mais informações sobre o grau de integração das séries utilizadas neste trabalho, foram utilizados também o teste DF-GLS de Elliot, Rothenberg e Stock (1996), que é uma evolução do teste de Dickey e Fuller, e o teste de Ng e Perron, que por sua vez é uma evolução do teste de Philips e Perron.

7 Teste DF-GLS de Elliot, Rothenberg e Stock

Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem modificações no teste ADF e mostram que o teste DF-GLS, de Dickey-Fuller *Generalised Least Squares*, apresenta melhora substancial de potência quando uma média ou tendência temporal desconhecida está presente na série

de dados. Sua hipótese nula é a mesma do teste ADF, de existência de uma raiz unitária na série de dados, e os valores críticos são os mesmos valores utilizados pelo teste ADF (de Mackinnon, 1996) quando somente a constante está presente no modelo, caso dos testes aqui realizados. Nos testes aqui realizados foi utilizado o critério de seleção automática do tamanho da defasagem empregada, que faz uso do critério de informação de Schwarz (SIC). A Tabela 15 apresenta os resultados da aplicação desse teste aos dados.

Tabela 15 - Teste DF-GLS aplicado a todas as séries

Série	Lag	t-stat obtida	Número de ru / significância		
			1%	5%	10%
LIBOV	0	1.062358	1	1	1
LBCOC	1	-3.336294***	0	0	0
LBCOV	1	-1.883348*	1	1	0
LIINC	0	-1.50312	1	1	1
LIINV	2	-0.747061	1	1	1
LIIEC	1	-0.433919	1	1	1
LIIEV	1	-1.454425	1	1	1
LPJNFC	2	-2.166627**	1	0	0
LPJNFV	6	-1.744622*	1	1	0
LPFC	5	-3.435365***	0	0	0
LPFV	5	-1.735818*	1	1	0
Valores críticos: -2,56 , -1,94 e -1,61 respectivamente a 1% (***), 5% (**) e 10% (*) de significância. Fonte: Mackinnon (1996)					

Portanto com base no teste de DF – GLS de Elliot, Rothenberg e Stock (1996) conclui-se que, a 10% de significância, as séries: LIBOV, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV apresentam raiz unitária e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias. Já a 5% de significância as séries LBCOV, LPJNFV e LPFV passam a ser integradas de ordem um.

8 Teste Ng – Perron

Em artigo de 1996, Ng e Perron (NP) propuseram uma série de modificações no teste de Philips e Perron que resultaram em um teste que possui boas propriedades quanto a tamanho e potência. Essa proposta foi representada por um conjunto de três estatísticas: MZ_{α} , MSB e MZ_t , e foram chamadas pelos autores de M-tests. Considerando que nesse

Portanto com base no teste de Ng e Perron (1996) conclui-se que, a 10% de significância, as séries: LIBOV, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV apresentam raiz unitária e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias. Já a 5% de significância as séries LBCOV, LPJNFV e LPFV passam a ser integradas de ordem um.

9 Resultados Finais dos testes de raiz unitária

As onze séries utilizadas neste trabalho foram submetidas a seis testes de raiz unitária: Dickey e Pantula (DP), Augmented Dickey e Fuller (ADF) segundo o procedimento proposto por Donald, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990), Philips e Perron (PP), Kwiatkowsky, Philips, Schmidt e Shin (KPSS), DF-GLS de Elliot, Rothenberg e Stock e Ng e Perron (NP). Todos os testes empregados, com exceção do KPSS, foram capazes de discriminar as séries entre estacionárias e integradas de ordem um, porém os resultados apresentados não são totalmente uniformes. Não foram seguidas estritamente as observações de Maddala e Kim (2004, p. 145), de descartar os testes ADF e PP e de evitar o teste KPSS, pois estes testes ainda hoje continuam largamente empregados em trabalhos empíricos. Por outro lado foram seguidas as recomendações desses autores quanto à utilização de testes mais modernos, aqui representados pelos dois últimos, e de que o nível de significância empregado deve ser mais amplo (2004, p.146). Nesse contexto, os resultados de todos os testes, com exceção do KPSS, são apresentados de forma consolidada na Tabela 17 com a utilização do nível de significância de 10%.

Tabela 17 - Resultados dos testes de Raiz Unitária para todas as séries

Série	DP	ADF	PP	DF-GLS	NP
LIBOV	1	0	1	1	1
LBCOC	0	0	0	0	0
LBCOV	0	0	0	0	0
LIINC	1	0	1	1	1
LIINV	1	1	1	1	1
LIIEC	1	0	1	1	1
LIIEV	1	0	1	1	1
LPJNFC	0	1	0	0	0
LPJNFV	0	0	0	0	0
LPFC	0	0	0	0	0
LPFV	0	1	0	0	0

Nível de significância utilizado: 10%.
--

A análise conjunta dos resultados apresentados pelos testes mostra que o único teste que apresenta resultados discordantes é o ADF, e em razão desse fato foi desconsiderado. Dessa forma os resultados dos testes de raiz unitária indicam que as séries: LIBOV, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV são integradas de ordem um e as séries LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPFV são estacionárias.

É interessante observar que as séries que foram consideradas integradas de ordem um e que, portanto comporão o conjunto de séries que serão testadas quanto a cointegração, são as séries que apresentam maior importância relativa no conjunto de séries analisadas, pois a série LIBOV é o objeto desta investigação e as séries LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV são as séries mais significativas em termos de participação relativa no total de posições carregadas de um dia para o outro pelos participantes ao longo do período analisado.(Tabela 1 do corpo do trabalho)

Apêndice B - Testes de cointegração

1 Introdução

A técnica econométrica empregada neste estudo para a modelagem das séries temporais utilizadas é a análise de cointegração segundo a metodologia de Johansen, que para ser aplicada requer que as séries participantes da análise sejam integradas de mesma ordem.

Os resultados dos testes de raiz unitária, apresentados no item 3.5 do corpo do trabalho, e desenvolvidos no Apêndice A, indicaram que as séries LIBOV_open, LIBOV_close, LIBOV_medio, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV apresentam uma raiz unitária e, as séries: LBCOC, LBCOV, LPJNFC, LPJNFV, LPFC e LPV não apresentam raiz unitária, sendo portanto estacionárias. Como entre as séries identificadas como integradas de ordem um estão as séries de interesse deste estudo, LIBOV_open, LIBOV_close e LIBOV_medio, e as demais: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, são as séries que representam os dois mais importantes tipos de participantes do mercado futuro de Índice Bovespa em termos de participação relativa nesse mercado, testes de cointegração aplicados a esse conjunto de séries podem levar aos resultados esperados por esta pesquisa, que é a verificação da existência de conteúdo informacional nas posições relativas adotadas pelos agentes participantes. Foram desenvolvidas três abordagens nos testes aplicados nesta etapa:

- A primeira utilizou o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com as séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa, de um dia para o outro, sobre o comportamento futuro da série de fechamentos do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).
- A segunda utilizou o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com a série de cotações de abertura do Ibovespa a vista (LIBOV_open) e as séries demais identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de

cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa de um dia para o outro sobre o comportamento futuro da série de aberturas do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).

- A terceira utilizou o logaritmo da série de cotações médias do Ibovespa a vista (LIBOV_medio) e as demais séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa de um dia para o outro sobre o comportamento futuro da série de médias do Índice Bovespa a vista (LIBOV_medio). Esta opção teve o objetivo de identificar as diferenças entre os resultados das estimações que utilizam as séries de fechamentos e as séries de médias do Ibovespa, e tem base na possibilidade de que a média das cotações seja menos sujeita à volatilidade observada nos finais dos pregões, que na linguagem de mercado são chamadas de “puxadas” e “enfiadas”.

2 Aplicação do procedimento de Johansen para as séries

2.1 Primeira abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close)

Resumo dos procedimentos - Nesta primeira abordagem foram utilizados o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com as séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de

contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa de um dia para o outro sobre o comportamento futuro da série de fechamentos do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).

A primeira etapa do procedimento de Johansen consiste na estimação de um modelo VAR (*Vector Autoregression*) irrestrito envolvendo as séries: LIBOV_close, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV. Como mostra o critério de seleção da ordem do VAR apresentado na Figura 1, o critério de informação de Schwarz (SIC) indica uma defasagem e os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Hannan - Quinn (HQ) indicam duas defasagens para o VAR irrestrito com constante.

Como os critérios de seleção indicam números de defasagens muito próximos, uma ou duas, foi escolhido inicialmente o modelo com duas defasagens, principalmente em razão do fato de que o passo seguinte é a estimação do VEC (*Vector Error Correction*) que utiliza as primeiras diferenças das variáveis, e dessa forma maior quantidade de informação pode ser utilizada pelo modelo.

Os testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR, apresentado na Figura 2, não confirmam a escolha, indicando três defasagens.

Figura 25 - Critério de seleção da ordem do VAR - 1ª abordagem - início

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LIBOV_CLOSE LIIEC LIIEV LIINC LIINV
 Exogenous variables: C
 Date: 08/20/06 Time: 15:22
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1014

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-201.6835	NA	1.03E-06	0.407660	0.431928	0.416877
1	7956.991	16220.80	1.12E-13	-15.63509	-15.48948*	-15.57979
2	8019.794	124.2433	1.04E-13*	-15.70965*	-15.44270	-15.60826*
3	8042.612	44.91527*	1.04E-13	-15.70535	-15.31705	-15.55787
4	8061.270	36.54239	1.05E-13	-15.69284	-15.18320	-15.49927
5	8077.680	31.97871	1.07E-13	-15.67590	-15.04491	-15.43624
6	8091.243	26.29739	1.10E-13	-15.65334	-14.90101	-15.36760
7	8099.967	16.82909	1.13E-13	-15.62124	-14.74757	-15.28941
8	8115.214	29.25947	1.15E-13	-15.60200	-14.60699	-15.22408
9	8133.439	34.79669	1.17E-13	-15.58864	-14.47228	-15.16463
10	8148.893	29.35477	1.19E-13	-15.56981	-14.33211	-15.09972

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura 26 - Testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR - 1ª abordagem - início

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 08/20/06 Time: 15:25
Sample: 1 1024
Included observations: 1014

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	LIBOV_CLO...	LIIEC	LIIEV	LIINC	LIINV	Joint
Lag 1	995.4717 [0.000000]	830.7645 [0.000000]	679.7385 [0.000000]	772.9167 [0.000000]	781.3317 [0.000000]	4116.072 [0.000000]
Lag 2	2.887289 [0.717357]	39.48951 [1.89E-07]	21.64768 [0.000611]	6.324050 [0.275952]	18.97343 [0.001944]	110.6940 [9.36E-13]
Lag 3	1.714275 [0.887097]	10.36896 [0.065431]	7.097970 [0.213456]	9.191948 [0.101649]	13.00592 [0.023323]	52.60208 [0.001005]

O VEC inicialmente estimado com duas defasagens apresentou problemas de autocorrelação serial, problema que desapareceu quando re-estimado com a inclusão de uma defasagem adicional. Esta decisão teve por base as observações de Maddala e Kim (2004, p. 215), que baseados nas conclusões de Boswijk e Franses (1992), afirmam que a inclusão de um número insuficiente de defasagens pode levar a substanciais distorções de tamanho na hipótese nula, e que o excesso de parâmetros resulta em perdas no poder do teste. Dessa forma foram utilizadas três defasagens no modelo mais parcimonioso que não apresentou autocorrelação serial nos resíduos.

A Figura 3 apresenta os dados para a seleção dos termos determinísticos que deverão estar presentes no modelo, indicando o número máximo de vetores de cointegração existentes segundo as possíveis especificações do teste de Johansen. Conforme exposto anteriormente, não é considerada plausível a presença de tendência temporal nas séries e, portanto, a escolha do modelo final ficou dependendo da inclusão, ou não, do intercepto no vetor de cointegração. Como as séries utilizadas apresentam diferenças de escala e médias diferentes de zero, foi adotado o modelo que inclui o intercepto no vetor de cointegração e a estimação desse modelo mostrou que essa constante não é estatisticamente diferente de zero, fato confirmado pelo princípio de Pantula que indica que deve ser escolhido o primeiro modelo, sem constante e tendência dentro e fora do vetor de cointegração.

Figura 27 - Sumário dos testes de cointegração de Johansen - 1ª abordagem - início

Date: 08/20/06 Time: 19:13
Sample: 1 1024
Included observations: 1020
Series: LIBOV_CLOSE LIIEC LIIEV LIINC LIINV
Lags interval: 1 to 3

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	2	3	3	5
Max-Eig	1	1	1	1	1

A aplicação do teste de cointegração de Johansen, apresentado na Figura 4, utilizando os valores críticos tabulados por Osterwald e Lenun (1992) e apresentados em Maddala e Kim (2004, p. 213), ao modelo sem a presença de termos determinísticos, resultou na rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração ao nível de significância de 1% , tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor.

Figura 28 - Teste de cointegração de Johansen - 1ª abordagem - início

Date: 08/20/06 Time: 19:18
Sample(adjusted): 5 1024
Included observations: 1020 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LIBOV_CLOSE LIIEC LIIEV LIINC LIINV
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.036998	76.35409	59.46	66.52
At most 1	0.016294	37.90071	39.89	45.58
At most 2	0.016005	21.14394	24.31	29.75
At most 3	0.003869	4.686359	12.53	16.31
At most 4	0.000718	0.732785	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.036998	38.45338	30.04	35.17
At most 1	0.016294	16.75676	23.80	28.82
At most 2	0.016005	16.45758	17.89	22.99
At most 3	0.003869	3.953574	11.44	15.69
At most 4	0.000718	0.732785	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

O VEC (*Vector Error Correction*) estimado para essa especificação é apresentado na Figura 5.

Figura 29 - VEC estimado- 1ª abordagem - início

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 5 1024

Included observations: 1020 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LIBOV_CLOSE(-1)	1.000000				
LIIEC(-1)	0.078018 (0.07540) [1.03470]				
LIIEV(-1)	-0.462519 (0.06385) [-7.24367]				
LIINC(-1)	0.414878 (0.08105) [5.11851]				
LIINV(-1)	-0.539029 (0.07774) [-6.93401]				
Error Correction:	D(LIBOV_CLOSE)	D(LIIEC)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.007486 (0.00467) [-1.60207]	-0.001676 (0.01886) [-0.08887]	0.128949 (0.02522) [5.11295]	0.027639 (0.01919) [1.44055]	0.040762 (0.01845) [2.20903]
D(LIBOV_CLOSE(-1))	0.040865 (0.03404) [1.20052]	0.769739 (0.13737) [5.60335]	-0.463272 (0.18373) [-2.52148]	0.212863 (0.13977) [1.52291]	0.477177 (0.13443) [3.54968]
D(LIBOV_CLOSE(-2))	-0.028621 (0.03495) [-0.81891]	-0.326731 (0.14105) [-2.31642]	0.349072 (0.18865) [1.85036]	0.275899 (0.14352) [1.92242]	-0.108558 (0.13803) [-0.78649]
D(LIBOV_CLOSE(-3))	-0.035673 (0.03515) [-1.01492]	0.054438 (0.14185) [0.38377]	-0.182167 (0.18972) [-0.96018]	-0.117110 (0.14433) [-0.81140]	0.221502 (0.13881) [1.59570]
D(LIIEC(-1))	-0.002552 (0.00908) [-0.28109]	-0.143222 (0.03664) [-3.90919]	0.032128 (0.04900) [0.65566]	-0.056373 (0.03728) [-1.51224]	-0.067272 (0.03585) [-1.87636]
D(LIIEC(-2))	-0.013020 (0.00915) [-1.42214]	0.002291 (0.03695) [0.06200]	-0.027531 (0.04941) [-0.55714]	0.002233 (0.03759) [0.05941]	-0.007582 (0.03616) [-0.20970]
D(LIIEC(-3))	-0.019022 (0.00895) [-2.12614]	-0.066210 (0.03611) [-1.83371]	0.008883 (0.04829) [0.18395]	-0.047698 (0.03674) [-1.29830]	-0.028825 (0.03533) [-0.81579]
D(LIIEV(-1))	-0.010801 (0.00717) [-1.50631]	0.045688 (0.02894) [1.57890]	-0.081029 (0.03870) [-2.09365]	-0.023755 (0.02944) [-0.80682]	-0.106138 (0.02832) [-3.74820]
D(LIIEV(-2))	-0.001455 (0.00728) [-0.19989]	-0.023489 (0.02938) [-0.79961]	0.034294 (0.03929) [0.87287]	0.023088 (0.02989) [0.77245]	0.001206 (0.02875) [0.04194]
D(LIIEV(-3))	-2.41E-06 (0.00715) [-0.00034]	0.017479 (0.02886) [0.60559]	0.079189 (0.03860) [2.05140]	0.024333 (0.02937) [0.82860]	0.030545 (0.02824) [1.08147]
D(LIINC(-1))	0.004408 (0.01112) [0.39650]	-0.055957 (0.04487) [-1.24713]	-0.059375 (0.06001) [-0.98941]	-0.063998 (0.04565) [-1.40183]	0.038230 (0.04391) [0.87071]

D(LIINC(-2))	-0.003687 (0.01114) [-0.33107]	-0.009996 (0.04494) [-0.22241]	-0.070727 (0.06011) [-1.17659]	-0.101316 (0.04573) [-2.21551]	-0.118371 (0.04398) [-2.69138]
D(LIINC(-3))	0.002102 (0.01110) [0.18937]	0.009794 (0.04480) [0.21858]	-0.088579 (0.05993) [-1.47816]	-0.052743 (0.04559) [-1.15695]	5.63E-05 (0.04385) [0.00128]
D(LIINV(-1))	0.000726 (0.01152) [0.06305]	-0.001564 (0.04649) [-0.03365]	-0.005861 (0.06218) [-0.09426]	-0.017628 (0.04730) [-0.37267]	-0.061234 (0.04549) [-1.34602]
D(LIINV(-2))	0.006647 (0.01142) [0.58201]	-0.021565 (0.04609) [-0.46790]	0.023298 (0.06164) [0.37797]	0.009124 (0.04689) [0.19457]	-0.011211 (0.04510) [-0.24858]
D(LIINV(-3))	0.011438 (0.01120) [1.02126]	0.002782 (0.04520) [0.06154]	-0.008368 (0.06045) [-0.13842]	-0.033967 (0.04599) [-0.73860]	-0.071429 (0.04423) [-1.61497]
R-squared	0.014359	0.060227	0.061917	0.034728	0.067492
Adj. R-squared	-0.000366	0.046187	0.047902	0.020307	0.053560
Sum sq. resids	0.314297	5.118947	9.156931	5.299528	4.901964
S.E. equation	0.017693	0.071404	0.095501	0.072653	0.069874
F-statistic	0.975112	4.289552	4.417846	2.408088	4.844447
Log likelihood	2676.019	1252.933	956.3366	1235.252	1275.023
Akaike AIC	-5.215724	-2.425360	-1.843797	-2.390691	-2.468672
Schwarz SC	-5.138429	-2.348065	-1.766502	-2.313396	-2.391377
Mean dependent	0.000895	0.001655	0.001092	0.000687	0.001179
S.D. dependent	0.017690	0.073113	0.097874	0.073402	0.071824
Determinant Residual Covariance		9.72E-14			
Log Likelihood		8084.608			
Log Likelihood (d.f. adjusted)		8044.291			
Akaike Information Criteria		-15.60645			
Schwarz Criteria		-15.19582			

Do modelo VEC estimado na Figura 5 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV, apresentado na Tabela 1.

Tabela 39 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência VEC estimado- 1ª abordagem - início

	LIBOV_close	LIIEC	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	0.078018	-0.462519	0.414878	-0.539029
erro padrão		0.07540	0.06385	0.08105	0.07774
estatística t		1.03470	-7.24367	5.11851	-6.93401

Uma das importantes características da metodologia de teste de cointegração proposta por Johansen é a possibilidade de que sejam testadas restrições sobre o modelo. Inicialmente foram testadas as hipóteses de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero. Esses resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 40 - Testes de restrição sobre o vetor de cointegração - 1ª abordagem - início

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$B(1,1) = 0$	18,25284	0,000019
LIIEC	$B(1,2) = 0$	0,620307	0,430933
LIIEV	$B(1,3) = 0$	18,59791	0,000016
LIINC	$B(1,4) = 0$	13,47213	0,000242
LIINV	$B(1,5) = 0$	11,13121	0,000849

Os resultados dos testes de restrição sobre as séries que inicialmente compuseram o vetor de cointegração indicaram que a série LIIEC não pertence ao mesmo e, portanto, o modelo precisa ser re-estimado sem a presença dessa série.

Para a estimação do novo modelo foi desenvolvida a mesma seqüência de procedimentos executada anteriormente e o modelo que se mostrou adequado quanto a autocorrelação dos resíduos também apresentou três defasagens no VAR, como pode ser observado na Figura 6.

Figura 30 - Testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR - 1ª abordagem - intermediária

VAR Lag Exclusion Wald Tests					
Date: 08/20/06 Time: 22:16					
Sample: 1 1024					
Included observations: 1016					
Chi-squared test statistics for lag exclusion:					
Numbers in [] are p-values					
	LIBOV_CLO...	LIIEV	LIINC	LIINV	Joint
Lag 1	1028.211 [0.000000]	688.5298 [0.000000]	787.7976 [0.000000]	801.5278 [0.000000]	3423.200 [0.000000]
Lag 2	2.938585 [0.568155]	21.28641 [0.000278]	4.716638 [0.317627]	21.01884 [0.000314]	62.10880 [2.30E-07]
Lag 3	0.749163 [0.945131]	7.079734 [0.131734]	7.592494 [0.107699]	13.34092 [0.009725]	46.79445 [7.33E-05]

Da mesma forma que no modelo anterior foram necessárias três defasagens para que os resíduos dos VEC testado não apresentassem autocorrelação serial e, para essa especificação o teste de cointegração de Johansen gerou os resultados apresentados na Figura 7. A Figura 7 apresenta os dados para a seleção dos termos determinísticos que deverão estar presentes no modelo, indicando o número máximo de vetores de cointegração existentes segundo as possíveis especificações do teste de Johansen. Conforme exposto anteriormente, não é

considerada plausível a presença de tendência temporal nas séries e, portanto, a escolha do modelo final ficou dependendo da inclusão, ou não, do intercepto no vetor de cointegração. Como as séries utilizadas apresentam diferenças de escala e médias diferentes de zero, foi adotado o modelo que inclui o intercepto no vetor de cointegração e a estimação desse modelo mostrou que essa constante não é estatisticamente diferente de zero, fato confirmado pelo princípio de Pantula que indica que deve ser escolhido o primeiro modelo, sem constante e tendência dentro e fora do vetor de cointegração.

Figura 31 - Sumário dos testes de cointegração de Johansen - 1ª abordagem - intermediária

Date: 08/20/06 Time: 22:24
Sample: 1 1024
Included observations: 1020
Series: LIBOV_CLOSE LIIEV LIINC LIINV
Lags interval: 1 to 3

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	2	2	2	4
Max-Eig	1	1	3	1	1

A aplicação do teste de cointegração de Johansen, apresentado na Figura 8, utilizando os valores críticos tabulados por Osterwald e Lenun (1992) e apresentados em Maddala e Kim (2004, p. 213), ao modelo sem a presença de termos determinísticos, resultou na rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração ao nível de significância de 1% , tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor.

Figura 32 - Teste de cointegração de Johansen - 1ª abordagem - intermediária

Sample(adjusted): 5 1024
 Included observations: 1020 after adjusting endpoints
 Trend assumption: No deterministic trend
 Series: LIBOV_CLOSE LIIEV LIINC LIINV
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.034961	57.17411	39.89	45.58
At most 1	0.015444	20.87596	24.31	29.75
At most 2	0.003829	5.000620	12.53	16.31
At most 3	0.001066	1.087888	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.034961	36.29815	23.80	28.82
At most 1	0.015444	15.87534	17.89	22.99
At most 2	0.003829	3.912732	11.44	15.69
At most 3	0.001066	1.087888	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

O VEC (*Vector Error Correction*) estimado para essa especificação é apresentado na Figura 9.

Figura 33 - VEC estimado- 1ª abordagem - intermediária

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 5 1024
 Included observations: 1020 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIBOV_CLOSE(-1)	1.000000			
LIIEV(-1)	-0.474986 (0.06600) [-7.19718]			
LIINC(-1)	0.451111 (0.08120) [5.55570]			
LIINV(-1)	-0.485934 (0.06914) [-7.02839]			
Error Correction:	D(LIBOV_CLOSE)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.007482 (0.00459) [-1.62862]	0.125413 (0.02475) [5.06792]	0.023957 (0.01886) [1.27043]	0.037549 (0.01814) [2.07019]
D(LIBOV_CLOSE(-1))	0.040878 (0.03327) [1.22882]	-0.432801 (0.17918) [-2.41540]	0.181674 (0.13654) [1.33053]	0.433975 (0.13133) [3.30440]
D(LIBOV_CLOSE(-2))	-0.042270	0.355804	0.251743	-0.144492

	(0.03368)	(0.18139)	(0.13822)	(0.13295)
	[-1.25519]	[1.96153]	[1.82127]	[-1.08682]
D(LIBOV_CLOSE(-3))	-0.057605	-0.188111	-0.136021	0.217882
	(0.03385)	(0.18235)	(0.13896)	(0.13365)
	[-1.70156]	[-1.03159]	[-0.97888]	[1.63020]
D(LIIEV(-1))	-0.011273	-0.079360	-0.027798	-0.111839
	(0.00712)	(0.03835)	(0.02922)	(0.02811)
	[-1.58343]	[-2.06954]	[-0.95130]	[-3.97916]
D(LIIEV(-2))	-0.003959	0.037658	0.014547	-0.007817
	(0.00717)	(0.03862)	(0.02943)	(0.02831)
	[-0.55216]	[0.97509]	[0.49430]	[-0.27615]
D(LIIEV(-3))	-0.002593	0.076863	0.023416	0.030273
	(0.00707)	(0.03806)	(0.02900)	(0.02790)
	[-0.36696]	[2.01959]	[0.80741]	[1.08526]
D(LIINC(-1))	0.005084	-0.065204	-0.057690	0.046289
	(0.01107)	(0.05963)	(0.04544)	(0.04370)
	[0.45928]	[-1.09349]	[-1.26961]	[1.05913]
D(LIINC(-2))	-0.000941	-0.073151	-0.096329	-0.112358
	(0.01106)	(0.05959)	(0.04541)	(0.04368)
	[-0.08509]	[-1.22749]	[-2.12124]	[-2.57237]
D(LIINC(-3))	0.005550	-0.088660	-0.049655	0.000874
	(0.01104)	(0.05946)	(0.04531)	(0.04358)
	[0.50274]	[-1.49107]	[-1.09587]	[0.02004]
D(LIINV(-1))	2.69E-05	0.007502	-0.046178	-0.093639
	(0.01078)	(0.05804)	(0.04423)	(0.04254)
	[0.00250]	[0.12924]	[-1.04404]	[-2.20108]
D(LIINV(-2))	0.002433	0.006167	0.014031	-0.012057
	(0.01066)	(0.05739)	(0.04374)	(0.04207)
	[0.22837]	[0.10745]	[0.32082]	[-0.28662]
D(LIINV(-3))	0.003353	-0.006371	-0.056632	-0.085376
	(0.01047)	(0.05641)	(0.04299)	(0.04135)
	[0.32014]	[-0.11295]	[-1.31746]	[-2.06495]
R-squared	0.008826	0.060586	0.030123	0.062884
Adj. R-squared	-0.002985	0.049391	0.018566	0.051717
Sum sq. resids	0.316062	9.169924	5.324809	4.926188
S.E. equation	0.017716	0.095426	0.072717	0.069942
F-statistic	0.747266	5.412062	2.606348	5.631133
Log likelihood	2673.165	955.6135	1232.825	1272.509
Akaike AIC	-5.216009	-1.848262	-2.391814	-2.469625
Schwarz SC	-5.153207	-1.785460	-2.329012	-2.406823
Mean dependent	0.000895	0.001092	0.000687	0.001179
S.D. dependent	0.017690	0.097874	0.073402	0.071824
Determinant Residual Covariance		2.59E-11		
Log Likelihood		6668.453		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		6642.286		
Akaike Information Criteria		-12.91429		
Schwarz Criteria		-12.64375		

Do modelo VEC estimado na Figura 9 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_close, apresentado na Tabela 3 .

Tabela 41 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência - 1ª abordagem - intermediária

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.474986	0.451111	-0.485934
erro padrão		0.06600	0.08120	0.06914
estatística t		-7.19718	5.55570	-7.02839

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 4.

Tabela 42 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração- 1ª abordagem - intermediária

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$B(1,1) = 0$	16,47371	0,000049
LIIEV	$B(1,2) = 0$	18,09084	0,000021
LIINC	$B(1,3) = 0$	16,98404	0,000038
LIINV	$B(1,4) = 0$	9,372715	0,002202

A Tabela 4, apresenta os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries no vetor de cointegração e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo. A Tabela 3 mostra que o vetor de cointegração é estatisticamente significativo, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série LIBOV_close e as posições de contratos em aberto representadas pelas séries: LIIEV, LIINC e LIINV. Esse resultado indica que existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis, cujo comportamento ao longo do tempo é apresentado na Figura 10.

Figura 34 - Gráfico da relação de cointegração - 1ª abordagem - intermediária

Os resíduos do VEC, apresentados na Figura 11, não se apresentam normalmente distribuídos quando submetidos ao teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, porém Cheung e Lai (1993) mostram que a estatística do traço é razoavelmente robusta a desvios da normalidade, e também, como a amostra é grande, pode ser admitida a normalidade dos resíduos com base na lei dos grandes números. Os resíduos apresentam um certo grau de heterocedasticidade, característica suportada pelo teste de Johansen.

Figura 35 - - Resíduos do VEC - 1ª abordagem - intermediária

O detalhamento das características dos resíduos da estimação do VEC, representados pelas estatísticas descritivas e os respectivos correlogramas, são apresentados pela série de Figuras numeradas de 12 a 19.

Figura 36

Figura 37

Correlogram of RES_LIBOV_CLOSE

Date: 09/04/06 Time: 16:57						
Sample: 1 1024						
Included observations: 1020						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.006	-0.006	0.0323	0.857
		2	-0.002	-0.002	0.0374	0.981
		3	0.003	0.003	0.0466	0.997
		4	-0.018	-0.018	0.3711	0.985
		5	0.028	0.028	1.1909	0.946
		6	-0.011	-0.011	1.3209	0.970
		7	-0.023	-0.023	1.8802	0.966
		8	-0.018	-0.019	2.2221	0.973
		9	0.004	0.005	2.2416	0.987
		10	0.054	0.053	5.2630	0.873

Figura 38 **Figura 39**

Correlogram of RES_LIIEV

Date: 09/04/06 Time: 16:58						
Sample: 1 1024						
Included observations: 1020						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.002	0.002	0.0049	0.944
		2	-0.006	-0.006	0.0420	0.979
		3	0.005	0.005	0.0713	0.995
		4	-0.004	-0.004	0.0893	0.999
		5	-0.041	-0.040	1.7741	0.879
		6	0.000	0.000	1.7741	0.939
		7	-0.037	-0.038	3.1944	0.866
		8	-0.017	-0.016	3.4838	0.900
		9	-0.025	-0.026	4.1542	0.901
		10	-0.070	-0.072	9.2056	0.513

Figura 40 **Figura 41**

Correlogram of RES_LIINC

Date: 09/04/06 Time: 16:58						
Sample: 1 1024						
Included observations: 1020						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 0.002	0.002	0.0063	0.937	
		2 -0.004	-0.004	0.0212	0.989	
		3 -0.008	-0.008	0.0813	0.994	
		4 -0.003	-0.003	0.0932	0.999	
		5 -0.072	-0.072	5.3968	0.369	
		6 0.007	0.007	5.4438	0.488	
		7 -0.012	-0.013	5.5891	0.588	
		8 -0.042	-0.043	7.3872	0.495	
		9 -0.002	-0.002	7.3921	0.596	
		10 -0.003	-0.008	7.3988	0.687	

Figura 42

Figura 43

A Tabela 5 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 6 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 43 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries - 1ª abordagem - intermediária

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.007482	0.125413	0.023957	0.037549
erro padrão	0.00459	0.02475	0.01886	0.01814
estatística t	-1.62862	5.06792	1.27043	2.07019

Tabela 44 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries - 1ª abordagem - intermediária

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$A(1,1) = 0$	2,329231	0,126965
LIIEV	$A(2,1) = 0$	16,82347	0,000041
LIINC	$A(3,1) = 0$	1,569457	0,210286
LIINV	$A(4,1) = 0$	3,357030	0,066919

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 6, indicam que as séries LIBOV_close e LIINC podem ser consideradas fracamente exógenas em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa, mesmo quando adotado o nível de significância de 10%, e a série LIINV ao nível de significância de 5%. Esse resultado indica que a série de interesse desta etapa deste trabalho, LIBOV_close, não sofre a influência dos desequilíbrios de longo prazo representados pela equação de cointegração isoladamente.

Com o objetivo de incorporar toda a informação que pode estar disponível nas posições em contratos em aberto possuídas por todos os participantes desse mercado, e eventualmente melhorar os resultados que nesta primeira etapa de modelagem apresentaram poder explicativo de apenas 0,8 % na equação do VEC relativo à série LIBOV_close, o modelo foi re-estimado com a inclusão, como variáveis exógenas, do conjunto de séries identificadas como estacionárias e da série que foi excluída do vetor de cointegração. Estas variáveis estacionárias fizeram parte do modelo com suas séries consideradas em nível, enquanto a série LIIEC que é integrada de ordem um, e não pertence ao vetor de cointegração, foi incluída em sua primeira diferença. Foram necessárias cinco defasagens para a eliminação das autocorrelações seriais nos resíduos do VEC, número superior aos indicados pelos critérios de informação de Akaike e Hannan-Quinn, que indicaram duas defasagem e ao critério de informação de Schwarz que indicou uma defasagem no VAR. Os resultados da estimação desse modelo são apresentados na Figura 20.

Figura 44 - VEC estimado - 1ª abordagem - final

Vector Error Correction Estimates				
Sample(adjusted): 7 1024				
Included observations: 1018 after adjusting endpoints				
Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIBOV_CLOSE(-1)	1.000000			
LIIEV(-1)	-0.592474 (0.10850) [-5.46081]			
LIINC(-1)	0.754956 (0.19492) [3.87323]			
LIINV(-1)	-0.561538 (0.12118) [-4.63376]			
Error Correction:	D(LIBOV_CLOSE)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.011059 (0.00488) [-2.26470]	0.061928 (0.02231) [2.77539]	-0.010138 (0.01726) [-0.58723]	-0.001394 (0.01575) [-0.08852]
D(LIBOV_CLOSE(-1))	-0.081212 (0.03606) [-2.25209]	-0.234510 (0.16478) [-1.42316]	0.013891 (0.12750) [0.10895]	0.379740 (0.11629) [3.26535]
D(LIBOV_CLOSE(-2))	-0.039399 (0.03678) [-1.07127]	0.388058 (0.16806) [2.30908]	0.345163 (0.13003) [2.65444]	0.022438 (0.11861) [0.18918]
D(LIBOV_CLOSE(-3))	-0.035583 (0.03641) [-0.97727]	-0.281202 (0.16638) [-1.69014]	0.045326 (0.12873) [0.35209]	0.300332 (0.11742) [2.55774]
D(LIBOV_CLOSE(-4))	0.005977 (0.03604)	0.041145 (0.16471)	0.133093 (0.12744)	0.188592 (0.11624)

	[0.16583]	[0.24981]	[1.04435]	[1.62242]
D(LIBOV_CLOSE(-5))	0.005643 (0.03394) [0.16625]	-0.066098 (0.15510) [-0.42615]	-0.049130 (0.12001) [-0.40938]	0.037388 (0.10946) [0.34155]
D(LIIEV(-1))	-0.028565 (0.00862) [-3.31341]	-0.121730 (0.03939) [-3.09007]	-0.054363 (0.03048) [-1.78353]	-0.155903 (0.02780) [-5.60757]
D(LIIEV(-2))	-9.96E-05 (0.00887) [-0.01123]	0.011365 (0.04052) [0.28046]	0.003077 (0.03135) [0.09814]	-0.042702 (0.02860) [-1.49309]
D(LIIEV(-3))	-0.003462 (0.00874) [-0.39617]	0.051921 (0.03994) [1.30009]	-0.016133 (0.03090) [-0.52211]	-0.028871 (0.02818) [-1.02435]
D(LIIEV(-4))	-0.001286 (0.00703) [-0.18306]	-0.027959 (0.03211) [-0.87082]	-0.013126 (0.02484) [-0.52839]	-0.003044 (0.02266) [-0.13434]
D(LIIEV(-5))	-0.000312 (0.00687) [-0.04539]	-0.023119 (0.03138) [-0.73667]	-0.028692 (0.02428) [-1.18160]	0.006302 (0.02215) [0.28456]
D(LIINC(-1))	0.023945 (0.01370) [1.74793]	0.088277 (0.06260) [1.41021]	0.021221 (0.04843) [0.43813]	0.173817 (0.04418) [3.93441]
D(LIINC(-2))	-0.000258 (0.01388) [-0.01860]	-0.005246 (0.06340) [-0.08273]	-0.024083 (0.04906) [-0.49092]	-0.010876 (0.04475) [-0.24306]
D(LIINC(-3))	0.005124 (0.01365) [0.37540]	-0.114300 (0.06237) [-1.83251]	-0.047551 (0.04826) [-0.98529]	0.046393 (0.04402) [1.05392]
D(LIINC(-4))	-0.005349 (0.01065) [-0.50204]	-0.004774 (0.04868) [-0.09806]	-0.008414 (0.03767) [-0.22337]	0.019016 (0.03436) [0.55346]
D(LIINC(-5))	-0.003921 (0.01051) [-0.37327]	-0.060664 (0.04801) [-1.26367]	-0.076651 (0.03714) [-2.06360]	-0.038399 (0.03388) [-1.13339]
D(LIINV(-1))	-0.015847 (0.01332) [-1.18931]	-0.107872 (0.06089) [-1.77173]	-0.012834 (0.04711) [-0.27243]	-0.140396 (0.04297) [-3.26732]
D(LIINV(-2))	0.009382 (0.01343) [0.69847]	0.034510 (0.06138) [0.56225]	-0.007548 (0.04749) [-0.15894]	-0.057783 (0.04332) [-1.33395]
D(LIINV(-3))	0.013376 (0.01314) [1.01789]	-0.014153 (0.06005) [-0.23570]	-0.071949 (0.04646) [-1.54861]	-0.125539 (0.04238) [-2.96240]
D(LIINV(-4))	0.007133 (0.01085) [0.65752]	0.113776 (0.04957) [2.29530]	0.021337 (0.03835) [0.55633]	-0.043041 (0.03498) [-1.23034]
D(LIINV(-5))	0.013266 (0.00991) [1.33843]	0.063525 (0.04529) [1.40253]	0.084039 (0.03504) [2.39802]	0.040363 (0.03197) [1.26270]
LBCOC	0.001320 (0.00278) [0.47508]	0.171772 (0.01270) [13.5273]	0.025913 (0.00983) [2.63743]	0.110722 (0.00896) [12.3550]

LBCOC(-1)	0.009156 (0.00421) [2.17515]	-0.156944 (0.01924) [-8.15887]	-0.049288 (0.01488) [-3.31156]	-0.108579 (0.01358) [-7.99807]
LBCOC(-2)	-0.013260 (0.00466) [-2.84752]	-0.009302 (0.02128) [-0.43718]	0.033796 (0.01646) [2.05276]	0.010610 (0.01502) [0.70651]
LBCOC(-3)	0.001199 (0.00467) [0.25695]	-0.018866 (0.02133) [-0.88470]	-0.000204 (0.01650) [-0.01237]	0.003388 (0.01505) [0.22511]
LBCOC(-4)	-0.000323 (0.00352) [-0.09173]	0.016795 (0.01608) [1.04470]	-0.017075 (0.01244) [-1.37268]	-0.017537 (0.01135) [-1.54569]
LBCOV	0.004557 (0.00430) [1.05995]	-0.111001 (0.01965) [-5.65028]	0.158056 (0.01520) [10.3983]	-0.041791 (0.01386) [-3.01425]
LBCOV(-1)	-0.011443 (0.00642) [-1.78190]	0.035235 (0.02934) [1.20074]	-0.192614 (0.02270) [-8.48334]	-0.033193 (0.02071) [-1.60279]
LBCOV(-2)	0.013887 (0.00695) [1.99796]	0.060010 (0.03176) [1.88946]	0.019607 (0.02457) [0.79787]	0.047704 (0.02241) [2.12824]
LBCOV(-3)	-0.001146 (0.00690) [-0.16619]	0.019848 (0.03151) [0.62987]	0.045563 (0.02438) [1.86876]	0.013036 (0.02224) [0.58617]
LBCOV(-4)	-0.002484 (0.00528) [-0.47058]	-0.011060 (0.02412) [-0.45844]	-0.030789 (0.01867) [-1.64944]	0.012073 (0.01703) [0.70910]
D(LIIEC)	0.075206 (0.00823) [9.13462]	0.356777 (0.03762) [9.48338]	0.079446 (0.02911) [2.72924]	0.430036 (0.02655) [16.1965]
D(LIIEC(-1))	0.016678 (0.01051) [1.58645]	0.175355 (0.04804) [3.65035]	0.016693 (0.03717) [0.44912]	0.066849 (0.03390) [1.97181]
D(LIIEC(-2))	-0.016632 (0.01063) [-1.56406]	-0.012898 (0.04859) [-0.26545]	0.042722 (0.03760) [1.13634]	0.048554 (0.03429) [1.41588]
D(LIIEC(-3))	-0.015844 (0.01048) [-1.51142]	0.030259 (0.04790) [0.63167]	-0.017305 (0.03706) [-0.46689]	0.022905 (0.03381) [0.67752]
D(LIIEC(-4))	-0.013908 (0.00866) [-1.60642]	-0.016480 (0.03956) [-0.41655]	0.016585 (0.03061) [0.54179]	0.010426 (0.02792) [0.37340]
LPFC	-0.005058 (0.00273) [-1.85399]	0.122782 (0.01247) [9.84820]	0.072597 (0.00965) [7.52571]	0.061446 (0.00880) [6.98338]
LPFC(-1)	0.003811 (0.00352) [1.08135]	-0.069387 (0.01610) [-4.30889]	-0.044502 (0.01246) [-3.57168]	-0.032982 (0.01136) [-2.90212]
LPFC(-2)	9.42E-05 (0.00358) [0.02631]	-0.051047 (0.01636) [-3.12028]	-0.016547 (0.01266) [-1.30725]	-0.012481 (0.01155) [-1.08097]
LPFC(-3)	-0.002819 (0.00359)	0.028578 (0.01639)	0.016131 (0.01268)	0.003499 (0.01156)

	[-0.78611]	[1.74405]	[1.27235]	[0.30261]
LPFC(-4)	0.001482 (0.00292) [0.50783]	-0.034718 (0.01333) [-2.60366]	-0.024574 (0.01032) [-2.38179]	-0.016139 (0.00941) [-1.71502]
LPFV	0.006504 (0.00253) [2.57056]	-0.001498 (0.01156) [-0.12959]	0.054688 (0.00895) [6.11283]	0.011055 (0.00816) [1.35475]
LPFV(-1)	-0.000771 (0.00299) [-0.25775]	0.017918 (0.01367) [1.31086]	-0.026645 (0.01058) [-2.51941]	-0.000745 (0.00965) [-0.07727]
LPFV(-2)	-0.006022 (0.00305) [-1.97559]	-0.015849 (0.01393) [-1.13783]	-0.043284 (0.01078) [-4.01624]	-0.020638 (0.00983) [-2.09947]
LPFV(-3)	-0.003921 (0.00302) [-1.29738]	-0.010245 (0.01381) [-0.74175]	0.000343 (0.01069) [0.03206]	-0.003862 (0.00975) [-0.39619]
LPFV(-4)	0.007600 (0.00257) [2.95665]	0.008907 (0.01175) [0.75832]	0.023009 (0.00909) [2.53184]	0.017653 (0.00829) [2.12956]
LPJNFC	0.000698 (0.00263) [0.26568]	0.061763 (0.01201) [5.14357]	0.041519 (0.00929) [4.46880]	0.019978 (0.00847) [2.35748]
LPJNFC(-1)	-0.006971 (0.00319) [-2.18235]	-0.034226 (0.01460) [-2.34469]	-0.038140 (0.01129) [-3.37683]	-0.004260 (0.01030) [-0.41349]
LPJNFC(-2)	0.002751 (0.00319) [0.86202]	-0.010158 (0.01458) [-0.69653]	0.000978 (0.01128) [0.08671]	-0.009308 (0.01029) [-0.90432]
LPJNFC(-3)	0.001186 (0.00321) [0.36968]	0.008586 (0.01466) [0.58587]	0.014229 (0.01134) [1.25481]	0.000745 (0.01034) [0.07199]
LPJNFC(-4)	0.002440 (0.00267) [0.91319]	-0.023803 (0.01221) [-1.94913]	-0.017343 (0.00945) [-1.83548]	-0.005822 (0.00862) [-0.67556]
LPJNFV	0.001392 (0.00140) [0.99785]	-0.000559 (0.00638) [-0.08761]	0.006744 (0.00493) [1.36731]	-0.008422 (0.00450) [-1.87184]
LPJNFV(-1)	-0.002621 (0.00164) [-1.59686]	-0.010765 (0.00750) [-1.43497]	-0.017442 (0.00580) [-3.00494]	0.001393 (0.00529) [0.26302]
LPJNFV(-2)	0.000207 (0.00167) [0.12407]	0.010250 (0.00762) [1.34446]	0.003379 (0.00590) [0.57283]	-0.003536 (0.00538) [-0.65710]
LPJNFV(-3)	0.002699 (0.00165) [1.63121]	0.002640 (0.00756) [0.34920]	0.009957 (0.00585) [1.70194]	0.008460 (0.00534) [1.58530]
LPJNFV(-4)	-0.002931 (0.00141) [-2.07814]	-0.003399 (0.00645) [-0.52729]	-0.006423 (0.00499) [-1.28798]	-0.002248 (0.00455) [-0.49411]
R-squared	0.177325	0.440093	0.403496	0.482062
Adj. R-squared	0.130290	0.408082	0.369393	0.452450
Sum sq. resids	0.261738	5.465286	3.271920	2.722144
S.E. equation	0.016495	0.075374	0.058319	0.053195
F-statistic	3.770101	13.74806	11.83147	16.27934

Log likelihood	2762.917	1216.155	1477.292	1570.926
Akaike AIC	-5.318108	-2.279282	-2.792322	-2.976279
Schwarz SC	-5.047152	-2.008326	-2.521366	-2.705323
Mean dependent	0.000884	0.001102	0.000593	0.001216
S.D. dependent	0.017687	0.097969	0.073440	0.071888
Determinant Residual Covariance		6.18E-12		
Log Likelihood		7474.441		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		7359.243		
Akaike Information Criteria		-14.01030		
Schwarz Criteria		-12.90712		

Do modelo VEC estimado na Figura 20 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_close, apresentado na Tabela 7.

Tabela 45 - Vetor de cointegração padronizado para o modelo sem constante e sem tendência- 1ª abordagem - final

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.592474	0.754956	-0.561538
erro padrão		0.10850	0.19492	0.12118
estatística t		-5.46081	3.87323	-4.63376

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 8.

Tabela 46 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração - 1ª abordagem - final

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$B(1,1) = 0$	4.746921	0.029351
LIIEV	$B(1,2) = 0$	7.560113	0.005967
LIINC	$B(1,3) = 0$	6.636797	0.009989
LIINV	$B(1,4) = 0$	4.740660	0.029458

A Tabela 8, apresenta os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries no vetor de cointegração e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo. A Tabela 7 mostra que o vetor de cointegração é estatisticamente significativo, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série LIBOV_close e as posições de contratos em aberto representadas pelas séries: LIIEV, LIINC e LIINV. Esse resultado indica que existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis, cujo comportamento ao longo do tempo é apresentado na Figura 21.

Figura 45 - Gráfico da relação de cointegração - 1ª abordagem - final

Os resíduos do VEC, apresentados na Figura 22, não se apresentam normalmente distribuídos quando submetidos ao teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, porém Cheung e Lai (1993) mostram que a estatística do traço é razoavelmente robusta a desvios da normalidade, e também, como a amostra é grande, pode ser admitida a normalidade dos resíduos com base na lei dos grandes números. Os resíduos apresentam um certo grau de heterocedasticidade, característica suportada pelo teste de Johansen.

Figura 46 - Resíduos do VEC- 1ª abordagem - final

O detalhamento das características dos resíduos da estimação do VEC, representados pelas estatísticas descritivas e os respectivos correlogramas, são apresentados pela série de Figuras numeradas de 23 a 29.

Figura 47

Figura 48 **Figura 49** **Figura 50**

Figura 51 **Figura 52**

Correlogram of RES_LIINC_C1

Date: 09/16/06 Time: 10:32 Sample: 1 1024 Included observations: 1018						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 -0.001	-0.001	0.0007	0.979	
		2 0.005	0.005	0.0288	0.986	
		3 -0.001	-0.001	0.0294	0.999	
		4 -0.035	-0.035	1.2511	0.870	
		5 -0.039	-0.039	2.7949	0.732	
		6 0.019	0.019	3.1523	0.789	
		7 0.005	0.006	3.1817	0.868	
		8 -0.057	-0.059	6.5425	0.587	
		9 0.002	-0.001	6.5480	0.684	
		10 0.018	0.018	6.8662	0.738	

Figura 53

A Tabela 9 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 10 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 47 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries- 1ª abordagem - final

	LIBOV_close	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.011059	0.061928	-0.010138	-0.001394
erro padrão	0.00488	0.02231	0.01726	0.01575
estatística t	-2.26470	2.77539	-0.58723	-0.08852

Tabela 48 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries- 1ª abordagem - final

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$A(1,1) = 0$	4.249429	0.039264
LIIEV	$A(2,1) = 0$	3.668160	0.055461
LIINC	$A(3,1) = 0$	0.216963	0.641364
LIINV	$A(4,1) = 0$	0.004449	0.946819

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 10, indicam que as séries LIINV e LIINC podem ser consideradas fracamente exógenas em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa, mesmo quando adotado o nível de significância de 10%. A série LIIEV está no limite para ser considerada fracamente exógena a 5% de significância e a série de interesse desta etapa do trabalho, LIBOV_close, não pode ser considerada fracamente exógena ao nível de 5% de significância, indicando que esta série sofre influência dos desequilíbrios de longo prazo identificados pelo vetor de cointegração. Os resultados desse modelo, estimado em primeiras diferenças, indicam um poder explicativo de 17,73 % (R^2) e um R^2 ajustado de 13,02%

Com a finalidade de se obter um modelo mais parcimonioso para a série de interesse desta etapa do trabalho foi então aplicada a metodologia desenvolvida por David F.Hendry, da London School of Economics, conhecida como GETS (*General to Specific*) de estimação que parte de um modelo geral, equação do VEC estimado para essa série, para um modelo específico ou reduzido. Foi adotada a opção de modelagem liberal, presente no software PC-GETS, que minimiza a não seleção de séries componentes do modelo final. Os resultados da estimação do modelo GETS indicaram um modelo que “encompassa” (tradução livre da palavra inglesa *encompass*) o modelo inicial, ou seja, um modelo mais parcimonioso, de desempenho semelhante, contido no modelo inicial. Os resultados da estimação do modelo GETS são apresentados na Figura 30.

Figura 54 - Resultados da aplicação da metodologia GETS à primeira abordagem

GUM(4) Modelling D_LIBOV_CLOSE by GETS (using T_tr_e1_e2.XLS), 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob		
D_LIBOV_CLOSE_1	-0.08121	0.03606	-2.252	0.0245		
D_LIBOV_CLOSE_2	-0.03940	0.03678	-1.071	0.2843		
D_LIBOV_CLOSE_3	-0.03558	0.03641	-0.977	0.3287		
D_LIBOV_CLOSE_4	0.00598	0.03604	0.166	0.8683		
D_LIBOV_CLOSE_5	0.00564	0.03394	0.166	0.8680		
COINT_E1	-0.01106	0.00488	-2.265	0.0238		
D_LIIEV_1	-0.02856	0.00862	-3.313	0.0010		
D_LIIEV_2	-0.00010	0.00887	-0.011	0.9910		
D_LIIEV_3	-0.00346	0.00874	-0.396	0.6921		
D_LIIEV_4	-0.00129	0.00703	-0.183	0.8548		
D_LIIEV_5	-0.00031	0.00687	-0.045	0.9638		
D_LIINC_1	0.02395	0.01370	1.748	0.0808		
D_LIINC_2	-0.00026	0.01388	-0.019	0.9852		
D_LIINC_3	0.00512	0.01365	0.375	0.7074		
D_LIINC_4	-0.00535	0.01065	-0.502	0.6158		
D_LIINC_5	-0.00392	0.01051	-0.373	0.7090		
D_LIINV_1	-0.01585	0.01332	-1.189	0.2346		
D_LIINV_2	0.00938	0.01343	0.698	0.4851		
D_LIINV_3	0.01338	0.01314	1.018	0.3090		
D_LIINV_4	0.00713	0.01085	0.658	0.5110		
D_LIINV_5	0.01327	0.00991	1.338	0.1811		
LBCOC	0.00132	0.00278	0.475	0.6348		
LBCOC_1	0.00916	0.00421	2.175	0.0299		
LBCOC_2	-0.01326	0.00466	-2.848	0.0045		
LBCOC_3	0.00120	0.00467	0.257	0.7973		
LBCOC_4	-0.00032	0.00352	-0.092	0.9269		
LBCOV	0.00456	0.00430	1.060	0.2894		
LBCOV_1	-0.01144	0.00642	-1.782	0.0751		
LBCOV_2	0.01389	0.00695	1.998	0.0460		
LBCOV_3	-0.00115	0.00690	-0.166	0.8680		
LBCOV_4	-0.00248	0.00528	-0.471	0.6380		
D_LIIEC	0.07521	0.00823	9.135	0.0000		
D_LIIEC_1	0.01668	0.01051	1.586	0.1130		
D_LIIEC_2	-0.01663	0.01063	-1.564	0.1181		
D_LIIEC_3	-0.01584	0.01048	-1.511	0.1310		
D_LIIEC_4	-0.01391	0.00866	-1.606	0.1085		
LPFC	-0.00506	0.00273	-1.854	0.0640		
LPFC_1	0.00381	0.00352	1.081	0.2798		
LPFC_2	0.00009	0.00358	0.026	0.9790		
LPFC_3	-0.00282	0.00359	-0.786	0.4320		
LPFC_4	0.00148	0.00292	0.508	0.6117		
LPFV	0.00650	0.00253	2.571	0.0103		
LPFV_1	-0.00077	0.00299	-0.258	0.7967		
LPFV_2	-0.00602	0.00305	-1.976	0.0485		
LPFV_3	-0.00392	0.00302	-1.297	0.1948		
LPFV_4	0.00760	0.00257	2.957	0.0032		
LPJNFC	0.00070	0.00263	0.266	0.7905		
LPJNFC_1	-0.00697	0.00319	-2.182	0.0293		
LPJNFC_2	0.00275	0.00319	0.862	0.3889		
LPJNFC_3	0.00119	0.00321	0.370	0.7117		
LPJNFC_4	0.00244	0.00267	0.913	0.3614		
LPJNFV	0.00139	0.00140	0.998	0.3186		
LPJNFV_1	-0.00262	0.00164	-1.597	0.1106		
LPJNFV_2	0.00021	0.00167	0.124	0.9013		
LPJNFV_3	0.00270	0.00165	1.631	0.1032		
LPJNFV_4	-0.00293	0.00141	-2.078	0.0380		
RSS	0.26174	sigma	0.01649	R^2	0.17732	Radj^2
LogLik	4207.39657	AIC	-8.15599	HQ	-8.05309	SC
T	1018	p	56	FpNull	0.00000	FpConst
		value	prob	alpha		

Chow(516:1)	0.7231	0.9998	0.0100
Chow(923:1)	0.4744	1.0000	0.0100
normality test	11.9980	0.0025	0.0000
AR 1-4 test	3.0863	0.0154	0.0050
ARCH 1-4 test	13.8679	0.0000	0.0000
hetero test	2.0689	0.0000	0.0000

Significance levels (alpha) set for subsequent tests; 3 tests with alpha = 0 excluded.

Stage-0 (Step 1): F presearch testing (lag-order preselection)

Check lag 5 : F-prob =0.6661, Tests failed = 0;

Check lag 4 : F-prob =0.1787, Tests failed = 1; Invalid reduction.

Stage-0: General model of D_LIBOV_CLOSE, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob
D_LIBOV_CLOSE_1	-0.08106	0.03603	-2.250	0.0247
D_LIBOV_CLOSE_2	-0.03739	0.03668	-1.019	0.3083
D_LIBOV_CLOSE_3	-0.03534	0.03637	-0.972	0.3314
D_LIBOV_CLOSE_4	0.00829	0.03591	0.231	0.8174
COINT_E1	-0.01159	0.00481	-2.408	0.0162
D_LIIEV_1	-0.02829	0.00858	-3.296	0.0010
D_LIIEV_2	-0.00053	0.00885	-0.060	0.9520
D_LIIEV_3	-0.00415	0.00871	-0.476	0.6339
D_LIIEV_4	-0.00211	0.00688	-0.307	0.7589
D_LIINC_1	0.02463	0.01365	1.804	0.0715
D_LIINC_2	-0.00038	0.01384	-0.027	0.9784
D_LIINC_3	0.00722	0.01344	0.537	0.5913
D_LIINC_4	-0.00478	0.01056	-0.452	0.6510
D_LIINV_1	-0.01681	0.01327	-1.266	0.2057
D_LIINV_2	0.00829	0.01335	0.620	0.5351
D_LIINV_3	0.01118	0.01293	0.865	0.3873
D_LIINV_4	0.00588	0.01058	0.556	0.5786
LBCOC	0.00111	0.00277	0.401	0.6883
LBCOC_1	0.00938	0.00420	2.235	0.0257
LBCOC_2	-0.01308	0.00464	-2.817	0.0049
LBCOC_3	0.00121	0.00465	0.260	0.7950
LBCOC_4	-0.00058	0.00348	-0.165	0.8686
LBCOV	0.00503	0.00427	1.177	0.2394
LBCOV_1	-0.01187	0.00640	-1.854	0.0640
LBCOV_2	0.01355	0.00691	1.960	0.0502
LBCOV_3	-0.00139	0.00686	-0.202	0.8399
LBCOV_4	-0.00191	0.00524	-0.364	0.7157
D_LIIEC	0.07533	0.00821	9.173	0.0000
D_LIIEC_1	0.01650	0.01048	1.575	0.1157
D_LIIEC_2	-0.01611	0.01061	-1.518	0.1293
D_LIIEC_3	-0.01559	0.01047	-1.489	0.1367
D_LIIEC_4	-0.01375	0.00852	-1.615	0.1067
LPFC	-0.00507	0.00272	-1.863	0.0628
LPFC_1	0.00387	0.00352	1.100	0.2717
LPFC_2	0.00014	0.00357	0.038	0.9698
LPFC_3	-0.00297	0.00357	-0.832	0.4058
LPFC_4	0.00148	0.00289	0.512	0.6085
LPFV	0.00640	0.00252	2.542	0.0112
LPFV_1	-0.00056	0.00298	-0.187	0.8520
LPFV_2	-0.00611	0.00304	-2.006	0.0451
LPFV_3	-0.00383	0.00301	-1.272	0.2035
LPFV_4	0.00765	0.00256	2.988	0.0029
LPJNFC	0.00063	0.00262	0.241	0.8099
LPJNFC_1	-0.00694	0.00319	-2.175	0.0299
LPJNFC_2	0.00277	0.00318	0.869	0.3849
LPJNFC_3	0.00121	0.00320	0.378	0.7057
LPJNFC_4	0.00247	0.00267	0.926	0.3545
LPJNFV	0.00138	0.00139	0.993	0.3212
LPJNFV_1	-0.00266	0.00164	-1.625	0.1045

LPJNFV_2	0.00023	0.00167	0.140	0.8890			
LPJNFV_3	0.00260	0.00165	1.571	0.1164			
LPJNFV_4	-0.00287	0.00141	-2.039	0.0417			

RSS	0.26239	sigma	0.01648	R^2	0.17529	Radj^2	0.13175
LogLik	4206.13815	AIC	-8.16137	HQ	-8.06583	SC	-7.90977
T	1018	p	52	FpNull	0.00000	FpGUM	0.66609

Stage-0 (Step 2): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.9784 : F-prob =0.7940, Tests failed = 0;
Remove 2 variables with t-prob > 0.9698 : F-prob =0.8811, Tests failed = 0;
Remove 3 variables with t-prob > 0.9520 : F-prob =0.9348, Tests failed = 0;
Remove 4 variables with t-prob > 0.8890 : F-prob =0.9656, Tests failed = 0;
Remove 5 variables with t-prob > 0.8686 : F-prob =0.9824, Tests failed = 0;
Remove 6 variables with t-prob > 0.8520 : F-prob =0.9911, Tests failed = 0;
Remove 7 variables with t-prob > 0.8399 : F-prob =0.9957, Tests failed = 0;
Remove 8 variables with t-prob > 0.8174 : F-prob =0.9979, Tests failed = 0;
Remove 9 variables with t-prob > 0.8099 : F-prob =0.9990, Tests failed = 0;
Remove 10 variables with t-prob > 0.7950 : F-prob =0.9995, Tests failed = 0;
Remove 11 variables with t-prob > 0.7589 : F-prob =0.9997, Tests failed = 0;
Remove 12 variables with t-prob > 0.7157 : F-prob =0.9996, Tests failed = 0;
Remove 13 variables with t-prob > 0.7057 : F-prob =0.9997, Tests failed = 0;
Remove 14 variables with t-prob > 0.6883 : F-prob =0.9998, Tests failed = 0;
Remove 15 variables with t-prob > 0.6510 : F-prob =0.9998, Tests failed = 0;
Remove 16 variables with t-prob > 0.6339 : F-prob =0.9999, Tests failed = 0;
Remove 17 variables with t-prob > 0.6085 : F-prob =0.9999, Tests failed = 0;
Remove 18 variables with t-prob > 0.5913 : F-prob =0.9999, Tests failed = 0;
Remove 19 variables with t-prob > 0.5786 : F-prob =0.9999, Tests failed = 0;
Remove 20 variables with t-prob > 0.5351 : F-prob =0.9999, Tests failed = 0;
Remove 21 variables with t-prob > 0.4058 : F-prob =0.9998, Tests failed = 0;
Remove 22 variables with t-prob > 0.3873 : F-prob =0.9990, Tests failed = 0;
Remove 23 variables with t-prob > 0.3849 : F-prob =0.9972, Tests failed = 0;
Remove 24 variables with t-prob > 0.3545 : F-prob =0.9808, Tests failed = 0;
Remove 25 variables with t-prob > 0.3314 : F-prob =0.9830, Tests failed = 0;
Remove 26 variables with t-prob > 0.3212 : F-prob =0.9811, Tests failed = 0;
Remove 27 variables with t-prob > 0.3083 : F-prob =0.9813, Tests failed = 0;
Remove 28 variables with t-prob > 0.2717 : F-prob =0.9787, Tests failed = 0;
Remove 29 variables with t-prob > 0.2394 : F-prob =0.9775, Tests failed = 0;
Remove 30 variables with t-prob > 0.2057 : F-prob =0.9596, Tests failed = 0;
Remove 31 variables with t-prob > 0.2035 : F-prob =0.9494, Tests failed = 0;
Remove 32 variables with t-prob > 0.1367 : F-prob =0.9117, Tests failed = 0;
Remove 33 variables with t-prob > 0.1293 : F-prob =0.8708, Tests failed = 0;
Remove 34 variables with t-prob > 0.1164 : F-prob =0.8208, Tests failed = 0;
Remove 35 variables with t-prob > 0.1157 : F-prob =0.7976, Tests failed = 0;
Remove 36 variables with t-prob > 0.1067 : F-prob =0.7339, Tests failed = 0;
Remove 37 variables with t-prob > 0.1045 : F-prob =0.7668, Tests failed = 0;
Remove 38 variables with t-prob > 0.0715 : F-prob =0.7646, Tests failed = 0;
Remove 39 variables with t-prob > 0.0640 : F-prob =0.7870, Tests failed = 0;
Remove 40 variables with t-prob > 0.0628 : F-prob =0.6864, Tests failed = 0;
Remove 41 variables with t-prob > 0.0502 : F-prob =0.5047, Tests failed = 0;
Remove 42 variables with t-prob > 0.0451 : F-prob =0.0239, Tests failed = 1; Invalid

→reduction.

Stage-0: General model of D_LIBOV_CLOSE, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob
D_LIBOV_CLOSE_1	-0.04410	0.03204	-1.376	0.1690
COINT_E1	-0.00551	0.00355	-1.550	0.1214
D_LIIEV_1	-0.01870	0.00617	-3.032	0.0025
LBCOC_1	0.00721	0.00285	2.529	0.0116
LBCOC_2	-0.00786	0.00283	-2.775	0.0056
D_LIIEC	0.07780	0.00724	10.748	0.0000
LPFV	0.00609	0.00183	3.327	0.0009
LPFV_2	-0.01030	0.00213	-4.838	0.0000
LPFV_4	0.00643	0.00171	3.757	0.0002

LPJNFC_1	0.00042	0.00060	0.698	0.4851		
LPJNFV_4	-0.00123	0.00075	-1.641	0.1010		
RSS	0.27378	sigma	0.01649	R^2	0.13948	Radj^2 0.13094
LogLik	4184.50504	AIC	-8.19942	HQ	-8.17921	SC -8.14620
T	1018	p	11	FpNull	0.00000	FpGUM 0.50472

Stage-0 (Step 3): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.4851 : F-prob =0.5258, Tests failed = 0;
 Remove 2 variables with t-prob > 0.1690 : F-prob =0.4864, Tests failed = 0;
 Remove 3 variables with t-prob > 0.1214 : F-prob =0.4507, Tests failed = 0;
 Remove 4 variables with t-prob > 0.1010 : F-prob =0.3491, Tests failed = 0;
 Remove 5 variables with t-prob > 0.0116 : F-prob =0.1529, Tests failed = 0;
 F presearch testing stopped: none remaining variable with t-prob > 0.0100.

Stage-0 (Step 4): F presearch testing (bottom-up)

Found 6 variables with t-prob < 0.0100.
 Include 6 variables with t-prob < 0.0116 : F-prob =0.1529, Tests failed = 0; Valid reduction found.

Stage-0 (Step 5): No additional restriction imposed by the bottom-up reduction.

Stage-1: General model of D_LIBOV_CLOSE, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob		
D_LIIEV_1	-0.01043	0.00539	-1.935	0.0533		
LBCOC_2	-0.00040	0.00086	-0.460	0.6459		
D_LIIEC	0.07416	0.00720	10.302	0.0000		
LPFV	0.00528	0.00168	3.150	0.0017		
LPFV_2	-0.01041	0.00206	-5.055	0.0000		
LPFV_4	0.00561	0.00165	3.404	0.0007		
RSS	0.27822	sigma	0.01658	R^2	0.12551	Radj^2 0.12119
LogLik	4176.30836	AIC	-8.19314	HQ	-8.18212	SC -8.16411
T	1018	p	6	FpNull	0.00000	FpGUM 0.15286

Stage-1: Multiple-path encompassing search

Path 1: Check variables with t-prob > 0.0010 .t
 Path 2: Check variables with t-prob > 0.0100 .t
 Path 3: Check variables with t-prob > 0.0500 .c
 Path 4: Check variables with t-prob > 0.1000 ..c
 Path 5: Check variables with t-prob > 0.2500 .c
 Path 6: Check variables with t-prob > 0.5000 .c
 Path 7: Remove LBCOC_2 .c
 Path 8: Remove D_LIIEV_1 ..c

Union model

	Coeff	StdError	t-value	t-prob		
D_LIIEC	0.07374	0.00720	10.239	0.0000		
LPFV	0.00488	0.00163	2.983	0.0029		
LPFV_2	-0.01032	0.00204	-5.060	0.0000		
LPFV_4	0.00549	0.00162	3.396	0.0007		
RSS	0.27926	sigma	0.01660	R^2	0.12225	Radj^2 0.11966
LogLik	4174.41529	AIC	-8.19335	HQ	-8.18600	SC -8.17400
T	1018	p	4	FpNull	0.00000	FpGUM 0.12391

Encompassing tests

Model 1: F test 8.8994 [0.0029] Removed.
 Model 2: F test ----- [0.0000]

All variables are significant: General -> Specific.

Specific model of D_LIBOV_CLOSE, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIIEC	0.07374	0.00720	10.239	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LPFV	0.00488	0.00163	2.983	0.0029	0.2558	0.0000	0.6233
LPFV_2	-0.01032	0.00204	-5.060	0.0000	0.0005	0.0000	1.0000
LPFV_4	0.00549	0.00162	3.396	0.0007	0.0008	0.0106	1.0000
RSS	0.27926	sigma	0.01660	R^2	0.12225	Radj^2	0.11966
LogLik	4174.41529	AIC	-8.19335	HQ	-8.18600	SC	-8.17400
T	1018	p	4	FpNull	0.00000	FpGUM	0.12391
		value	prob				
Chow (516:1)		0.6907	1.0000				
Chow (923:1)		0.4943	1.0000				
AR 1-4 test		0.9641	0.4263				

Os resultados da aplicação do modelo GETS à equação relativa à série LIBOV_close do VEC mostram que os resíduos da equação de cointegração, bem como as defasagens da série LIBOV_close não participam do modelo final, sendo o poder explicativo, de 12,2 % do modelo gerado somente pelas variações das posições de compra dos investidores institucionais estrangeiros e das posições vendidas, e suas segundas e quartas defasagens, mantidas pelas pessoas físicas.

Este é o primeiro resultado importante deste trabalho, pois apesar das posições de contratos em aberto possuídas pelos diferentes tipos de participantes do mercado de um dia para o outro não serem um preço, elas fazem parte do conjunto de informações disponível ao público e, portanto, se essas informações ajudam a explicar os preços que serão realizados no mercado a vista, a hipótese de eficiência de mercado na forma semi-forte está sendo questionada.

2.2 Segunda abordagem - Utilizando a série de fechamentos (LIBOV_close) em conjunto com a série de aberturas (LIBOV_open)

Resumo dos procedimentos - Nesta segunda abordagem foram utilizados o logaritmo da cotação de fechamento do Ibovespa a vista (LIBOV_close) em conjunto com a série de cotações de abertura do Ibovespa a vista (LIBOV_open) e as demais séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV, e teve como finalidade identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificada a existência de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado

com a inclusão das demais séries sob investigação, como variáveis exógenas. Esta abordagem teve o objetivo de avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa, de um dia para o outro, sobre o comportamento futuro da série de aberturas do Índice Bovespa a vista (LIBOV_open) e a série de fechamentos do Ibovespa a vista (LIBOV_close).

De forma semelhante à abordagem anterior a aplicação do procedimento de Johansen consiste na estimação de um modelo VAR (*Vector Autoregression*) irrestrito envolvendo as séries: LIBOV_close, LIBOV_open, LIINC, LIINV, LIIEC e LIIEV. Como mostram os critérios de seleção da ordem do VAR apresentados na Figura 31, os critérios de informação de Schwarz (SIC) e Hannan - Quinn (HQ) indicam uma defasagem e o critério de informação de Akaike (AIC) indica duas defasagens para o VAR irrestrito com constante.

Como os critérios de seleção indicam números de defasagens muito próximos, uma ou duas, foi escolhido inicialmente o modelo com duas defasagens, principalmente em razão do fato de que o passo seguinte é a estimação do VEC (*Vector Error Correction*) que utiliza as primeiras diferenças das variáveis, e dessa forma maior quantidade de informação pode ser utilizada pelo modelo. O teste de Wald para a exclusão de defasagens no VAR, apresentado na Figura 32, confirma a escolha, indicando duas defasagens.

Figura 55 - Critério de seleção da ordem do VAR – 2ª abordagem - início

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LIBOV_CLOSE LIBOV_OPEN LIIEC LIIEV LIINC LIINV
 Exogenous variables: C
 Date: 09/17/06 Time: 11:41
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1012

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2465.714	NA	3.12E-10	-4.861096	-4.831928	-4.850016
1	13478.07	21872.36	1.18E-19	-26.55349	-26.34931*	-26.47593*
2	13538.35	119.0198	1.13E-19*	-26.60148*	-26.22230	-26.45745
3	13563.34	49.04553	1.15E-19	-26.57973	-26.02553	-26.36922
4	13583.84	39.97376	1.19E-19	-26.54908	-25.81988	-26.27209
5	13598.51	28.45385	1.24E-19	-26.50694	-25.60273	-26.16348
6	13614.09	30.02005	1.29E-19	-26.46658	-25.38736	-26.05664
7	13631.06	32.48734	1.34E-19	-26.42896	-25.17474	-25.95255
8	13648.43	33.06894	1.39E-19	-26.39216	-24.96292	-25.84926
9	13672.18	44.90771	1.43E-19	-26.36794	-24.76369	-25.75856
10	13690.36	34.17717	1.48E-19	-26.33273	-24.55348	-25.65688
11	13707.31	31.65809	1.53E-19	-26.29508	-24.34082	-25.55276
12	13735.33	51.99027*	1.56E-19	-26.27930	-24.15003	-25.47050

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura 56 - Testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR – 2ª abordagem - início

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 09/17/06 Time: 11:48
Sample: 1 1024
Included observations: 1021

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	LIBOV_CLOS	LIBOV_OPEN	LIIEC	LIIEV	LIINC	LIINV	Joint
Lag 1	1067.990 [0.000000]	266444.3 [0.000000]	871.4169 [0.000000]	703.5323 [0.000000]	805.6430 [0.000000]	840.5650 [0.000000]	284596.4 [0.000000]
Lag 2	3.815305 [0.701654]	2.715898 [0.843566]	16.42719 [0.011636]	8.447061 [0.207145]	5.743075 [0.452578]	13.62012 [0.034180]	67.33181 [0.001186]
Lag 3	6.871433 [0.332901]	7.285395 [0.295259]	3.780947 [0.706292]	4.149430 [0.656462]	6.799658 [0.339773]	13.92803 [0.030451]	50.44310 [0.055615]
df	6	6	6	6	6	6	36

A Figura 33 apresenta os dados para a seleção dos termos determinísticos que deverão estar presentes no modelo, indicando o número máximo de vetores de cointegração existentes segundo as possíveis especificações do teste de Johansen. Conforme exposto anteriormente, não é considerada plausível a presença de tendência temporal nas séries e, portanto, a escolha do modelo final ficou dependendo da inclusão, ou não, do intercepto no vetor de cointegração. Como as séries utilizadas apresentam diferenças de escala e médias diferentes de zero, foi adotado o modelo que inclui o intercepto no vetor de cointegração, e a estimação desse modelo mostrou que essa constante é estatisticamente diferente de zero, fato não confirmado pelo princípio de Pantula que indica que deve ser escolhido o primeiro modelo, sem constante e tendência dentro e fora do vetor de cointegração.

Figura 57 - Sumário dos testes de cointegração de Johansen – 2ª abordagem - início

Sample: 1 1024
Included observations: 1021
Series: LIBOV_CLOSE LIBOV_OPEN LIIEC LIIEV LIINC LIINV
Lags interval: 1 to 2

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	2	3	4	4	6
Max-Eig	2	2	2	2	2

A aplicação do teste de cointegração de Johansen, apresentado na Figura 34, utilizando os valores críticos tabulados por Osterwald e Lenun (1992) e apresentados em Maddala e Kim

(2004, p. 213), ao modelo com a presença da constante e sem a presença da tendência, resultou na rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração ao nível de significância de 1% , tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor. A estatística do traço ainda indica um segundo vetor de cointegração ao nível de significância de 1 %, porém foi adotado o modelo que contém somente um vetor de cointegração em função da afirmação de Enders (2004, p. 354) de que a estatística do máximo autovalor é preferível à estatística do traço.

Figura 58 - Teste de cointegração de Johansen – 2ª abordagem - início

Sample(adjusted): 4 1024
Included observations: 1021 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LIBOV_CLOSE LIBOV_OPEN LIIEC LIIEV LIINC LIINV
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.364258	559.3887	102.14	111.01
At most 1 **	0.036772	96.91382	76.07	84.45
At most 2 *	0.023230	58.66150	53.12	60.16
At most 3	0.017022	34.66411	34.91	41.07
At most 4	0.014601	17.13465	19.96	24.60
At most 5	0.002072	2.117366	9.24	12.97

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.364258	462.4749	40.30	46.82
At most 1 *	0.036772	38.25233	34.40	39.79
At most 2	0.023230	23.99739	28.14	33.24
At most 3	0.017022	17.52946	22.00	26.81
At most 4	0.014601	15.01728	15.67	20.20
At most 5	0.002072	2.117366	9.24	12.97

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

O VEC (*Vector Error Correction*) estimado para essa especificação é apresentado na Figura 35.

Figura 59 - VEC estimado - 2ª abordagem - início

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 4 1024
Standard errors in () & t-statistics in []
Included observations: 1021 after adjusting endpoints

Cointegrating Eq:	CointEq 1
LIBOV_CLOSE(-1)	1.000000
LIBOV_OPEN(-1)	-1.000903 (0.00032)

		[-3121.13]				
LIIEC(-1)	-0.000242 (0.00012) [-1.95458]					
LIIEV(-1)	0.000114 (0.00013) [0.85909]					
LIINC(-1)	9.77E-05 (0.00020) [0.48969]					
LIINV(-1)	0.000257 (0.00020) [1.28515]					
C	0.004593 (0.00165) [2.77995]					
Error Correction:	D(LIBOV_CLOSE)	D(LIBOV_OPEN)	D(LIIEC)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	1.288445 (0.72994) [1.76514]	1.046616 (0.04471) [23.4090]	1.384903 (2.93776) [0.47142]	3.015937 (3.98209) [0.75738]	-0.784420 (3.00094) [-0.26139]	0.609654 (2.88841) [0.21107]
D(LIBOV_CLOSE(-1))	-1.234445 (0.72530) [-1.70197]	-0.046640 (0.04443) [-1.04984]	-0.552812 (2.91910) [-0.18938]	-3.421935 (3.95680) [-0.86482]	0.984868 (2.98188) [0.33028]	-0.093996 (2.87006) [-0.03275]
D(LIBOV_CLOSE(-2))	-0.558288 (0.49282) [-1.13284]	-0.030790 (0.03019) [-1.02000]	1.014824 (1.98345) [0.51165]	-2.268964 (2.68854) [-0.84394]	-0.481857 (2.02611) [-0.23782]	0.362234 (1.95013) [0.18575]
D(LIBOV_OPEN(-1))	0.535919 (0.50033) [1.07113]	0.026298 (0.03065) [0.85811]	-1.373369 (2.01366) [-0.68203]	2.728899 (2.72949) [0.99978]	0.764345 (2.05697) [0.37159]	-0.477365 (1.97983) [-0.24111]
D(LIBOV_OPEN(-2))	-0.048672 (0.03282) [-1.48314]	-0.002495 (0.00201) [-1.24122]	-0.025434 (0.13208) [-0.19257]	-0.175788 (0.17903) [-0.98189]	-0.248335 (0.13492) [-1.84063]	0.114804 (0.12986) [0.88407]
D(LIIEC(-1))	-0.004709 (0.00917) [-0.51380]	0.000314 (0.00056) [0.56003]	-0.150788 (0.03689) [-4.08769]	0.028140 (0.05000) [0.56279]	-0.055815 (0.03768) [-1.48122]	-0.070992 (0.03627) [-1.95739]
D(LIIEC(-2))	-0.011970 (0.00906) [-1.32089]	0.000965 (0.00056) [1.73887]	0.016039 (0.03647) [0.43978]	-0.026303 (0.04944) [-0.53206]	0.010756 (0.03726) [0.28871]	0.002088 (0.03586) [0.05824]
D(LIIEV(-1))	-0.008661 (0.00709) [-1.22108]	-0.000666 (0.00043) [-1.53226]	0.048264 (0.02855) [1.69065]	-0.111780 (0.03870) [-2.88869]	-0.028410 (0.02916) [-0.97423]	-0.113662 (0.02807) [-4.04953]
D(LIIEV(-2))	-0.001739 (0.00717) [-0.24246]	-0.000188 (0.00044) [-0.42767]	-0.029524 (0.02887) [-1.02258]	0.006330 (0.03914) [0.16175]	0.016938 (0.02949) [0.57431]	-0.009573 (0.02839) [-0.33724]
D(LIINC(-1))	0.003014 (0.01106) [0.27239]	0.001235 (0.00068) [1.82253]	-0.057783 (0.04453) [-1.29762]	-0.019672 (0.06036) [-0.32590]	-0.058599 (0.04549) [-1.28822]	0.046804 (0.04378) [1.06902]
D(LIINC(-2))	-0.004068 (0.01105) [-0.36808]	0.000681 (0.00068) [1.00559]	-0.005260 (0.04448) [-0.11825]	-0.031287 (0.06029) [-0.51892]	-0.091244 (0.04544) [-2.00815]	-0.105579 (0.04373) [-2.41418]
D(LIINV(-1))	0.001783 (0.01135) [0.15705]	-0.000938 (0.00070) [-1.34924]	-0.003097 (0.04569) [-0.06779]	-0.050052 (0.06193) [-0.80819]	-0.017303 (0.04667) [-0.37074]	-0.070993 (0.04492) [-1.58039]

D(LIINV(-2))	0.008193 (0.01117) [0.73358]	-0.001217 (0.00068) [-1.77850]	-0.022772 (0.04495) [-0.50663]	-0.028511 (0.06093) [-0.46795]	0.006658 (0.04591) [0.14501]	-0.019813 (0.04419) [-0.44832]
R-squared	0.009643	0.996210	0.058467	0.034826	0.025373	0.056744
Adj. R-squared	-0.002147	0.996165	0.047258	0.023336	0.013770	0.045515
Sum sq. resids	0.316672	0.001188	5.129420	9.424515	5.352424	4.958531
S.E. equation	0.017725	0.001086	0.071335	0.096694	0.072869	0.070137
F-statistic	0.817902	22078.44	5.216201	3.030982	2.186776	5.053255
Log likelihood	2675.301	5526.711	1253.619	943.0704	1231.893	1270.916
Akaike AIC	-5.215085	-10.80061	-2.430203	-1.821881	-2.387646	-2.464086
Schwarz SC	-5.152332	-10.73786	-2.367450	-1.759128	-2.324893	-2.401333
Mean dependent	0.000924	0.000932	0.001685	0.001148	0.000726	0.001187
S.D. dependent	0.017706	0.017530	0.073083	0.097842	0.073376	0.071790
Determinant Residual Covariance		1.10E-19				
Log Likelihood		13632.36				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		13593.11				
Akaike Information Criteria		-26.46056				
Schwarz Criteria		-26.05025				

Do modelo VEC estimado na Figura 35 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_close, apresentado na Tabela 11.

Tabela 49 - Vetor de cointegração padronizado para o modelo sem constante e sem tendência- 2ª abordagem - início

	LIBOV_close	LIBOV_open	LIIEC	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-1.000903	-0.000242	0.000114	9.77E-05	0.000257
erro padrão		0.00032	0.00012	0.00013	0.00020	0.00020
estatística t		-3121.13	-1.95458	0.85909	0.48969	1.28515

Os testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero são apresentados na Tabela 12.

Tabela 50 - Teste de hipótese sobre o vetor de cointegração - 2ª abordagem - início

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	B(1,1) = 0	423.8561	0.000000
LIBOV_open	B(1,2) = 0	423.9948	0.000000
LIIEC	B(1,3) = 0	3.663432	0.055619
LIIEV	B(1,4) = 0	0.683919	0.408241
LIINC	B(1,5) = 0	0.226911	0.633824
LIINV	B(1,6) = 0	1.540752	0.214506

Os resultados dos testes de restrição sobre as séries que inicialmente compuseram o vetor de cointegração indicaram que somente as séries LIBOV_close e LIBOV_open pertencem ao vetor de cointegração. Como a série LIIEC apresenta significância de aproximadamente

5 %, foi realizado um teste de cointegração entre as três séries: LIBOV_close, LIBOV_open e LIIEC e os resultados (não reportados) indicaram que essa série realmente não pertence ao vetor de cointegração. A seguir um modelo composto somente pelas séries LIBOV_close e LIBOV_open foi estimado, indicando, como era esperado, que essas séries cointegram por meio de um vetor de cointegração (1, -1) e que o coeficiente de ajustamento para a série LIBOV_close não é significativo e o é para a série LIBOV_open. Comentários a respeito desses resultados foram deixados para após a estimação do modelo em que as variáveis endógenas são apenas as séries LIBOV_close e LIBOV_open e, as variáveis exógenas são todas as demais, com as séries integradas de ordem um, LIIEC, LIIEV, LIINC e LIINV, presentes em suas primeiras diferenças e as variáveis estacionárias, LBCOC, LBCOV, LPFC, LPFV, LPJNFC e LPJNFV, em nível. Os resultados da estimação desse modelo são apresentados na Figura 36. Esse modelo foi estimado com apenas uma relação de cointegração sem a presença da tendência e com a presença da constante que se mostrou significativa apesar dessas séries endógenas terem aproximadamente o mesmo comportamento, em função de serem expressões diferentes da série do Ibovespa em um mesmo pregão.

Figura 60 - VEC estimado - 2ª abordagem - final

Vector Error Correction Estimates		
Sample(adjusted): 4 1024		
Included observations: 1021 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LIBOV_CLOSE(-1)	1.000000	
LIBOV_OPEN(-1)	-0.999877 (0.00019) [-5270.48]	
C	0.005336 (0.00164) [3.25300]	
Error Correction:	D(LIBOV_CLOSE)	D(LIBOV_OPEN)
CointEq1	0.820414 (0.67375) [1.21769]	1.074938 (0.04504) [23.8640]
D(LIBOV_CLOSE(-1))	-0.900968 (0.66847) [-1.34780]	-0.072901 (0.04469) [-1.63119]
D(LIBOV_CLOSE(-2))	-0.342915 (0.45095) [-0.76042]	-0.040902 (0.03015) [-1.35666]
D(LIBOV_OPEN(-1))	0.321726 (0.45747) [0.70327]	0.037873 (0.03058) [1.23828]

D(LIBOV_OPEN(-2))	-0.054010 (0.03076) [-1.75612]	-0.001075 (0.00206) [-0.52289]
LBCOC	-0.008154 (0.00329) [-2.47525]	-0.000164 (0.00022) [-0.74343]
LBCOC(-1)	0.009435 (0.00331) [2.85103]	0.000139 (0.00022) [0.62799]
LBCOV	0.005242 (0.00496) [1.05638]	0.000409 (0.00033) [1.23219]
LBCOV(-1)	-0.003320 (0.00497) [-0.66845]	-0.000387 (0.00033) [-1.16515]
D(LIIEC)	0.038018 (0.00983) [3.86788]	-0.001808 (0.00066) [-2.75206]
D(LIIEC(-1))	0.009137 (0.00838) [1.08991]	5.59E-05 (0.00056) [0.09970]
D(LIIEV)	0.009909 (0.00802) [1.23588]	3.39E-05 (0.00054) [0.06319]
D(LIIEV(-1))	-0.005527 (0.00663) [-0.83413]	-0.000406 (0.00044) [-0.91579]
D(LIINC)	0.013550 (0.01280) [1.05881]	0.000229 (0.00086) [0.26817]
D(LIINC(-1))	0.000262 (0.01020) [0.02571]	0.001256 (0.00068) [1.84336]
D(LIINV)	0.066004 (0.01226) [5.38330]	0.000915 (0.00082) [1.11577]
D(LIINV(-1))	0.006072 (0.01031) [0.58872]	-0.000779 (0.00069) [-1.12962]
LPFC	-0.011899 (0.00272) [-4.36775]	-2.86E-05 (0.00018) [-0.15719]
LPFC(-1)	0.008767 (0.00271) [3.23255]	2.27E-05 (0.00018) [0.12514]
LPFV	0.004187 (0.00240) [1.74703]	-8.54E-05 (0.00016) [-0.53283]
LPFV(-1)	-0.003825 (0.00237) [-1.61712]	-0.000158 (0.00016) [-1.00041]
LPJNFC	-0.000507	-2.56E-05

	(0.00244)	(0.00016)
	[-0.20760]	[-0.15681]
LPJNFC(-1)	0.000445	-7.29E-06
	(0.00243)	(0.00016)
	[0.18292]	[-0.04483]
LPJNFV	0.001127	-3.50E-07
	(0.00132)	(8.8E-05)
	[0.85689]	[-0.00398]
LPJNFV(-1)	-0.002142	-0.000130
	(0.00132)	(8.8E-05)
	[-1.62260]	[-1.47464]
R-squared	0.184921	0.996284
Adj. R-squared	0.165281	0.996194
Sum sq. resids	0.260626	0.001165
S.E. equation	0.016176	0.001081
F-statistic	9.415333	11125.34
Log likelihood	2774.737	5536.754
Akaike AIC	-5.386359	-10.79678
Schwarz SC	-5.265680	-10.67610
Mean dependent	0.000924	0.000932
S.D. dependent	0.017706	0.017530
Determinant Residual Covariance		2.86E-10
Log Likelihood		8346.825
Log Likelihood (d.f. adjusted)		8321.514
Akaike Information Criteria		-16.19689
Schwarz Criteria		-15.94105

Do modelo VEC estimado na Figura 36 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_close, apresentado na Tabela 13.

Tabela 51 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo com constante e sem tendência - 2ª abordagem - final

	LIBOV_close	LIBOV_open	C
coeficiente	1	-0.999877	0.005336
erro padrão		(0.00019)	(0.00164)
estatística t		[-5270.48]	[3.25300]

Os resultados apresentados na Tabela 13 indicam que o vetor de cointegração entre as séries LIBOV_close e LIBOV_open é dado por (1, -1), e esse resultado era esperado pois as cotações de abertura e fechamento de um mesmo pregão não podem se afastar muito e nem manter um dado nível de afastamento ao longo do tempo. O gráfico da relação de cointegração é apresentado na Figura 37.

Figura 61 - Relação de cointegração- 2ª abordagem - final

O detalhamento das características dos resíduos da estimação do VEC, representados pelas estatísticas descritivas e os respectivos correlogramas, são apresentados pela série de Figuras numeradas de 38 a 41.

Figura 62 **Figura 63**

Correlogram of RES_LIBOV_CLOSE_D

Date: 09/20/06 Time: 16:17 Sample: 1 1080 Included observations: 1021						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.002	-0.002	0.0064	0.936
		2	0.003	0.003	0.0142	0.993
		3	-0.007	-0.007	0.0710	0.995
		4	-0.029	-0.029	0.9168	0.922
		5	-0.024	-0.024	1.5062	0.912
		6	-0.006	-0.006	1.5409	0.957
		7	-0.023	-0.024	2.1030	0.954
		8	-0.014	-0.016	2.3110	0.970
		9	-0.019	-0.021	2.7030	0.975
		10	0.028	0.026	3.4940	0.967

Figura 64 **Figura 65**

Correlogram of RES_LIBOV_OPEN_D

Date: 09/20/06 Time: 16:20 Sample: 1 1080 Included observations: 1021					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.001	-0.001	0.0013 0.971
		2	0.010	0.010	0.1020 0.950
		3	0.042	0.042	1.9425 0.584
		4	-0.001	-0.001	1.9429 0.746
		5	-0.002	-0.003	1.9461 0.857
		6	0.011	0.009	2.0605 0.914
		7	-0.016	-0.016	2.3182 0.940
		8	0.044	0.044	4.3224 0.827
		9	-0.040	-0.041	5.9827 0.742
		10	0.022	0.022	6.4748 0.774

Como a cointegração ocorre entre duas séries, não faz sentido testá-las quanto às suas participações no vetor de cointegração, já os testes dos coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das duas séries contidas no VEC são importantes para a identificação da influencia da relação de cointegração nas equações das séries contidas no VEC.

A Tabela 14 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 15 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 52 - - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries- 2ª abordagem - final

	LIBOV_close	LIBOV _open
coeficiente	0.820414	1.074938
erro padrão	0.67375	0.04504
estatística t	1.21769	23.8640

Tabela 53 - Testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries - 2ª abordagem - final

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_close	$A(1,1) = 0$	1.510082	0.219127
LIBOV_open	$A(2,1) = 0$	458.3400	0.000000

Os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries indicam que somente a série de abertura (LIBOV_open) sofre influência do mesmo. Esse resultado é explicado em função de que a cotação de abertura de um pregão é a sequência temporal da cotação de fechamento do pregão anterior. Com base nos resultados apresentados pelo vetor de cointegração foi gerada a série de erros usada na estimação dos modelos GETS para as duas séries, LIBOV_close e LIBOV_open, apresentados nas Figuras 42 e 43.

Figura 66 - - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_close - 2ª abordagem - final

GUM(14) Modelling D_LIBOV_CLOSE by GETS (using T_tr_e3.XLS), 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
D_LIIEC	0.03802	0.00983	3.868	0.0001			
D_LIIEC_1	0.00914	0.00838	1.090	0.2760			
D_LIIEV	0.00991	0.00802	1.236	0.2168			
D_LIIEV_1	-0.00553	0.00663	-0.834	0.4044			
D_LIINC	0.01355	0.01280	1.059	0.2899			
D_LIINC_1	0.00026	0.01020	0.026	0.9795			
D_LIINV	0.06600	0.01226	5.383	0.0000			
D_LIINV_1	0.00607	0.01031	0.589	0.5562			
LBCOC	-0.00815	0.00329	-2.475	0.0135			
LBCOC_1	0.00943	0.00331	2.851	0.0044			
LBCOV	0.00524	0.00496	1.056	0.2910			
LBCOV_1	-0.00332	0.00497	-0.668	0.5040			
LPFC	-0.01190	0.00272	-4.368	0.0000			
LPFC_1	0.00877	0.00271	3.233	0.0013			
LPFV	0.00419	0.00240	1.747	0.0809			
LPFV_1	-0.00382	0.00237	-1.617	0.1062			
LPJNFC	-0.00051	0.00244	-0.208	0.8356			
LPJNFV	0.00113	0.00132	0.857	0.3917			
COINT_E3	0.82041	0.67375	1.218	0.2236			
D_LIIBOV_OPEN_1	0.32173	0.45747	0.703	0.4821			
D_LIIBOV_OPEN_2	-0.05401	0.03076	-1.756	0.0794			
D_LIBOV_CLOSE_1	-0.90097	0.66847	-1.348	0.1780			
D_LIBOV_CLOSE_2	-0.34292	0.45095	-0.760	0.4472			
LPJNFC_1	0.00045	0.00243	0.183	0.8549			
LPJNFV_1	-0.00214	0.00132	-1.623	0.1050			
RSS	0.26063	sigma	0.01618	R^2	0.18492	Radj^2	0.16528
LogLik	4223.47272	AIC	-8.22424	HQ	-8.17842	SC	-8.10356
T	1021	p	25	FpNull	0.00000	FpConst	0.00000
	value	prob	alpha				
Chow(514:1)	0.7449	0.9995	0.0100				
Chow(922:1)	0.5475	0.9999	0.0100				
normality test	10.9460	0.0042	0.0000				
AR 1-4 test	0.3270	0.8599	0.0100				
ARCH 1-4 test	8.2775	0.0000	0.0000				
hetero test	3.9069	0.0000	0.0000				

Significance levels (alpha) set for subsequent tests; 3 tests with alpha = 0 excluded.

Stage-0 (Step 1): F presearch testing (lag-order preselection)

Check lag 2 : F-prob =0.1433, Tests failed = 1; Invalid reduction.

Stage-0 (Step 2): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.9795 : F-prob =0.9795, Tests failed = 0;
 Remove 2 variables with t-prob > 0.8549 : F-prob =0.9829, Tests failed = 0;
 Remove 3 variables with t-prob > 0.8356 : F-prob =0.9974, Tests failed = 0;
 Remove 4 variables with t-prob > 0.5562 : F-prob =0.9704, Tests failed = 0;
 Remove 5 variables with t-prob > 0.5040 : F-prob =0.9650, Tests failed = 0;
 Remove 6 variables with t-prob > 0.4821 : F-prob =0.9621, Tests failed = 0;
 Remove 7 variables with t-prob > 0.4472 : F-prob =0.9435, Tests failed = 0;
 Remove 8 variables with t-prob > 0.4044 : F-prob =0.9577, Tests failed = 0;
 Remove 9 variables with t-prob > 0.3917 : F-prob =0.9452, Tests failed = 0;
 Remove 10 variables with t-prob > 0.2910 : F-prob =0.5809, Tests failed = 0;
 Remove 11 variables with t-prob > 0.2899 : F-prob =0.3572, Tests failed = 0;
 Remove 12 variables with t-prob > 0.2760 : F-prob =0.3386, Tests failed = 0;
 Remove 13 variables with t-prob > 0.2236 : F-prob =0.3173, Tests failed = 0;
 Remove 14 variables with t-prob > 0.2168 : F-prob =0.1725, Tests failed = 1; Invalid
 +reduction.

Stage-0: General model of D_LIBOV_CLOSE, 4 - 1024

		Coeff	StdError	t-value	t-prob		
D_LIIEC		0.03948	0.00826	4.780	0.0000		
D_LIIEV		0.01303	0.00652	1.998	0.0460		
D_LIINV		0.07208	0.00934	7.720	0.0000		
LBCOC		-0.00770	0.00291	-2.645	0.0083		
LBCOC_1		0.00931	0.00294	3.170	0.0016		
LPFC		-0.01033	0.00256	-4.026	0.0001		
LPFC_1		0.00895	0.00256	3.500	0.0005		
LPFV		0.00524	0.00222	2.359	0.0185		
LPFV_1		-0.00478	0.00224	-2.134	0.0331		
D_LIIBOV_OPEN_2		-0.05889	0.02985	-1.973	0.0488		
D_LIBOV_CLOSE_1		-0.06314	0.03148	-2.006	0.0452		
LPJNFV_1		-0.00081	0.00072	-1.121	0.2624		
RSS	0.26452	sigma	0.01619	R^2	0.17275	Radj^2	0.16373
LogLik	4215.90705	AIC	-8.23488	HQ	-8.21289	SC	-8.17696
T	1021	p	12	FpNull	0.00000	FpGUM	0.31731

Stage-0 (Step 3): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.2624 : F-prob =0.3075, Tests failed = 0;
 Remove 2 variables with t-prob > 0.0488 : F-prob =0.1788, Tests failed = 0;
 Remove 3 variables with t-prob > 0.0460 : F-prob =0.0798, Tests failed = 1; Invalid
 →reduction.

Stage-0 (Step 4): F presearch testing (bottom-up)

Found 6 variables with t-prob < 0.0100.
 Include 6 variables with t-prob < 0.0185 : F-prob =0.0228, Tests failed = 1;
 Include 7 variables with t-prob < 0.0331 : F-prob =0.0160, Tests failed = 1;
 Include 8 variables with t-prob < 0.0452 : F-prob =0.0388, Tests failed = 0; Valid r
 →reduction found.

Stage-0 (Step 5): Test of the additional restrictions imposed by the bottom-up reduction.

F test 4.4107 [0.0124] Rejected.

Stage-1: General model of D_LIBOV_CLOSE, 4 - 1024

		Coeff	StdError	t-value	t-prob		
D_LIIEC		0.03879	0.00827	4.692	0.0000		
D_LIIEV		0.01408	0.00651	2.164	0.0307		
D_LIINV		0.07185	0.00934	7.697	0.0000		
LBCOC		-0.00770	0.00291	-2.643	0.0083		
LBCOC_1		0.00932	0.00294	3.167	0.0016		
LPFC		-0.01062	0.00257	-4.139	0.0000		
LPFC_1		0.00940	0.00255	3.689	0.0002		
LPFV		0.00532	0.00221	2.402	0.0165		
LPFV_1		-0.00579	0.00219	-2.644	0.0083		
D_LIBOV_CLOSE_1		-0.06001	0.03150	-1.905	0.0570		
RSS	0.26583	sigma	0.01622	R^2	0.16864	Radj^2	0.16124
LogLik	4213.37773	AIC	-8.23384	HQ	-8.21552	SC	-8.18557
T	1021	p	10	FpNull	0.00000	FpGUM	0.17880

Stage-1: Multiple-path encompassing search

Path 1: Check variables with t-prob > 0.0010 .f
 Path 2: Check variables with t-prob > 0.0100 .f
 Path 3: Check variables with t-prob > 0.0500*t
 Path 4: Remove D_LIBOV_CLOSE_1 .c
 Path 5: Remove D_LIIEV ...c
 Path 6: Remove LPFV ...c

Unique valid reduction found → General

Stage-2: General model of D_LIBOV_CLOSE, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
D_LIIIEC	0.04217	0.00810	5.204	0.0000			
D_LIIIEV	0.01416	0.00650	2.177	0.0297			
D_LIINV	0.07098	0.00932	7.615	0.0000			
LBCOC	-0.00694	0.00288	-2.407	0.0163			
LBCOC_1	0.00808	0.00289	2.794	0.0053			
LPFC	-0.01056	0.00248	-4.255	0.0000			
LPFC_1	0.00939	0.00248	3.788	0.0002			
RSS	0.26813	sigma	0.01626	R^2	0.16145	Radj^2	0.15649
LogLik	4208.98113	AIC	-8.23111	HQ	-8.21828	SC	-8.19732
T	1021	p	7	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05485

Stage-2: Multiple-path encompassing search

Path 1: Check variables with t-prob > 0.0010 .f
 Path 2: Check variables with t-prob > 0.0100 .f
 Path 3: Remove D_LIIIEV .f
 Path 4: Remove LBCOC .f

No valid reduction found: General -> Specific.

Specific model of D_LIBOV_CLOSE, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIIIEC	0.04217	0.00810	5.204	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
D_LIIIEV	0.01416	0.00650	2.177	0.0297	0.0201	0.1358	0.2593
D_LIINV	0.07098	0.00932	7.615	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LBCOC	-0.00694	0.00288	-2.407	0.0163	0.0009	0.3238	0.2029
LBCOC_1	0.00808	0.00289	2.794	0.0053	0.0003	0.1682	0.6496
LPFC	-0.01056	0.00248	-4.255	0.0000	0.1071	0.0000	0.6679
LPFC_1	0.00939	0.00248	3.788	0.0002	0.1865	0.0000	0.6440
RSS	0.26813	sigma	0.01626	R^2	0.16145	Radj^2	0.15649
LogLik	4208.98113	AIC	-8.23111	HQ	-8.21828	SC	-8.19732
T	1021	p	7	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05485
		value	prob				
Chow(514:1)	0.6935	1.0000					
Chow(922:1)	0.5085	1.0000					
AR 1-4 test	2.0936	0.0796					

Os resultados do modelo GETS para a série LIBOV_close não mostram a presença do vetor de cointegração entre as variáveis independentes da equação e nem a presença das séries LIBOV_close e LIBOV_open defasadas, sendo o poder explicativo, de 16,1 % do modelo obtido somente em função das séries de posições possuídas pelos investidores institucionais estrangeiros, pelas posições de compra possuídas pelos bancos e pessoas físicas, em nível e primeira defasagem. Os resultados obtidos são ligeiramente melhores que os obtidos no modelo estimado anteriormente tanto em termos de poder explicativo quanto de erro padrão e confirmam a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos carregados de um dia para o outro pelos participantes desse mercado.

Figura 67 - Resultado da aplicação da metodologia GETS à serie LIBOV_open - 2ª abordagem - final

GUM(16) Modelling D_LIIBOV_OPEN by GETS (using T_tr_e3.XLS), 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
D_LIIEC	-0.00181	0.00066	-2.752	0.0060			
D_LIIEC_1	0.00006	0.00056	0.100	0.9206			
D_LIIEV	0.00003	0.00054	0.063	0.9496			
D_LIIEV_1	-0.00041	0.00044	-0.916	0.3600			
D_LIINC	0.00023	0.00086	0.268	0.7886			
D_LIINC_1	0.00126	0.00068	1.843	0.0656			
D_LIINV	0.00091	0.00082	1.116	0.2648			
D_LIINV_1	-0.00078	0.00069	-1.130	0.2589			
LBCOC	-0.00016	0.00022	-0.743	0.4574			
LBCOC_1	0.00014	0.00022	0.628	0.5302			
LBCOV	0.00041	0.00033	1.232	0.2182			
LBCOV_1	-0.00039	0.00033	-1.165	0.2442			
LPFC	-0.00003	0.00018	-0.157	0.8751			
LPFC_1	0.00002	0.00018	0.125	0.9004			
LPFV	-0.00009	0.00016	-0.533	0.5943			
LPFV_1	-0.00016	0.00016	-1.000	0.3174			
LPJNFC	-0.00003	0.00016	-0.157	0.8754			
LPJNFV	-0.00000	0.00009	-0.004	0.9968			
COINT_E3	1.07494	0.04504	23.864	0.0000			
D_LIIBOV_OPEN_1	0.03787	0.03058	1.238	0.2159			
D_LIIBOV_OPEN_2	-0.00108	0.00206	-0.523	0.6012			
D_LIIBOV_CLOSE_1	-0.07290	0.04469	-1.631	0.1032			
D_LIIBOV_CLOSE_2	-0.04090	0.03015	-1.357	0.1752			
LPJNFC_1	-0.00001	0.00016	-0.045	0.9643			
LPJNFV_1	-0.00013	0.00009	-1.475	0.1406			
RSS	0.00116	sigma	0.00108	R^2	0.99628	Radj^2	0.99619
LogLik	6985.49020	AIC	-13.63465	HQ	-13.58883	SC	-13.51397
T	1021	p	25	FpNull	0.00000	FpConst	0.00000
	value	prob	alpha				
Chow(514:1)	0.0653	1.0000	0.0100				
Chow(922:1)	0.0715	1.0000	0.0100				
normality test	901.7845	0.0000	0.0000				
AR 1-4 test	1.0809	0.3646	0.0100				
ARCH 1-4 test	0.1411	0.9669	0.0100				
hetero test	1.7052	0.0020	0.0000				

Significance levels (alpha) set for subsequent tests; 2 tests with alpha = 0 excluded.

Stage-0 (Step 1): F presearch testing (lag-order preselection)

Check lag 2 : F-prob =0.3271, Tests failed = 0;

Check lag 1 : F-prob =0.3780, Tests failed = 0;

Stage-0: General model of D_LIIBOV_OPEN, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
D_LIIEC	-0.00119	0.00053	-2.223	0.0264			
D_LIIEV	-0.00033	0.00043	-0.774	0.4392			
D_LIINC	0.00093	0.00067	1.386	0.1661			
D_LIINV	0.00059	0.00068	0.863	0.3883			
LBCOC	-0.00003	0.00006	-0.461	0.6446			
LBCOV	0.00001	0.00006	0.234	0.8148			
LPFC	0.00002	0.00007	0.278	0.7809			
LPFV	-0.00025	0.00007	-3.540	0.0004			
LPJNFC	-0.00004	0.00005	-0.778	0.4369			
LPJNFV	-0.00010	0.00005	-2.054	0.0403			
COINT_E3	1.00260	0.00204	491.294	0.0000			
RSS	0.00118	sigma	0.00108	R^2	0.99623	Radj^2	0.99619
LogLik	6977.84656	AIC	-13.64710	HQ	-13.62694	SC	-13.59401

T 1021 p 11 FpNull 0.00000 FpGUM 0.37798

Stage-0 (Step 2): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.8148 : F-prob =0.4468, Tests failed = 0;
 Remove 2 variables with t-prob > 0.7809 : F-prob =0.5046, Tests failed = 0;
 Remove 3 variables with t-prob > 0.6446 : F-prob =0.5694, Tests failed = 0;
 Remove 4 variables with t-prob > 0.4392 : F-prob =0.5929, Tests failed = 0;
 Remove 5 variables with t-prob > 0.4369 : F-prob =0.6198, Tests failed = 0;
 Remove 6 variables with t-prob > 0.3883 : F-prob =0.6436, Tests failed = 0;
 Remove 7 variables with t-prob > 0.1661 : F-prob =0.4296, Tests failed = 0;
 Remove 8 variables with t-prob > 0.0403 : F-prob =0.2181, Tests failed = 1; Invalid
 →reduction.

Stage-0: General model of D_LIIBOV_OPEN, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob
D_LIIEC	-0.00077035	0.00046802	-1.646	0.1001
LPFV	-0.00027616	4.4228e-005	-6.244	0.0000
LPJNFV	-0.00011054	4.7587e-005	-2.323	0.0204
COINT_E3	1.0029	0.0019622	511.084	0.0000

	RSS	0.00119	sigma	0.00108	R^2	0.99620	Radj^2	0.99619
LogLik	6974.58070	AIC	-13.65442	HQ	-13.64709	SC	-13.63511	
T	1021	p	4	FpNull	0.00000	FpGUM	0.42957	

Stage-0 (Step 3): F presearch testing (top-down)

Remove 1 variable with t-prob > 0.1001 : F-prob =0.3382, Tests failed = 0;
 Remove 2 variables with t-prob > 0.0204 : F-prob =0.1562, Tests failed = 0;
 F presearch testing stopped: none remaining variable with t-prob > 0.0100.

Stage-0 (Step 4): F presearch testing (bottom-up)

Found 2 variables with t-prob < 0.0100.
 Include 2 variables with t-prob < 0.0204 : F-prob =0.1562, Tests failed = 0; Valid r
 →reduction found.

Stage-0 (Step 5): No additional restriction imposed by the bottom-up reduction.

Stage-1: General model of D_LIIBOV_OPEN, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob
LPFV	-0.00037866	2.2031e-006	-171.877	0.0000
COINT_E3	1.0027	0.0019479	514.746	0.0000

	RSS	0.00120	sigma	0.00109	R^2	0.99617	Radj^2	0.99617
LogLik	6970.39128	AIC	-13.65013	HQ	-13.64646	SC	-13.64048	
T	1021	p	2	FpNull	0.00000	FpGUM	0.15619	

Stage-1: Multiple-path encompassing search

All variables are significant: General → Specific.

Specific model of D_LIIBOV_OPEN, 4 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
LPFV	-0.00037866	2.2031e-006	-171.877	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
COINT_E3	1.0027	0.0019479	514.746	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

	RSS	0.00120	sigma	0.00109	R^2	0.99617	Radj^2	0.99617
LogLik	6970.39128	AIC	-13.65013	HQ	-13.64646	SC	-13.64048	
T	1021	p	2	FpNull	0.00000	FpGUM	0.15619	

	value	prob
Chow(514:1)	0.0488	1.0000
Chow(922:1)	0.0677	1.0000
AR 1-4 test	1.0441	0.3833
ARCH 1-4 test	0.2267	0.9235

O poder explicativo de 99,6 % gerado pelo modelo GETS para a série LIBOV_open indica que as cotações de abertura dos pregões dependem essencialmente das cotações de fechamento dos pregões anteriores, representadas pelos erros gerados pelo vetor de cointegração, e muito marginalmente das posições de venda possuídas pelas pessoas físicas ao final do pregão encerrado, indicando que, de maneira geral, as informações obtidas pelos participantes do mercado entre o fechamento de um pregão e o início do pregão seguinte não exercem influência sobre a cotação de abertura desse pregão. Este é o segundo resultado importante identificado por este trabalho.

2.3 Terceira abordagem - Utilizando a série de médias (LIBOV_medio) em conjunto com as demais séries

Resumo dos procedimentos - Nesta terceira abordagem foram utilizados os logaritmos das cotações médias do Ibovespa a vista (LIBOV_medio) e as demais séries identificadas como integradas de ordem um: LIINC, LIINV, LIEC e LIEV, e teve como objetivo identificar a existência de cointegração entre as mesmas. Identificado o vetor de cointegração entre o conjunto de séries integradas de ordem um, o modelo foi re-estimado com a inclusão das demais séries sob investigação como variáveis exógenas. Esta abordagem visou avaliar a existência de conteúdo informacional nas posições de contratos em aberto detidas pelos diferentes participantes do mercado futuro de Ibovespa, de um dia para o outro, sobre o comportamento futuro da série de médias do Índice Bovespa a vista (LIBOV_medio). Esta opção teve o objetivo de identificar se os resultados obtidos pelo modelo para a série de médias do Ibovespa (LIBOV_medio) são melhores que os obtidos para a série de fechamentos (LIBOV_close), e se baseiam na possibilidade de que a média das cotações seja menos sujeita à volatilidade, possivelmente induzida por alguns participantes desse mercado, observada no final dos pregões, que na linguagem de mercado são chamadas de “puxadas” e “enfiadas”.

A estimação de um modelo VAR (*Vector Autoregression*) irrestrito envolvendo as séries: LIBOV_medio, LIINC, LIINV, LIEC e LIEV, define a primeira etapa da estimação do

procedimento de Johansen. Como mostra o critério de seleção da ordem do VAR apresentado na Figura 44, o critério de informação de Schwarz (SIC) indica uma defasagem e os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Hannan - Quinn (HQ) indicam duas defasagens para o VAR irrestrito com constante.

Figura 68 - - Critério de seleção da ordem do VAR – 3ª abordagem - inicial

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LIBOV_MEDIO LIIEC LIEV LIINC LIINV
 Exogenous variables: C
 Date: 09/23/06 Time: 13:40
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1016

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-204.4451	NA	1.04E-06	0.412294	0.436524	0.421496
1	8092.088	16495.08	8.82E-14	-15.87025	-15.72487*	-15.81504
2	8163.200	140.6837	8.05E-14*	-15.96102*	-15.69449	-15.85980*
3	8185.190	43.28795*	8.10E-14	-15.95510	-15.56741	-15.80786
4	8203.958	36.75992	8.20E-14	-15.94283	-15.43399	-15.74958
5	8216.923	25.26653	8.40E-14	-15.91914	-15.28915	-15.67988
6	8229.228	23.85886	8.61E-14	-15.89415	-15.14301	-15.60888
7	8238.129	17.17213	8.89E-14	-15.86246	-14.99016	-15.53118
8	8252.165	26.93939	9.08E-14	-15.84088	-14.84743	-15.46359

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Como os critérios de seleção indicam números de defasagens muito próximos, uma ou duas, foi escolhido inicialmente o modelo com duas defasagens, principalmente em razão do fato de que o passo seguinte é a estimação do VEC (*Vector Error Correction*) que utiliza as primeiras diferenças das variáveis, e dessa forma maior quantidade de informação pode ser utilizada pelo modelo.

Os testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR, apresentado na Figura 45, confirmam a escolha, indicando que as duas defasagens são significantes.

Figura 69 - Testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR– 3ª abordagem - inicial

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 09/23/06 Time: 14:03
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1022

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	LIBOV_MEDI	LIIEC	LIEV	LIINC	LIINV	Joint
Lag 1	1496.905 [0.000000]	842.8363 [0.000000]	700.3620 [0.000000]	836.1335 [0.000000]	850.7026 [0.000000]	4699.734 [0.000000]
Lag 2	48.41208 [2.93E-09]	25.51345 [0.000111]	14.90038 [0.010797]	21.32339 [0.000704]	25.29778 [0.000122]	147.5333 [0.000000]
df	5	5	5	5	5	25

O VEC inicialmente estimado com duas defasagens apresentou problemas de autocorrelação serial, problema que desapareceu quando re-estimado com a inclusão de uma defasagem adicional. Dessa forma foram utilizadas três defasagens no modelo mais parcimonioso que não apresentou autocorrelação serial nos resíduos.

A Figura 46 apresenta os dados para a seleção dos termos determinísticos que deverão estar presentes no modelo, indicando o número máximo de vetores de cointegração existentes segundo as possíveis especificações do teste de Johansen. Conforme exposto anteriormente, não é considerada plausível a presença de tendência temporal nas séries e, portanto, a escolha do modelo final ficou dependendo da inclusão, ou não, do intercepto no vetor de cointegração. Como as séries utilizadas apresentam diferenças de escala e médias diferentes de zero, foi adotado o modelo que inclui o intercepto no vetor de cointegração e a estimação desse modelo mostrou que essa constante não é estatisticamente diferente de zero, fato confirmado pelo princípio de Pantula que indica que deve ser escolhido o primeiro modelo, sem constante e tendência dentro e fora do vetor de cointegração.

Figura 70 - Sumário dos testes de cointegração de Johansen – 3ª abordagem - inicial

Johansen Cointegration Test Summary					
Date: 09/23/06 Time: 14:09					
Sample: 1 1024					
Included observations: 1020					
Series: LIBOV_MEDIO LIIEC LIIEV LIINC LIINV					
Lags interval: 1 to 3					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	2	3	3	5
Max-Eig	1	1	1	1	1

A aplicação do teste de cointegração de Johansen, apresentado na Figura 47, utilizando os valores críticos tabulados por Osterwald e Lenun (1992) e apresentados em Maddala e Kim (2004, p. 213), ao modelo sem a presença de termos determinísticos, resultou na rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração ao nível de significância de 1% , tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor.

Figura 71 - Teste de cointegração de Johansen – 3ª abordagem - inicial

Johansen Cointegration Test

Date: 09/23/06 Time: 14:13
Sample(adjusted): 5 1024
Included observations: 1020 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LIBOV_MEDIO LIIEC LIIEV LIINC LIINV
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.036921	76.65376	59.46	66.52
At most 1	0.016745	38.28172	39.89	45.58
At most 2	0.015890	21.05709	24.31	29.75
At most 3	0.003965	4.718759	12.53	16.31
At most 4	0.000653	0.666421	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.036921	38.37204	30.04	35.17
At most 1	0.016745	17.22463	23.80	28.82
At most 2	0.015890	16.33833	17.89	22.99
At most 3	0.003965	4.052338	11.44	15.69
At most 4	0.000653	0.666421	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

O VEC (*Vector Error Correction*) estimado para essa especificação é apresentado na Figura 48.

Figura 72 - VEC estimado – 3ª abordagem - inicial

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 5 1024
Included observations: 1020 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LIBOV_MEDIO(-1)	1.000000
LIIEC(-1)	0.073146 (0.07467) [0.97964]
LIIEV(-1)	-0.452844 (0.06323) [-7.16138]
LIINC(-1)	0.414573 (0.08026) [5.16559]
LIINV(-1)	-0.543502 (0.07697) [-7.06151]

Error Correction:	D(LIBOV_MEDIO)	D(LIIEC)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.007927 (0.00401) [-1.97542]	-0.004618 (0.01924) [-0.23999]	0.131135 (0.02561) [5.12072]	0.027896 (0.01929) [1.44588]	0.039502 (0.01864) [2.11871]
D(LIBOV_MEDIO(-1))	0.169918 (0.03330) [5.10248]	0.628250 (0.15969) [3.93418]	0.100722 (0.21251) [0.47396]	0.656963 (0.16011) [4.10326]	0.510801 (0.15472) [3.30147]
D(LIBOV_MEDIO(-2))	-0.075100	-0.354073	-0.021102	-0.178930	-0.217124

	(0.03396) [-2.21165]	(0.16283) [-2.17444]	(0.21670) [-0.09738]	(0.16326) [-1.09598]	(0.15777) [-1.37624]
D(LIBOV_MEDIO(-3))	-0.025723 (0.03298) [-0.77993]	0.145321 (0.15815) [0.91885]	0.163211 (0.21047) [0.77546]	0.153195 (0.15857) [0.96611]	0.425401 (0.15323) [2.77619]
D(LIIEC(-1))	0.020169 (0.00760) [2.65406]	-0.132778 (0.03644) [-3.64369]	0.025563 (0.04849) [0.52715]	-0.053720 (0.03654) [-1.47035]	-0.060286 (0.03531) [-1.70753]
D(LIIEC(-2))	-0.010088 (0.00771) [-1.30793]	-0.016947 (0.03698) [-0.45821]	-0.021743 (0.04922) [-0.44177]	-0.000267 (0.03708) [-0.00719]	-0.017284 (0.03583) [-0.48234]
D(LIIEC(-3))	-0.018409 (0.00758) [-2.42783]	-0.067129 (0.03636) [-1.84618]	0.001681 (0.04839) [0.03474]	-0.051301 (0.03646) [-1.40721]	-0.031642 (0.03523) [-0.89817]
D(LIIEV(-1))	-0.004353 (0.00606) [-0.71773]	0.056191 (0.02908) [1.93204]	-0.088880 (0.03870) [-2.29643]	-0.024849 (0.02916) [-0.85218]	-0.099998 (0.02818) [-3.54875]
D(LIIEV(-2))	-0.004755 (0.00616) [-0.77141]	-0.030444 (0.02956) [-1.02995]	0.039493 (0.03934) [1.00399]	0.022005 (0.02964) [0.74252]	-0.005356 (0.02864) [-0.18703]
D(LIIEV(-3))	-0.001988 (0.00611) [-0.32557]	0.021854 (0.02928) [0.74636]	0.082124 (0.03897) [2.10762]	0.027703 (0.02936) [0.94367]	0.038116 (0.02837) [1.34359]
D(LIINC(-1))	0.013168 (0.00946) [1.39156]	-0.034678 (0.04538) [-0.76425]	-0.069312 (0.06039) [-1.14783]	-0.059529 (0.04549) [-1.30850]	0.058036 (0.04396) [1.32009]
D(LIINC(-2))	-0.000539 (0.00949) [-0.05683]	-0.020013 (0.04551) [-0.43979]	-0.071324 (0.06056) [-1.17777]	-0.103119 (0.04563) [-2.26014]	-0.131296 (0.04409) [-2.97794]
D(LIINC(-3))	0.000427 (0.00942) [0.04536]	0.010618 (0.04517) [0.23506]	-0.095451 (0.06011) [-1.58791]	-0.056797 (0.04529) [-1.25413]	-0.000188 (0.04376) [-0.00429]
D(LIINV(-1))	0.000896 (0.00981) [0.09137]	-0.005401 (0.04702) [-0.11486]	-0.019568 (0.06258) [-0.31269]	-0.031628 (0.04715) [-0.67085]	-0.071000 (0.04556) [-1.55840]
D(LIINV(-2))	0.004333 (0.00973) [0.44550]	-0.022310 (0.04664) [-0.47836]	0.034024 (0.06207) [0.54819]	0.020130 (0.04676) [0.43048]	-0.003780 (0.04519) [-0.08366]
D(LIINV(-3))	0.009792 (0.00953) [1.02762]	0.003021 (0.04570) [0.06611]	-0.022849 (0.06081) [-0.37575]	-0.043569 (0.04581) [-0.95098]	-0.076759 (0.04427) [-1.73376]
R-squared	0.069751	0.042619	0.053885	0.045177	0.068770
Adj. R-squared	0.055853	0.028316	0.039750	0.030912	0.054857
Sum sq. resids	0.226778	5.214858	9.235333	5.242161	4.895247
S.E. equation	0.015029	0.072070	0.095909	0.072258	0.069827
F-statistic	5.018708	2.979628	3.812124	3.166913	4.942936
Log likelihood	2842.467	1243.466	951.9886	1240.803	1275.722
Akaike AIC	-5.542092	-2.406797	-1.835272	-2.401575	-2.470044
Schwarz SC	-5.464797	-2.329501	-1.757977	-2.324280	-2.392749
Mean dependent	0.000895	0.001655	0.001092	0.000687	0.001179
S.D. dependent	0.015467	0.073113	0.097874	0.073402	0.071824
Determinant Residual Covariance		7.58E-14			
Log Likelihood		8211.155			
Log Likelihood (d.f. adjusted)		8170.838			
Akaike Information Criteria		-15.85458			
Schwarz Criteria		-15.44395			

Do modelo VEC estimado na Figura 48 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV, apresentado na Tabela 16.

Tabela 54 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência – 3ª abordagem - inicial

	LIBOV_medio	LIIEC	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	0.073146	-0.452844	0.414573	-0.543502
erro padrão		0.07467	0.06323	0.08026	0.07697
estatística t		0.97964	-7.16138	5.16559	-7.06151

Inicialmente foram testadas as hipóteses de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero. Esses resultados são apresentados na Tabela 17.

Tabela 55 - Teste de hipótese sobre o vetor de cointegração – 3ª abordagem - inicial

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$B(1,1) = 0$	18.16711	0.000020
LIIEC	$B(1,2) = 0$	0.560112	0.454215
LIIEV	$B(1,3) = 0$	17.67597	0.000026
LIINC	$B(1,4) = 0$	13.77598	0.000206
LIINV	$B(1,5) = 0$	11.36802	0.000747

Os resultados dos testes de restrição sobre as séries que inicialmente compuseram o vetor de cointegração indicaram que a série LIIEC não pertence ao mesmo e, portanto, o modelo precisa ser re-estimado sem a presença dessa série.

Para a estimação do novo modelo foi desenvolvida a mesma sequência de procedimentos executada anteriormente tendo o critério de informação de Akaike (AIC) indicado três defasagens, o critério de informação de Hannan - Quinn (HQ) duas defasagens e o critério de informação de Schwarz (SIC) uma defasagem. Esses resultados são apresentados na Figura 49.

Os testes de Wald para exclusão de defasagens no VAR, apresentados na Figura 50, indicam que as três primeiras defasagens são significantes.

Figura 73 - Critério de seleção da ordem do VAR – 3ª abordagem - intermediária

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LIBOV_MEDIO LIIEV LIINC LIINV
 Exogenous variables: C
 Date: 09/23/06 Time: 14:25
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1016

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-127.5584	NA	1.52E-05	0.258973	0.278358	0.266335
1	6719.963	13627.65	2.20E-11	-13.18890	-13.09198*	-13.15210
2	6763.238	85.78293	2.08E-11	-13.24259	-13.06814	-13.17634*
3	6781.611	36.27497	2.07E-11*	-13.24726*	-12.99527	-13.15156
4	6795.788	27.87999*	2.08E-11	-13.24368	-12.91414	-13.11853
5	6804.197	16.47051	2.11E-11	-13.22873	-12.82166	-13.07414
6	6812.939	17.05497	2.14E-11	-13.21445	-12.72984	-13.03040
7	6816.367	6.659196	2.20E-11	-13.18970	-12.62755	-12.97621
8	6824.807	16.33116	2.23E-11	-13.17482	-12.53513	-12.93188

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Figura 74 - Testes de Wald para a exclusão de defasagens no VAR – 3ª abordagem - intermediária

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 09/23/06 Time: 14:48
 Sample: 1 1024
 Included observations: 1021

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	LIBOV_MEDI	LIIEV	LIINC	LIINV	Joint
Lag 1	1486.201 [0.000000]	694.9556 [0.000000]	832.9172 [0.000000]	843.0792 [0.000000]	3875.986 [0.000000]
Lag 2	44.48076 [5.10E-09]	11.20094 [0.024396]	16.91883 [0.002004]	18.03565 [0.001214]	78.56156 [3.02E-10]
Lag 3	11.52605 [0.021247]	1.402376 [0.843782]	5.814418 [0.213443]	20.94768 [0.000324]	37.52999 [0.001765]
df	4	4	4	4	16

O VEC inicialmente estimado com duas defasagens apresentou problemas de autocorrelação serial, problema que desapareceu quando re-estimado com a inclusão de uma defasagem adicional. Dessa forma foram utilizadas três defasagens no modelo mais parcimonioso que não apresentou autocorrelação serial nos resíduos.

A Figura 51 apresenta os dados para a seleção dos termos determinísticos que deverão estar presentes no modelo, indicando o número máximo de vetores de cointegração existentes

segundo as possíveis especificações do teste de Johansen. Conforme exposto anteriormente, não é considerada plausível a presença de tendência temporal nas séries e, portanto, a escolha do modelo final ficou dependendo da inclusão, ou não, do intercepto no vetor de cointegração. Como as séries utilizadas apresentam diferenças de escala e médias diferentes de zero, foi adotado o modelo que inclui o intercepto no vetor de cointegração e a estimação desse modelo mostrou que essa constante não é estatisticamente diferente de zero, fato confirmado pelo princípio de Pantula que indica que deve ser escolhido o primeiro modelo, sem constante e tendência dentro e fora do vetor de cointegração.

Figura 75 - Sumário dos testes de cointegração de Johansen – 3ª abordagem - intermediária

Johansen Cointegration Test Summary					
Date: 09/23/06 Time: 17:39					
Sample: 1 1024					
Included observations: 1020					
Series: LIBOV_MEDIO LIIEV LIINC LIINV					
Lags interval: 1 to 3					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	2	3	2	4
Max-Eig	1	1	3	1	1

A aplicação do teste de cointegração de Johansen, apresentado na Figura 52, utilizando os valores críticos tabulados por Osterwald e Lenun (1992) e apresentados em Maddala e Kim (2004, p. 213), ao modelo sem a presença de termos determinísticos, resultou na rejeição da hipótese nula de inexistência de cointegração ao nível de significância de 1% , tanto pela estatística do traço, quanto pela estatística do máximo autovalor.

Figura 76 - Teste de cointegração de Johansen – 3ª abordagem - intermediária

Johansen Cointegration Test

Date: 09/23/06 Time: 18:27
Sample(adjusted): 5 1024
Included observations: 1020 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LIBOV_MEDIO LIIEV LIINC LIINV
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.035027	57.95958	39.89	45.58
At most 1	0.016092	21.59171	24.31	29.75
At most 2	0.003953	5.044791	12.53	16.31
At most 3	0.000985	1.004916	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.035027	36.36786	23.80	28.82
At most 1	0.016092	16.54692	17.89	22.99
At most 2	0.003953	4.039875	11.44	15.69
At most 3	0.000985	1.004916	3.84	6.51

O VEC (*Vector Error Correction*) estimado para essa especificação é apresentado na Figura 53.

Figura 77 - VEC estimado – 3ª abordagem - intermediária

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 5 1024
Included observations: 1020 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LIBOV_MEDIO(-1)	1.000000
LIIEV(-1)	-0.463205 (0.06506) [-7.11943]
LIINC(-1)	0.448151 (0.08004) [5.59914]
LIINV(-1)	-0.494641 (0.06817) [-7.25549]

Error Correction:	D(LIBOV_MEDIO)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.008268 (0.00397) [-2.08166]	0.128024 (0.02518) [5.08400]	0.024805 (0.01901) [1.30493]	0.037036 (0.01836) [2.01675]
D(LIBOV_MEDIO(-1))	0.182600 (0.03271) [5.58259]	0.118801 (0.20738) [0.57288]	0.633486 (0.15654) [4.04682]	0.470672 (0.15124) [3.11219]

D(LIBOV_MEDIO(-2))	-0.086570 (0.03331) [-2.59924]	-0.017171 (0.21116) [-0.08131]	-0.215073 (0.15940) [-1.34929]	-0.256197 (0.15400) [-1.66365]
D(LIBOV_MEDIO(-3))	-0.046937 (0.03256) [-1.44135]	0.160868 (0.20646) [0.77916]	0.133519 (0.15585) [0.85672]	0.418463 (0.15057) [2.77921]
D(LIIEV(-1))	-0.002993 (0.00605) [-0.49447]	-0.087355 (0.03838) [-2.27618]	-0.028719 (0.02897) [-0.99136]	-0.105367 (0.02799) [-3.76472]
D(LIIEV(-2))	-0.004467 (0.00610) [-0.73259]	0.042303 (0.03866) [1.09420]	0.013445 (0.02918) [0.46071]	-0.014605 (0.02819) [-0.51802]
D(LIIEV(-3))	-0.005278 (0.00605) [-0.87192]	0.080153 (0.03838) [2.08859]	0.026151 (0.02897) [0.90273]	0.036487 (0.02799) [1.30368]
D(LIINC(-1))	0.010684 (0.00946) [1.12971]	-0.074493 (0.05996) [-1.24232]	-0.053916 (0.04526) [-1.19117]	0.065470 (0.04373) [1.49717]
D(LIINC(-2))	0.000652 (0.00947) [0.06883]	-0.073775 (0.06005) [-1.22850]	-0.097603 (0.04533) [-2.15310]	-0.124497 (0.04380) [-2.84268]
D(LIINC(-3))	0.004440 (0.00941) [0.47182]	-0.095459 (0.05967) [-1.59989]	-0.053153 (0.04504) [-1.18016]	0.001997 (0.04351) [0.04589]
D(LIINV(-1))	0.011329 (0.00914) [1.23877]	-0.008378 (0.05798) [-0.14450]	-0.059369 (0.04377) [-1.35650]	-0.100425 (0.04228) [-2.37504]
D(LIINV(-2))	0.000388 (0.00908) [0.04278]	0.020312 (0.05757) [0.35280]	0.024440 (0.04346) [0.56235]	-0.008797 (0.04199) [-0.20951]
D(LIINV(-3))	0.001491 (0.00895) [0.16664]	-0.024497 (0.05672) [-0.43188]	-0.067265 (0.04282) [-1.57098]	-0.091152 (0.04137) [-2.20352]
R-squared	0.056661	0.052993	0.040602	0.064749
Adj. R-squared	0.045420	0.041708	0.029169	0.053604
Sum sq. resids	0.229969	9.244036	5.267281	4.916384
S.E. equation	0.015112	0.095811	0.072323	0.069873
F-statistic	5.040443	4.695889	3.551337	5.809699
Log likelihood	2835.341	951.5082	1238.365	1273.525
Akaike AIC	-5.534002	-1.840212	-2.402677	-2.471617
Schwarz SC	-5.471200	-1.777410	-2.339874	-2.408815
Mean dependent	0.000895	0.001092	0.000687	0.001179
S.D. dependent	0.015467	0.097874	0.073402	0.071824
Determinant Residual Covariance		1.99E-11		
Log Likelihood		6804.243		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		6778.076		
Akaike Information Criteria		-13.18054		
Schwarz Criteria		-12.91001		

Do modelo VEC estimado na Figura 53 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_medio, apresentado na Tabela 18.

Tabela 56 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência – 3ª abordagem - intermediária

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.463205	0.448151	-0.494641
erro padrão		0.06506	0.08004	0.06817
estatística t		-7.11943	5.59914	-7.25549

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 19.

Tabela 57 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração – 3ª abordagem - intermediária

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$B(1,1) = 0$	16.51986	0.000048
LIIEV	$B(1,2) = 0$	17.12093	0.000035
LIINC	$B(1,3) = 0$	17.16663	0.000034
LIINV	$B(1,4) = 0$	9.732290	0.001811

A Tabela 19, apresenta os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries no vetor de cointegração e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo. A Tabela 18 mostra que o vetor de cointegração é estatisticamente significativo, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série LIBOV_medio e as posições de contratos em aberto representadas pelas séries: LIIEV, LIINC e LIINV. Esse resultado indica que existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis, cujo comportamento ao longo do tempo é apresentado na Figura 54.

Figura 78 - -Gráfico da relação de cointegração – 3ª abordagem - intermediária

Os resíduos do VEC, apresentados na Figura 55, não se apresentam normalmente distribuídos quando submetidos ao teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, porém Cheung e Lai (1993) mostram que a estatística do traço é razoavelmente robusta a desvios da normalidade, e também, como a amostra é grande, pode ser admitida a normalidade dos resíduos com base na lei dos grandes números. Os resíduos apresentam um certo grau de heterocedasticidade, característica suportada pelo teste de Johansen.

Figura 79 - Resíduos do VEC – 3ª abordagem - intermediária

O detalhamento das características dos resíduos da estimação do VEC, representados pelas estatísticas descritivas e os respectivos correlogramas, são apresentados pela série de Figuras numeradas de 56 a 63.

Figura 80 **Figura 81**

Correlogram of RES_LIBOV_MEDIO_FI_3

Date: 09/23/06 Time: 19:00
Sample: 1 1080
Included observations: 1020

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.004	-0.004	0.0145	0.904
		2 -0.001	-0.001	0.0154	0.992
		3 -0.005	-0.005	0.0416	0.998
		4 0.017	0.017	0.3308	0.988
		5 0.005	0.006	0.3613	0.996
		6 0.006	0.006	0.3976	0.999
		7 0.012	0.012	0.5471	0.999
		8 -0.056	-0.056	3.8010	0.875
		9 0.015	0.015	4.0458	0.908
		10 0.045	0.045	6.1666	0.801

Figura 82

Figura 83

Correlogram of RES_LIIEV_FI_3

Date: 09/23/06 Time: 19:02

Sample: 1 1080

Included observations: 1020

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.002	-0.002	0.0030	0.957
		2 -0.002	-0.002	0.0057	0.997
		3 -0.002	-0.002	0.0090	1.000
		4 -0.005	-0.005	0.0377	1.000
		5 -0.047	-0.047	2.2689	0.811
		6 0.004	0.004	2.2838	0.892
		7 -0.042	-0.043	4.1347	0.764
		8 -0.010	-0.010	4.2383	0.835
		9 -0.026	-0.027	4.9445	0.839
		10 -0.072	-0.075	10.256	0.418

Figura 84 **Figura 85**

Correlogram of RES_LIINC_FI_3

Date: 09/23/06 Time: 19:04

Sample: 1 1080

Included observations: 1020

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.000	0.000	4.E-05	0.995
		2 -0.001	-0.001	0.0010	0.999
		3 -0.010	-0.010	0.0937	0.993
		4 -0.006	-0.006	0.1331	0.998
		5 -0.075	-0.075	5.9320	0.313
		6 0.008	0.008	5.9962	0.424
		7 -0.011	-0.011	6.1129	0.527
		8 -0.042	-0.044	7.9551	0.438
		9 -0.003	-0.004	7.9636	0.538
		10 0.000	-0.006	7.9637	0.632

Figura 86 **Figura 87**

A Tabela 20 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 21 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 58 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries – 3ª abordagem - intermediária

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.008268	0.128024	0.024805	0.037036
erro padrão	0.00397	0.02518	0.01901	0.01836
estatística t	-2.08166	5.08400	1.30493	2.01675

Tabela 59 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries – 3ª abordagem - intermediária

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$A(1,1) = 0$	3.692807	0.054648
LIIEV	$A(2,1) = 0$	16.25034	0.000055
LIINC	$A(3,1) = 0$	1.657813	0.197899
LIINV	$A(4,1) = 0$	3.192283	0.073987

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 21, indicam que as séries LIINC pode ser considerada fracamente exógena em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa, mesmo quando adotado o nível de significância de 10%, a série LIINV ao nível de significância de 5%, e a série LIBOV_médio está no limite para ser considerada fracamente exógena ao nível de 5% de significância. A única série deste grupo que não pode ser considerada fracamente exógena é LIIEV. Esse resultado indica que a série de interesse desta etapa deste trabalho, LIBOV_medio, pode não sofrer a influência dos desequilíbrios de longo prazo representados pela equação de cointegração isoladamente.

Com o objetivo de incorporar toda a informação que pode estar disponível nas posições em contratos em aberto por todos os participantes desse mercado e, eventualmente melhorar os resultados que nesta primeira etapa de modelagem apresentaram poder explicativo de apenas 5,6 % na equação do VEC relativo à série LIBOV_medio, o modelo foi re-estimado com a inclusão, como variáveis exógenas, do conjunto de séries identificadas como estacionárias e da série que foi excluída do vetor de cointegração. Estas variáveis estacionárias fizeram parte do modelo com suas séries consideradas em nível, enquanto a série LIIEC que é integrada de ordem um, e não pertence ao vetor de cointegração, foi incluída em sua primeira diferença. Foram necessárias cinco defasagens para a eliminação das autocorrelações seriais nos resíduos do VEC, número superior aos indicados pelos critérios de informação de Akaike e Hannan-Quinn, que indicaram duas defasagem e ao critério de informação de Schwarz que indicou uma defasagem no VAR. Os resultados da estimação desse modelo são apresentados na Figura 64.

Figura 88 - VEC estimado – 3ª abordagem - final

Vector Error Correction Estimates	
Sample(adjusted): 7 1024	
Included observations: 1018 after adjusting endpoints	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LIBOV_MEDIO(-1)	1.000000
LIIEV(-1)	-0.518285 (0.09345) [-5.54592]
LIINC(-1)	0.589837 (0.16798) [3.51130]
LIINV(-1)	-0.490904 (0.10444)

[-4.70021]				
Error Correction:	D(LIBOV_MEDIO)	D(LIIEV)	D(LIINC)	D(LIINV)
CointEq1	-0.012711 (0.00474) [-2.68440]	0.076279 (0.02547) [2.99439]	-0.003125 (0.01964) [-0.15914]	-0.000901 (0.01797) [-0.05015]
D(LIBOV_MEDIO(-1))	0.042358 (0.03470) [1.22056]	0.329405 (0.18670) [1.76435]	0.448283 (0.14392) [3.11476]	0.385169 (0.13170) [2.92448]
D(LIBOV_MEDIO(-2))	-0.080655 (0.03476) [-2.32056]	0.107034 (0.18699) [0.57242]	0.034664 (0.14414) [0.24048]	0.036072 (0.13191) [0.27347]
D(LIBOV_MEDIO(-3))	-0.017271 (0.03436) [-0.50263]	-0.193726 (0.18485) [-1.04799]	0.206207 (0.14250) [1.44707]	0.366206 (0.13040) [2.80826]
D(LIBOV_MEDIO(-4))	0.026813 (0.03361) [0.79777]	0.116011 (0.18082) [0.64160]	0.003971 (0.13939) [0.02849]	0.040057 (0.12755) [0.31404]
D(LIBOV_MEDIO(-5))	-0.011355 (0.03236) [-0.35089]	-0.201896 (0.17410) [-1.15964]	-0.083310 (0.13421) [-0.62074]	0.002650 (0.12282) [0.02158]
D(LIIEV(-1))	-0.018680 (0.00734) [-2.54557]	-0.121867 (0.03948) [-3.08684]	-0.053324 (0.03043) [-1.75216]	-0.154332 (0.02785) [-5.54151]
D(LIIEV(-2))	-0.005684 (0.00754) [-0.75350]	0.021714 (0.04058) [0.53508]	0.009948 (0.03128) [0.31799]	-0.047313 (0.02863) [-1.65274]
D(LIIEV(-3))	-0.005215 (0.00743) [-0.70216]	0.046310 (0.03995) [1.15909]	-0.018083 (0.03080) [-0.58710]	-0.025892 (0.02818) [-0.91864]
D(LIIEV(-4))	-0.000542 (0.00597) [-0.09083]	-0.021189 (0.03211) [-0.65987]	-0.009848 (0.02475) [-0.39783]	-0.005481 (0.02265) [-0.24195]
D(LIIEV(-5))	-0.004952 (0.00587) [-0.84377]	-0.027004 (0.03157) [-0.85531]	-0.030573 (0.02434) [-1.25617]	0.005425 (0.02227) [0.24357]
D(LIINC(-1))	0.026422 (0.01157) [2.28315]	0.072192 (0.06226) [1.15956]	0.014819 (0.04799) [0.30878]	0.187106 (0.04392) [4.26027]
D(LIINC(-2))	0.003305 (0.01174) [0.28143]	0.002317 (0.06318) [0.03668]	-0.029801 (0.04870) [-0.61192]	-0.016337 (0.04457) [-0.36658]
D(LIINC(-3))	0.002150 (0.01155) [0.18621]	-0.118031 (0.06212) [-1.90013]	-0.048832 (0.04788) [-1.01979]	0.048027 (0.04382) [1.09602]
D(LIINC(-4))	-0.000156 (0.00910) [-0.01714]	0.004484 (0.04896) [0.09159]	-0.004988 (0.03774) [-0.13217]	0.021106 (0.03454) [0.61114]
D(LIINC(-5))	0.000494 (0.00892) [0.05535]	-0.061881 (0.04800) [-1.28932]	-0.080339 (0.03700) [-2.17144]	-0.037769 (0.03386) [-1.11552]
D(LIINV(-1))	-0.010217 (0.01130) [-0.90403]	-0.117687 (0.06080) [-1.93556]	-0.022199 (0.04687) [-0.47361]	-0.145381 (0.04289) [-3.38944]

D(LIINV(-2))	0.003196 (0.01139) [0.28065]	0.047673 (0.06127) [0.77803]	0.008097 (0.04723) [0.17142]	-0.060693 (0.04322) [-1.40412]
D(LIINV(-3))	0.009309 (0.01115) [0.83502]	-0.021007 (0.05997) [-0.35027]	-0.078692 (0.04623) [-1.70213]	-0.123417 (0.04231) [-2.91716]
D(LIINV(-4))	0.006414 (0.00925) [0.69332]	0.106241 (0.04977) [2.13473]	0.020369 (0.03836) [0.53093]	-0.038698 (0.03511) [-1.10225]
D(LIINV(-5))	0.008681 (0.00846) [1.02670]	0.073706 (0.04549) [1.62039]	0.088226 (0.03506) [2.51609]	0.039080 (0.03209) [1.21789]
LBCOC	-0.000737 (0.00236) [-0.31254]	0.173952 (0.01269) [13.7047]	0.028110 (0.00978) [2.87286]	0.109864 (0.00895) [12.2698]
LBCOC(-1)	0.007873 (0.00357) [2.20594]	-0.157523 (0.01920) [-8.20394]	-0.048945 (0.01480) [-3.30675]	-0.106233 (0.01354) [-7.84293]
LBCOC(-2)	-0.006258 (0.00394) [-1.58881]	-0.015940 (0.02119) [-0.75224]	0.028069 (0.01633) [1.71836]	0.011190 (0.01495) [0.74860]
LBCOC(-3)	-0.002484 (0.00393) [-0.63137]	-0.008515 (0.02117) [-0.40230]	0.007441 (0.01632) [0.45605]	-0.000805 (0.01493) [-0.05394]
LBCOC(-4)	-0.000259 (0.00297) [-0.08706]	0.011566 (0.01599) [0.72319]	-0.020149 (0.01233) [-1.63429]	-0.015327 (0.01128) [-1.35850]
LBCOV	0.001953 (0.00367) [0.53213]	-0.115169 (0.01974) [-5.83412]	0.155287 (0.01522) [10.2045]	-0.041598 (0.01393) [-2.98713]
LBCOV(-1)	-0.009937 (0.00546) [-1.81942]	0.043309 (0.02938) [1.47402]	-0.189303 (0.02265) [-8.35802]	-0.035521 (0.02073) [-1.71377]
LBCOV(-2)	0.012810 (0.00591) [2.16902]	0.057667 (0.03177) [1.81496]	0.020198 (0.02449) [0.82463]	0.050224 (0.02241) [2.24075]
LBCOV(-3)	0.000805 (0.00585) [0.13753]	0.015903 (0.03149) [0.50503]	0.041335 (0.02427) [1.70290]	0.013041 (0.02221) [0.58707]
LBCOV(-4)	-0.002611 (0.00448) [-0.58289]	-0.008281 (0.02410) [-0.34359]	-0.028835 (0.01858) [-1.55198]	0.011894 (0.01700) [0.69958]
D(LIIEC)	0.051520 (0.00697) [7.39334]	0.346010 (0.03749) [9.22971]	0.071666 (0.02890) [2.47988]	0.436653 (0.02645) [16.5112]
D(LIIEC(-1))	0.031394 (0.00890) [3.52574]	0.164974 (0.04790) [3.44388]	0.011065 (0.03693) [0.29964]	0.074425 (0.03379) [2.20239]
D(LIIEC(-2))	-0.011735 (0.00905) [-1.29636]	-0.009900 (0.04870) [-0.20328]	0.042881 (0.03754) [1.14221]	0.041222 (0.03435) [1.19990]
D(LIIEC(-3))	-0.016677	0.030842	-0.013010	0.025385

	(0.00892) [-1.87003]	(0.04798) [0.64283]	(0.03699) [-0.35176]	(0.03385) [0.75000]
D(LIIEC(-4))	-0.007568 (0.00731) [-1.03457]	-0.010339 (0.03935) [-0.26275]	0.021262 (0.03034) [0.70089]	0.013598 (0.02776) [0.48984]
LPFC	-0.006883 (0.00231) [-2.97581]	0.128085 (0.01244) [10.2932]	0.075388 (0.00959) [7.85897]	0.060014 (0.00878) [6.83672]
LPFC(-1)	0.003507 (0.00300) [1.16883]	-0.071701 (0.01614) [-4.44231]	-0.046230 (0.01244) [-3.71557]	-0.031162 (0.01139) [-2.73691]
LPFC(-2)	0.000745 (0.00305) [0.24427]	-0.051566 (0.01640) [-3.14467]	-0.016998 (0.01264) [-1.34471]	-0.012400 (0.01157) [-1.07192]
LPFC(-3)	-0.000498 (0.00305) [-0.16320]	0.028177 (0.01642) [1.71620]	0.015522 (0.01266) [1.22637]	0.002735 (0.01158) [0.23610]
LPFC(-4)	0.000363 (0.00249) [0.14582]	-0.035205 (0.01338) [-2.63139]	-0.024526 (0.01031) [-2.37808]	-0.016379 (0.00944) [-1.73547]
LPFV	0.010260 (0.00212) [4.83920]	-0.009109 (0.01141) [-0.79863]	0.050056 (0.00879) [5.69283]	0.012655 (0.00805) [1.57270]
LPFV(-1)	-0.002623 (0.00252) [-1.04031]	0.022649 (0.01357) [1.66963]	-0.023170 (0.01046) [-2.21572]	-0.004402 (0.00957) [-0.45996]
LPFV(-2)	-0.004722 (0.00257) [-1.83972]	-0.019890 (0.01381) [-1.44044]	-0.045018 (0.01064) [-4.22926]	-0.018552 (0.00974) [-1.90460]
LPFV(-3)	-0.006216 (0.00255) [-2.43855]	-0.006628 (0.01371) [-0.48332]	0.002622 (0.01057) [0.24800]	-0.003952 (0.00967) [-0.40854]
LPFV(-4)	0.007178 (0.00218) [3.29240]	0.009528 (0.01173) [0.81243]	0.022379 (0.00904) [2.47527]	0.017973 (0.00827) [2.17234]
LPJNFC	0.000331 (0.00224) [0.14781]	0.062851 (0.01204) [5.22010]	0.042153 (0.00928) [4.54156]	0.019113 (0.00849) [2.25026]
LPJNFC(-1)	-0.004485 (0.00272) [-1.65044]	-0.034813 (0.01462) [-2.38117]	-0.038527 (0.01127) [-3.41847]	-0.003533 (0.01031) [-0.34257]
LPJNFC(-2)	0.000523 (0.00272) [0.19255]	-0.008762 (0.01461) [-0.59970]	0.002037 (0.01126) [0.18082]	-0.009564 (0.01031) [-0.92789]
LPJNFC(-3)	0.002043 (0.00273) [0.74865]	0.007821 (0.01468) [0.53269]	0.013426 (0.01132) [1.18627]	0.001136 (0.01036) [0.10968]
LPJNFC(-4)	0.001605 (0.00228) [0.70528]	-0.024612 (0.01224) [-2.01016]	-0.017834 (0.00944) [-1.88949]	-0.005801 (0.00864) [-0.67169]
LPJNFV	0.000493 (0.00119) [0.41531]	-0.000679 (0.00639) [-0.10631]	0.006364 (0.00492) [1.29222]	-0.008751 (0.00451) [-1.94186]

LPJNFV(-1)	-0.000873 (0.00140) [-0.62509]	-0.010762 (0.00751) [-1.43211]	-0.017163 (0.00579) [-2.96267]	0.001720 (0.00530) [0.32437]
LPJNFV(-2)	-0.001556 (0.00142) [-1.09794]	0.011249 (0.00762) [1.47539]	0.003976 (0.00588) [0.67655]	-0.003945 (0.00538) [-0.73343]
LPJNFV(-3)	0.002886 (0.00141) [2.05218]	0.001816 (0.00757) [0.24011]	0.009568 (0.00583) [1.64069]	0.009313 (0.00534) [1.74501]
LPJNFV(-4)	-0.002081 (0.00120) [-1.73502]	-0.003150 (0.00645) [-0.48814]	-0.006594 (0.00498) [-1.32550]	-0.002853 (0.00455) [-0.62667]
R-squared	0.220743	0.437809	0.405490	0.480407
Adj. R-squared	0.176191	0.405667	0.371501	0.450701
Sum sq. resids	0.189602	5.487581	3.260983	2.730839
S.E. equation	0.014039	0.075527	0.058222	0.053280
F-statistic	4.954720	13.62114	11.92981	16.17180
Log likelihood	2927.027	1214.082	1478.996	1569.303
Akaike AIC	-5.640525	-2.275211	-2.795670	-2.973090
Schwarz SC	-5.369569	-2.004255	-2.524714	-2.702133
Mean dependent	0.000878	0.001102	0.000593	0.001216
S.D. dependent	0.015468	0.097969	0.073440	0.071888
Determinant Residual Covariance		4.63E-12		
Log Likelihood		7621.276		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		7506.078		
Akaike Information Criteria		-14.29878		
Schwarz Criteria		-13.19560		

Do modelo VEC estimado na Figura 64 foi extraído o vetor de cointegração padronizado, em relação a LIBOV_medio, apresentado na Tabela 22.

Tabela 60 - Vetor de cointegração normalizado para o modelo sem constante e sem tendência – 3ª abordagem - final

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	1	-0.518285	0.589837	-0.490904
erro padrão		0.09345	0.16798	0.10444
estatística t		-5.54592	3.51130	-4.70021

Os resultados dos testes de hipótese de que cada variável presente no vetor de cointegração identificado, individualmente, não pertencia ao mesmo, ou seja, que seu coeficiente no vetor de cointegração é igual a zero, são apresentados na Tabela 23.

Tabela 61 - Teste de restrição sobre os elementos do vetor de cointegração – 3ª abordagem - final

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	B(1,1) = 0	5.634667	0.017609
LIIEV	B(1,2) = 0	8.444924	0.003661
LIINC	B(1,3) = 0	6.073029	0.013726
LIINV	B(1,4) = 0	5.174283	0.022924

A Tabela 23 apresenta os resultados dos testes de restrição sobre os coeficientes das séries no vetor de cointegração e indicaram que todas as séries em questão pertencem ao mesmo. A Tabela 22 mostra que o vetor de cointegração é estatisticamente significativo, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a série LIBOV_medio e as posições de contratos em aberto representadas pelas séries: LIIEV, LIINC e LIINV. Esse resultado indica que existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis, cujo comportamento ao longo do tempo é apresentado na Figura 65.

Figura 89 - Gráfico da relação de cointegração – 3ª abordagem - final

Os resíduos do VEC, apresentados na Figura 66, não se apresentam normalmente distribuídos quando submetidos ao teste de normalidade multivariada de Jarque-Bera, porém Cheung e Lai (1993) mostram que a estatística do traço é razoavelmente robusta a desvios da normalidade, e também, como a amostra é grande, pode ser admitida a normalidade dos resíduos com base na lei dos grandes números. Os resíduos apresentam um certo grau de heterocedasticidade, característica suportada pelo teste de Johansen.

Figura 90 - Resíduos do VEC – 3ª abordagem - final

O detalhamento das características dos resíduos da estimação do VEC, representados pelas estatísticas descritivas e os respectivos correlogramas, são apresentados pela série de Figuras numeradas de 67 a 74.

Figura 91

Figura 92

Correlogram of RES_LIBOV_MEDIO_C3

Date: 09/23/06 Time: 20:11

Sample: 1 1080

Included observations: 1018

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.008	-0.008	0.0606	0.806
		2 0.008	0.008	0.1283	0.938
		3 0.002	0.002	0.1340	0.987
		4 -0.007	-0.007	0.1783	0.996
		5 -0.027	-0.027	0.9419	0.967
		6 0.000	-0.001	0.9420	0.988
		7 -0.004	-0.003	0.9577	0.995
		8 -0.069	-0.069	5.8719	0.662
		9 -0.020	-0.021	6.2684	0.713
		10 0.012	0.013	6.4274	0.778

Figura 93 **Figura 94**

Correlogram of RES_LIIEV_C3

Date: 09/23/06 Time: 20:13

Sample: 1 1080

Included observations: 1018

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.007	-0.007	0.0493	0.824
		2 0.001	0.001	0.0509	0.975
		3 -0.014	-0.014	0.2586	0.968
		4 -0.038	-0.039	1.7693	0.778
		5 0.002	0.002	1.7737	0.879
		6 0.042	0.042	3.5520	0.737
		7 -0.005	-0.005	3.5764	0.827
		8 -0.047	-0.049	5.8196	0.667
		9 -0.030	-0.029	6.7244	0.666
		10 -0.039	-0.036	8.2577	0.604

Figura 95 **Figura 96**

Correlogram of RES_LIINC_C3

Date: 09/23/06 Time: 20:15
Sample: 1 1080
Included observations: 1018

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.001	-0.001	0.0006	0.980
		2 0.003	0.003	0.0124	0.994
		3 0.000	0.000	0.0125	1.000
		4 -0.037	-0.037	1.4243	0.840
		5 -0.037	-0.037	2.8235	0.727
		6 0.025	0.025	3.4570	0.750
		7 0.002	0.003	3.4629	0.839
		8 -0.052	-0.054	6.2180	0.623
		9 -0.003	-0.006	6.2300	0.717
		10 0.017	0.018	6.5341	0.769

Figura 97

Figura 98

A Tabela 24 apresenta os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração para as séries testadas e, a Tabela 25 mostra o resultado dos testes de restrição sobre os mesmos.

Tabela 62 - Coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries – 3ª abordagem - final

	LIBOV_medio	LIIEV	LIINC	LIINV
coeficiente	-0.012711	0.076279	-0.003125	-0.000901
erro padrão	0.00474	0.02547	0.01964	0.01797
estatística t	-2.68440	2.99439	-0.15914	-0.05015

Tabela 63 - Teste de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às séries – 3ª abordagem - final

Série	Hipótese testada sobre o vetor de cointegração	Qui-quadrado	Valor p
LIBOV_medio	$A(1,1) = 0$	5.338816	0.020856
LIIEV	$A(2,1) = 0$	4.576972	0.032404
LIINC	$A(3,1) = 0$	0.015505	0.900905
LIINV	$A(4,1) = 0$	0.001469	0.969428

Os testes de restrição sobre os coeficientes de ajustamento do vetor de cointegração às equações das respectivas séries, apresentados na Tabela 25, indicam que as séries LIINV e LIINC podem ser consideradas fracamente exógenas em relação ao conjunto de séries utilizado nesta etapa mesmo quando adotado o nível de significância de 10%. As séries LIIEV e LIBOV_medio não podem ser consideradas fracamente exógenas ao nível de 5% de significância, indicando que sofrem influência dos desequilíbrios de longo prazo identificados pelo vetor de cointegração. Os resultados desse modelo, estimado em primeiras diferenças, indicam um poder explicativo de 22,07 % (R^2) e um R^2 ajustado de 17,61%.

Este é o terceiro resultado importante deste trabalho, pois apesar das posições de contratos em aberto possuídas pelos diferentes tipos de participantes do mercado, de um dia para o outro, não serem caracterizadas como preços elas fazem parte do conjunto de informações disponível ao público e, portanto, se essas informações ajudam a explicar os preços que serão realizados no mercado a vista, a hipótese de eficiência de mercado na forma semi-forte está sendo questionada. Como era esperado o poder explicativo do modelo para a série LIBOV_medio ($R^2 = 22,7\%$) apresentou poder explicativo maior que para a série de fechamentos ($R^2 = 17,3\%$) confirmando a possibilidade de existência de volatilidade induzida nas cotações de fechamento do Índice Bovespa a vista (LIBOV_close).

Com a finalidade de se obter um modelo mais parcimonioso para a série de interesse desta etapa do trabalho foi então gerada a série de erros relativa ao vetor de cointegração desta etapa para a aplicação da metodologia GETS cujos resultados são apresentados na Figura 75.

Figura 99 - Os resultados da estimação do modelo GETS – 3ª abordagem - final

GUM(2) Modelling D_LIBOV_MEDIO by GETS (using Tr_tese_e3.XLS), 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob		
COINT_E3	-0.01271	0.00474	-2.684	0.0074		
D_LIBOV_MEDIO_1	0.04236	0.03470	1.221	0.2226		
D_LIBOV_MEDIO_2	-0.08066	0.03476	-2.321	0.0205		
D_LIBOV_MEDIO_3	-0.01727	0.03436	-0.503	0.6153		
D_LIBOV_MEDIO_4	0.02681	0.03361	0.798	0.4252		
D_LIBOV_MEDIO_5	-0.01136	0.03236	-0.351	0.7257		
D_LIIEV_1	-0.01868	0.00734	-2.546	0.0111		
D_LIIEV_2	-0.00568	0.00754	-0.754	0.4513		
D_LIIEV_3	-0.00521	0.00743	-0.702	0.4827		
D_LIIEV_4	-0.00054	0.00597	-0.091	0.9276		
D_LIIEV_5	-0.00495	0.00587	-0.844	0.3990		
D_LIINC_1	0.02642	0.01157	2.283	0.0226		
D_LIINC_2	0.00330	0.01174	0.281	0.7784		
D_LIINC_3	0.00215	0.01155	0.186	0.8523		
D_LIINC_4	-0.00016	0.00910	-0.017	0.9863		
D_LIINC_5	0.00049	0.00892	0.055	0.9559		
D_LIINV_1	-0.01022	0.01130	-0.904	0.3662		
D_LIINV_2	0.00320	0.01139	0.281	0.7790		
D_LIINV_3	0.00931	0.01115	0.835	0.4039		
D_LIINV_4	0.00641	0.00925	0.693	0.4883		
D_LIINV_5	0.00868	0.00846	1.027	0.3048		
LBCOC	-0.00074	0.00236	-0.313	0.7547		
LBCOC_1	0.00787	0.00357	2.206	0.0276		
LBCOC_2	-0.00626	0.00394	-1.589	0.1124		
LBCOC_3	-0.00248	0.00393	-0.631	0.5279		
LBCOC_4	-0.00026	0.00297	-0.087	0.9306		
LBCOV	0.00195	0.00367	0.532	0.5948		
LBCOV_1	-0.00994	0.00546	-1.819	0.0692		
LBCOV_2	0.01281	0.00591	2.169	0.0303		
LBCOV_3	0.00080	0.00585	0.138	0.8906		
LBCOV_4	-0.00261	0.00448	-0.583	0.5601		
D_LIIEC	0.05152	0.00697	7.393	0.0000		
D_LIIEC_1	0.03139	0.00890	3.526	0.0004		
D_LIIEC_2	-0.01174	0.00905	-1.296	0.1952		
D_LIIEC_3	-0.01668	0.00892	-1.870	0.0618		
D_LIIEC_4	-0.00757	0.00731	-1.035	0.3011		
LPFC	-0.00688	0.00231	-2.976	0.0030		
LPFC_1	0.00351	0.00300	1.169	0.2428		
LPFC_2	0.00074	0.00305	0.244	0.8071		
LPFC_3	-0.00050	0.00305	-0.163	0.8704		
LPFC_4	0.00036	0.00249	0.146	0.8841		
LPFV	0.01026	0.00212	4.839	0.0000		
LPFV_1	-0.00262	0.00252	-1.040	0.2985		
LPFV_2	-0.00472	0.00257	-1.840	0.0661		
LPFV_3	-0.00622	0.00255	-2.439	0.0149		
LPFV_4	0.00718	0.00218	3.292	0.0010		
LPJNFC	0.00033	0.00224	0.148	0.8825		
LPJNFC_1	-0.00449	0.00272	-1.650	0.0992		
LPJNFC_2	0.00052	0.00272	0.193	0.8473		
LPJNFC_3	0.00204	0.00273	0.749	0.4542		
LPJNFC_4	0.00161	0.00228	0.705	0.4808		
LPJNFV	0.00049	0.00119	0.415	0.6780		
LPJNFV_1	-0.00087	0.00140	-0.625	0.5321		
LPJNFV_2	-0.00156	0.00142	-1.098	0.2725		
LPJNFV_3	0.00289	0.00141	2.052	0.0404		
LPJNFV_4	-0.00208	0.00120	-1.735	0.0831		
RSS	0.18960	sigma	0.01404	R^2	0.22074	Radj^2
LogLik	4371.50658	AIC	-8.47840	HQ	-8.37551	SC
T	1018	p	56	FpNull	0.00000	FpConst
		value	prob	alpha		

Chow(516:1)	0.8180	0.9862	0.0100
Chow(923:1)	0.5689	0.9997	0.0100
normality test	21.6751	0.0000	0.0000
AR 1-4 test	1.6475	0.1602	0.0100
ARCH 1-4 test	11.4550	0.0000	0.0000
hetero test	1.8298	0.0000	0.0000

Significance levels (alpha) set for subsequent tests; 3 tests with alpha = 0 excluded.

Stage-0 (Step 1): F presearch testing (lag-order preselection)

Check lag 5 : F-prob =0.7900, Tests failed = 0;

Check lag 4 : F-prob =0.2598, Tests failed = 0;

Check lag 3 : F-prob =0.2384, Tests failed = 1; Invalid reduction.

Stage-0: General model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

		Coeff	StdError	t-value	t-prob		
COINT_E3		-0.01139	0.00455	-2.504	0.0124		
D_LIBOV_MEDIO_1		0.04159	0.03451	1.205	0.2285		
D_LIBOV_MEDIO_2		-0.09310	0.03409	-2.731	0.0064		
D_LIBOV_MEDIO_3		-0.03287	0.03262	-1.008	0.3139		
D_LIIEV_1		-0.01903	0.00730	-2.609	0.0092		
D_LIIEV_2		-0.00654	0.00736	-0.888	0.3746		
D_LIIEV_3		-0.00682	0.00587	-1.162	0.2454		
D_LIINC_1		0.02839	0.01153	2.462	0.0140		
D_LIINC_2		0.00043	0.01145	0.037	0.9701		
D_LIINC_3		0.00228	0.00892	0.255	0.7986		
D_LIINV_1		-0.01162	0.01120	-1.037	0.2998		
D_LIINV_2		0.00210	0.01099	0.191	0.8487		
D_LIINV_3		0.00847	0.00899	0.942	0.3466		
LBCOC		-0.00056	0.00234	-0.238	0.8117		
LBCOC_1		0.00841	0.00356	2.363	0.0183		
LBCOC_2		-0.00713	0.00391	-1.824	0.0684		
LBCOC_3		-0.00208	0.00295	-0.705	0.4807		
LBCOV		0.00203	0.00363	0.558	0.5767		
LBCOV_1		-0.01173	0.00542	-2.163	0.0308		
LBCOV_2		0.01483	0.00579	2.562	0.0106		
LBCOV_3		-0.00220	0.00445	-0.495	0.6208		
D_LIIEC		0.05057	0.00693	7.298	0.0000		
D_LIIEC_1		0.03188	0.00887	3.594	0.0003		
D_LIIEC_2		-0.01169	0.00887	-1.318	0.1877		
D_LIIEC_3		-0.01696	0.00721	-2.352	0.0189		
LPFC		-0.00692	0.00229	-3.021	0.0026		
LPFC_1		0.00356	0.00299	1.190	0.2342		
LPFC_2		0.00088	0.00303	0.291	0.7710		
LPFC_3		-0.00042	0.00245	-0.171	0.8644		
LPFV		0.01049	0.00210	4.999	0.0000		
LPFV_1		-0.00164	0.00250	-0.657	0.5113		
LPFV_2		-0.00359	0.00252	-1.429	0.1533		
LPFV_3		-0.00199	0.00216	-0.925	0.3553		
LPJNFC		0.00024	0.00222	0.108	0.9141		
LPJNFC_1		-0.00397	0.00269	-1.476	0.1403		
LPJNFC_2		0.00095	0.00270	0.353	0.7238		
LPJNFC_3		0.00279	0.00226	1.237	0.2162		
LPJNFV		0.00029	0.00117	0.251	0.8015		
LPJNFV_1		-0.00096	0.00139	-0.688	0.4914		
LPJNFV_2		-0.00191	0.00140	-1.363	0.1731		
LPJNFV_3		0.00160	0.00118	1.349	0.1777		
RSS	0.19317	sigma	0.01406	R^2	0.20608	Radj^2	0.17358
LogLik	4362.01789	AIC	-8.48923	HQ	-8.41390	SC	-8.29085
T	1018	p	41	FpNull	0.00000	FpGUM	0.25982

Stage-0 (Step 2): F presearch testing (top-down)

```

Remove 1 variable with t-prob > 0.9701 : F-prob =0.3201, Tests failed = 0;
Remove 2 variables with t-prob > 0.9141 : F-prob =0.3835, Tests failed = 0;
Remove 3 variables with t-prob > 0.8644 : F-prob =0.4474, Tests failed = 0;
Remove 4 variables with t-prob > 0.8487 : F-prob =0.5071, Tests failed = 0;
Remove 5 variables with t-prob > 0.8117 : F-prob =0.5683, Tests failed = 0;
Remove 6 variables with t-prob > 0.8015 : F-prob =0.6267, Tests failed = 0;
Remove 7 variables with t-prob > 0.7986 : F-prob =0.6800, Tests failed = 0;
Remove 8 variables with t-prob > 0.7710 : F-prob =0.7284, Tests failed = 0;
Remove 9 variables with t-prob > 0.7238 : F-prob =0.7676, Tests failed = 0;
Remove 10 variables with t-prob > 0.6208 : F-prob =0.7874, Tests failed = 0;
Remove 11 variables with t-prob > 0.5767 : F-prob =0.8160, Tests failed = 0;
Remove 12 variables with t-prob > 0.5113 : F-prob =0.8309, Tests failed = 0;
Remove 13 variables with t-prob > 0.4914 : F-prob =0.8441, Tests failed = 0;
Remove 14 variables with t-prob > 0.4807 : F-prob =0.8240, Tests failed = 0;
Remove 15 variables with t-prob > 0.3746 : F-prob =0.8438, Tests failed = 0;
Remove 16 variables with t-prob > 0.3553 : F-prob =0.8127, Tests failed = 0;
Remove 17 variables with t-prob > 0.3466 : F-prob =0.7847, Tests failed = 0;
Remove 18 variables with t-prob > 0.3139 : F-prob =0.7985, Tests failed = 0;
Remove 19 variables with t-prob > 0.2998 : F-prob =0.7873, Tests failed = 0;
Remove 20 variables with t-prob > 0.2454 : F-prob =0.8102, Tests failed = 0;
Remove 21 variables with t-prob > 0.2342 : F-prob =0.7019, Tests failed = 0;
Remove 22 variables with t-prob > 0.2285 : F-prob =0.6350, Tests failed = 0;
Remove 23 variables with t-prob > 0.2162 : F-prob =0.4966, Tests failed = 0;
Remove 24 variables with t-prob > 0.1877 : F-prob =0.4662, Tests failed = 0;
Remove 25 variables with t-prob > 0.1777 : F-prob =0.4793, Tests failed = 0;
Remove 26 variables with t-prob > 0.1731 : F-prob =0.3468, Tests failed = 0;
Remove 27 variables with t-prob > 0.1533 : F-prob =0.0064, Tests failed = 2; Invalid
+reduction.

```

Stage-0: General model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob
COINT_E3	-0.01130	0.00424	-2.665	0.0078
D_LIBOV_MEDIO_2	-0.10268	0.03016	-3.405	0.0007
D_LIIEV_1	-0.01833	0.00650	-2.818	0.0049
D_LIINC_1	0.02298	0.00857	2.683	0.0074
LBCOC_1	0.00630	0.00257	2.451	0.0144
LBCOC_2	-0.00721	0.00253	-2.846	0.0045
LBCOV_1	-0.00909	0.00393	-2.311	0.0211
LBCOV_2	0.01208	0.00394	3.067	0.0022
D_LIIEC	0.05333	0.00627	8.500	0.0000
D_LIIEC_1	0.03046	0.00698	4.364	0.0000
D_LIIEC_3	-0.01463	0.00618	-2.367	0.0181
LPFC	-0.00340	0.00094	-3.623	0.0003
LPFV	0.01026	0.00156	6.574	0.0000
LPFV_2	-0.00787	0.00157	-5.007	0.0000
LPJNFC_1	-0.00006	0.00066	-0.091	0.9278

RSS	0.19829	sigma	0.01406	R^2	0.18503	Radj^2	0.17366
LogLik	4348.69873	AIC	-8.51414	HQ	-8.48658	SC	-8.44157
T	1018	p	15	FpNull	0.00000	FpGUM	0.34677

Stage-0 (Step 3): F presearch testing (top-down)

```

Remove 1 variable with t-prob > 0.9278 : F-prob =0.3868, Tests failed = 0;
Remove 2 variables with t-prob > 0.0211 : F-prob =0.2366, Tests failed = 0;
Remove 3 variables with t-prob > 0.0181 : F-prob =0.1375, Tests failed = 0;
Remove 4 variables with t-prob > 0.0144 : F-prob =0.0938, Tests failed = 2; Invalid
+reduction.

```

Stage-0 (Step 4): F presearch testing (bottom-up)

```

Found 11 variables with t-prob < 0.0100.
Include 11 variables with t-prob < 0.0144 : F-prob =0.0938, Tests failed = 1;
Include 12 variables with t-prob < 0.0181 : F-prob =0.1375, Tests failed = 0; Valid r
+reduction found.

```

Stage-0 (Step 5): No additional restriction imposed by the bottom-up reduction.

Stage-1: General model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
COINT_E3	-0.01081	0.00421	-2.569	0.0103			
D_LIBOV_MEDIO_2	-0.11045	0.02996	-3.687	0.0002			
D_LIIEV_1	-0.01329	0.00621	-2.140	0.0326			
D_LIINC_1	0.01335	0.00770	1.734	0.0832			
LBCOC_1	0.00471	0.00246	1.918	0.0555			
LBCOC_2	-0.00559	0.00244	-2.289	0.0223			
LBCOV_2	0.00300	0.00078	3.836	0.0001			
D_LIIEC	0.05363	0.00629	8.524	0.0000			
D_LIIEC_1	0.02516	0.00656	3.835	0.0001			
LPFC	-0.00343	0.00090	-3.820	0.0001			
LPFV	0.01075	0.00156	6.913	0.0000			
LPFV_2	-0.00849	0.00157	-5.422	0.0000			
RSS	0.20037	sigma	0.01411	R^2	0.17648	Radj^2	0.16748
LogLik	4343.38845	AIC	-8.50960	HQ	-8.48756	SC	-8.45154
T	1018	p	12	FpNull	0.00000	FpGUM	0.13751

Stage-1: Multiple-path encompassing search

```

Path 1: Check variables with t-prob > 0.0010 .f
Path 2: Check variables with t-prob > 0.0100 .c
Path 3: Check variables with t-prob > 0.0500 .f
Path 4: Remove D_LIINC_1 .f
Path 5: Remove LBCOC_1 .f
Path 6: Remove D_LIIEV_1 .f
Path 7: Remove LBCOC_2 .f
Path 8: Remove COINT_E3 ....*t

```

Unique valid reduction found -> General

Stage-2: General model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

	Coeff	StdError	t-value	t-prob			
D_LIBOV_MEDIO_2	-0.10579	0.02995	-3.532	0.0004			
LBCOC_1	0.00491	0.00214	2.292	0.0221			
LBCOC_2	-0.00417	0.00214	-1.945	0.0521			
LBCOV_2	0.00216	0.00072	3.014	0.0026			
D_LIIEC	0.05228	0.00627	8.344	0.0000			
D_LIIEC_1	0.02534	0.00641	3.956	0.0001			
LPFC	-0.00372	0.00089	-4.172	0.0000			
LPFV	0.01041	0.00151	6.903	0.0000			
LPFV_2	-0.00983	0.00151	-6.533	0.0000			
RSS	0.20231	sigma	0.01416	R^2	0.16851	Radj^2	0.16192
LogLik	4338.48489	AIC	-8.50586	HQ	-8.48933	SC	-8.46232
T	1018	p	9	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05127

Stage-2: Multiple-path encompassing search

```

Path 1: Check variables with t-prob > 0.0010 .f
Path 2: Check variables with t-prob > 0.0100 .f
Path 3: Check variables with t-prob > 0.0500 .f
Path 4: Remove LBCOC_2 .c
Path 5: Remove LBCOC_1 .f

```

No valid reduction found: General -> Specific.

Specific model of D_LIBOV_MEDIO, 7 - 1024

		Coeff	StdError	t-value	t-prob	Split1	Split2	reliable
D_LIBOV_MEDIO_2		-0.10579	0.02995	-3.532	0.0004	0.0100	0.0002	1.0000
LBCOC_1		0.00491	0.00214	2.292	0.0221	0.0255	0.2661	0.0000
LBCOC_2		-0.00417	0.00214	-1.945	0.0521	0.0827	0.3699	0.0000
LBCOV_2		0.00216	0.00072	3.014	0.0026	0.0172	0.0001	1.0000
D_LIIEC		0.05228	0.00627	8.344	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
D_LIIEC_1		0.02534	0.00641	3.956	0.0001	0.0002	0.0000	1.0000
LPFC		-0.00372	0.00089	-4.172	0.0000	0.0034	0.0000	1.0000
LPFV		0.01041	0.00151	6.903	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
LPFV_2		-0.00983	0.00151	-6.533	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
RSS	0.20231	sigma	0.01416	R^2	0.16851	Radj^2	0.16192	
LogLik	4338.48489	AIC	-8.50586	HQ	-8.48933	SC	-8.46232	
T	1018	p	9	FpNull	0.00000	FpGUM	0.05127	
		value	prob					
Chow(516:1)		0.6944	1.0000					
Chow(923:1)		0.5650	0.9998					
AR 1-4 test		3.2292	0.0120					

Dentre os modelos gerados pela metodologia GETS neste trabalho este foi o único que apresentou a variável independente defasada entre as variáveis explicativas, sendo essa presença representada pela segunda defasagem dessa série. A análise dos resultados indica a preponderância dessa série no modelo, quando considerada individualmente. À primeira vista esse fato atenua a importância das demais séries presentes no modelo e não confirma a força dos resultados encontrados nos modelos estimados anteriormente, porém pode ser observado que a composição gerada pelos coeficientes das demais variáveis é muito importante, pois quando essas séries são excluídas o poder explicativo do modelo cai de 16,8 % para 3,3 %, indicando a existência de conteúdo informacional relevante nas mesmas. Este resultado foi confirmado pela aplicação do teste de Wald que rejeitou fortemente a hipótese de que os coeficientes dessas variáveis é igual a zero (estatísticas: $F = 18,31$ e Qui-quadrado = 128,2 , ambas indicando valor de probabilidade zero).