



FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

11-A

Formação de Preços de Commodities no Brasil

Marcos Faria Gomes

São Paulo
2002

Formação de Preços de Commodities no Brasil

Banca examinadora :

Prof. Orientador Fernando Garcia

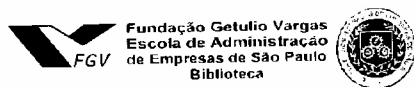
Prof. Vera Lucia Fava

Prof. Arthur Barrionuevo Filho

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

Formação de Preços de Commodities no Brasil

Marcos Faria Gomes



458/2002



1200200458

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação da FGV/EAESP como requisito para a obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Fernando Garcia

São Paulo
2002

GOMES, M. F. (2002) *Formação de Preços de Commodities no Brasil*. Dissertação de Mestrado, FGV-Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Área de Concentração: Economia de Empresas, São Paulo, 52 p.

Resumo: Este trabalho trata do estudo da formação de preços no mercado de commodities brasileiro. O enfoque teórico fornecido pela *Microstructure Theory* foi utilizado juntamente com o instrumental econométrico da análise de cointegração por meio do método de Johansen. Os resultados demonstraram que o mercado brasileiro é tomador de preços apesar de influenciar as cotações internacionais.

Palavras-Chaves: Econometria, Análise de Cointegração, Raiz Unitária, *Microstructure Theory*, Formação de Preços (*Price Discovery*), Commodities.

S	
Data	21.03
	333.172 (81)
Tempo	458/2002
	G633 f Din. 2.1

SP-00025201-1

Aos amigos,
Dr. José Marcio Rego e
Ms. Paulo Sérgio de O. S. Gala.

Agradecimentos

Os mais sinceros agradecimentos ao Prof. Dr. Fernando Garcia pela compreensão e orientação, ambas de inestimável valor.

Agradeço à Prof. Vera Lucia Fava (FEA/USP) pelos ensinamentos na área de séries temporais sem os quais este trabalho não se realizaria.

À Ms. Andrea Camara Bandeira pelo auxílio na análise dos dados.

Devo meus agradecimentos ao Centro de Estudos em Economia Aplicada da ESALQ/USP, pela disponibilização dos dados, especialmente à funcionaria Renata (informática) por todo auxílio prestado.

Por último, agradeço à CAPES pelo imprescindível apoio financeiro.

Sumário

Introdução	1
1 Formação de Preços.....	5
1.1 O enfoque clássico	5
1.2 <i>Market Microstructure Theory</i>	8
1.2.1 Formação de Preços nos Mercados Futuros e à Vista.....	11
1.2.2 Formação de Preços em Mercados Distintos	12
2 Fundamentos Econométricos	18
2.1 Testes de Raiz Unitária.....	18
2.1.1 Teste Dickey-Fuller (DF)	19
2.1.1.2 Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	22
2.1.2 Teste Dickey-Pantulla	22
2.2 Análise de Cointegração.....	26
2.2.1 O Método Engler-Granger.....	26
2.2.2 O Método de Johansen	29
2.2.2.1 Exogeneidade	32
3 Formação de Preços de Commodities no Brasil	33
3.1 Base de Dados	33
3.2 Procedimentos.....	35
3.3 Resultados.....	36
3.3.1 Testes de Raiz Unitária.....	36
3.3.2 Análise de Cointegração.....	39
3.3.3 Modelo de Correção de Erro	41
4 Conclusão	45
Referências Bibliográficas	50
Anexos	53

Introdução

As commodities compõe a maior parcela da pauta de exportação de muitos países em desenvolvimento. Na maioria destes países as commodities perfazem quase que a totalidade das exportações constituindo-se como a principal fonte de renda e de receitas. No Brasil, um país industrializado com significativa diversificação do seu sistema produtivo, as receitas de exportações de commodities ainda representam parcela expressiva do total das exportações. A dependência em um rol restrito de produtos termina por criar uma vulnerabilidade tanto do setor público quanto do privado. O setor público além de ter como fonte principal de receitas a taxaço dos produtos de exportação, geralmente arca com o custo de programas de suporte de preços. O planejamento da produção pelo setor privado deve se realizar em um contexto de extrema incerteza, dada a alta variabilidade de preços destes produtos.

Devido a variação cíclica de preços que caracteriza os preços das commodities várias foram as tentativas para se estabilizar os preços internacionalmente. VARANGIS, P, and LARSON, D. (1996)¹ descrevem os instrumentos para se lidar com incerteza associada ao movimento de preços das commodities. Basicamente há duas classes de instrumentos:

(a) os instrumentos cujo objetivo é reduzir a volatilidade dos preços, ou seja, tornar a distribuição dos preços menos variável. Neste caso temos os Acordos Internacionais de Commodities (AIC) e programas governamentais de sustentação de preços, por exemplo, Políticas de Preços Mínimos e Estoques Reguladores. Vários foram os AIC que surgiram a partir de 1950 visando administrar o mercado internacional de commodities, mas em 1996 todos já haviam sido abandonados. Essas tentativas de implantação de uma política internacional para evitar excessivas flutuações de preços das commodities e garantir as receitas provenientes das exportações, revelaram-se de baixa eficácia. As políticas públicas de estoques reguladores, além de dispendiosa – comprometiam as finanças públicas já que o governo assumia os riscos de preços apresentados por estes produtos – e pouco eficientes, não garantiram a estabilidade de

¹ O trabalho de VARANGIS & LARSON, constitui uma síntese da literatura nesta área. A introdução deste trabalho baseia-se no trabalho destes autores.

preços. As desvantagens e o pouco sucesso destes instrumentos levou a criação de outros instrumentos para se lidar com a vulnerabilidade decorrente da incerteza de preços das commodities, o que nos leva ao item seguinte.

(b) Os instrumentos que visam tornar os preços das commodities mais previsíveis. Com o fim dos AIC o mercado destes produtos tem passado por um processo de liberalização comercial. Este novo cenário fez com que o custo de arcar com a incerteza de preços fosse redistribuído. O setor privado, composto por *traders* e produtores, tem arcado com o ônus de mudanças não antecipadas nos preços em maiores proporções do que o setor público. Como consequência, observa-se o surgimento de importantes instrumentos visando reduzir a incerteza proveniente de mudanças de preços não antecipadas das commodities. Dentre esses instrumentos destacam-se os derivativos, tais como opções, mercados futuros, *swaps* etc. Segundo VARANGIS, P, and LARSON, D. (*op. cit.*) os autores são quatro as principais vantagens dos instrumentos derivativos de commodities sobre a intervenção governamental:

- 1) baseiam-se em preços determinados pelo mercado ao invés dos preços determinados administrativamente pelos governos.
- 2) o risco é assumido por atores mais preparados e dispostos a assumi-lo.
- 3) derivativos podem ser ligados a instrumentos financeiros, viabilizando o financiamento a baixo custo.
- 4) na maioria dos casos eles custam menos que os programas de intervenção governamental.

Os autores salientam que os derivativos não possuem os mesmos objetivos dos programas de suporte de preços governamentais. Eles foram criados com o intuito de reduzir a incerteza de preço e receita. Esses instrumentos não evitaram a deterioração secular dos preços das commodities. Eles podem levar a uma estabilidade de preços somente no curto prazo, suavizando as flutuações de preços. Assim, governo e setor privado podem se ajustar gradualmente às tendências de longo prazo nos preços das commodities. O uso destes instrumentos pelos países em desenvolvimento que são dependentes de commodities tem aumentado grandemente no período recente.

A adoção da estratégia do uso de derivativos para reduzir as incertezas do processo de produção e comercialização, ou seja, a vulnerabilidade de tais países faz com que o estudo daquele mercado seja altamente relevante.

O estudo da formação de preços das commodities também reveste-se de importância no contexto da estrutura produtiva brasileira. Os produtores nacionais de commodities metálicas, particularmente alumínio, frequentemente são responsabilizados por suposta formação de cartel e manipulação de preços. A metodologia utilizada neste trabalho traz elementos que podem ajudar no esclarecimento desta controversa acusação acerca do poder de monopólio desfrutado pelos produtores nacionais de commodities metálicas.

Assim, identificada a grande importância econômica das commodities para um amplo conjunto de países, e particularmente para o Brasil, a análise do processo de formação de preços destes produtos é de extrema relevância para subsidiar a formação de políticas que visem aperfeiçoar o funcionamento destes mercados.

Desta forma, este trabalho tem como objetivo trazer contribuições para o estudo da formação de preços destes produtos. Dada a estrutura internacional do mercado de commodities, o presente trabalho procura avaliar o processo pelo qual os preços das commodities são formados no Brasil. Particularmente, será avaliada a contribuição do mercado brasileiro na formação do preço das commodities no mercado internacional. Ou seja, procuraremos avaliar se o mercado brasileiro de commodities segue simplesmente qualquer mudança de preço ocorrida em um mercado líder, caracterizando-se como um mercado redundante em termos de informação.

Este trabalho está dividido em três partes distintas. Na primeira será exposto os conceitos teóricos relevantes para o tema através da apresentação dos principais trabalhos desenvolvidos na área. A *Teoria da Microestrutura* que fornecerá a estrutura teórica para análise do problema em questão, será abordada mais detalhadamente pois se constitui um enfoque teórico relativamente novo e por vezes ainda desconhecido dos pesquisadores de economia. Ainda nesta primeira parte apresentaremos a fundamentação teórica dos testes de raiz unitária que será de suma importância para o desenvolvimento da seção seguinte.

Após o aparato teórico que será empregado neste estudo ter sido discutido a segunda parte tratará da análise empírica. O modelo econométrico será apresentado em detalhe, assim como sua articulação com os conceitos teóricos apresentados anteriormente. Nesta seção realizar-se-á, através da análise de cointegração, os testes empíricos que fornecerão a base para julgarmos a formação de preços de commodities no Brasil. Finalmente, a conclusão, fará uma síntese do que foi desenvolvido previamente, elencando os principais resultados.

1. Formação de preços

Neste capítulo será apresentado a revisão da literatura sobre o conceito de formação de preços. Introdutoriamente o capítulo tratará sobre o enfoque clássico do tema, a abordagem microeconômica clássica do leiloeiro walrasiano. Em seguida, o enfoque desenvolvido pela *Market Microstructure Theory* será exposto mais detalhadamente pois se constitui o fundamento teórico do presente trabalho. A abrangência da revisão da literatura será limitada ao ponto em que permitir a contextualização desta pesquisa dentro daquele corpo teórico. Por último, serão discutidos divergências metodológicas entre dois artigos que tratam exatamente do tema desta pesquisa e o capítulo se encerrará ao indicar o artigo que servirá de base teórica a este trabalho.

1.1 O enfoque clássico

A determinação de preços num equilíbrio competitivo dentro da clássica teoria microeconômica é alcançado quando todo excesso de demanda e oferta deixa de existir. Em termos gráficos isso ocorre na intersecção da curva de oferta e demanda de uma dada mercadoria. Em que P^* e Q^* é o preço e quantidade de equilíbrio respectivamente.

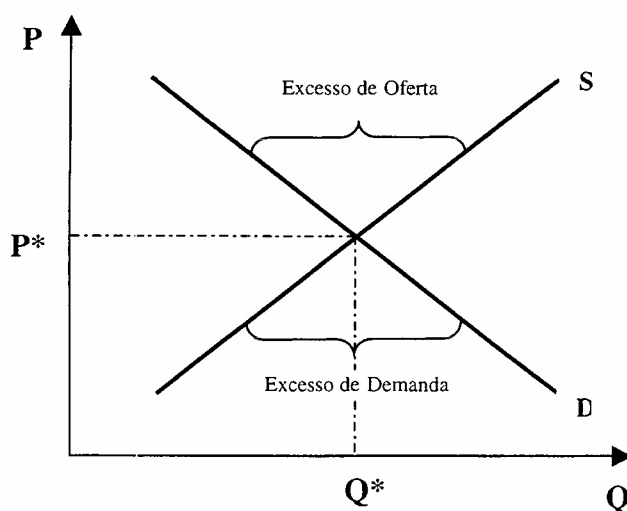


Figura1. Preço de equilíbrio

O processo de formação de preços é representado através da conhecida figura do leiloeiro walrasiano. Este é incumbido de fazer o casamento das demandas e ofertas dos negociadores a fim de encontrar o preço de equilíbrio que iguala a quantidade ofertada à quantidade demandada.

A função desempenhada pelo leiloeiro pode ser facilmente entendida. Inicialmente as demandas de vendedores e compradores são recebidas pelo leiloeiro. Este anuncia um possível preço de negociação e os negociadores anunciam suas ótimas demandas àquele preço. Se a quantidade demandada (ofertada) pelo preço anunciado exceder a quantidade ofertada (demandada), caracterizando um excesso de demanda (oferta), o leiloeiro anunciará um preço maior (menor) e repetirá a negociação. Não há negociação enquanto houver negociadores dispostos a reverem seus pedidos (compra e venda). Um novo preço é sugerido, os pedidos são revistos e o processo continua até que não haja mais revisão dos pedidos. O leilão terminará e o mercado estará em equilíbrio competitivo quando cada negociador submete seu ótimo pedido àquele preço de equilíbrio e àquele preço a quantidade ofertada é igual a quantidade demandada.

Dentre as principais características do mecanismo de formação de preços desempenhada pelo leiloeiro, destacamos:

- a) o preço surge de uma sequência de tentativas (*tattonement*) ou leilões prévios.
- b) os negociantes são tomadores de preços e destituídos de qualquer incentivo em falsear suas preferências visando extrair vantagens.
- c) não há comercialização fora do equilíbrio
- d) quantidades demandadas e ofertadas precisam ser conhecidas, assim sinais de excesso podem ser determinados.
- e) o leiloeiro walrasiano não toma nenhuma posição na negociação e atua apenas como um redirecionador das quantidades dos vendedores aos compradores até que não haja mais excesso de demanda. A atividade do leiloeiro não apresenta custo.
- f) não há fricção no processo de troca
- g) é atemporal

“The equilibrium price thus emerges as the natural outcome of an unseen trading game in which buyers and sellers costlessly exchange assets.” O’Hara (1995).

Hahn F. (1992) afirma que a ficção do leiloeiro walrasiano é consequência de uma lacuna teórica que apresenta certa dificuldade lógica. Segundo o autor, se os preços devem ser modificados por agentes econômicos da teoria, ou seja, por famílias e firmas, então não é fácil de ver como aqueles mesmos agentes também tratam preços como tomados exogenamente, uma exigência dos modelos de competição perfeita.

Podemos verificar que segundo Hahn (op. cit.) a concepção da figura do leiloeiro tinha como objetivo maior suprir uma deficiência teórica de um modelo com grande nível de generalidade e não visava explicar em absoluto todos os processos de formação de preços da economia. Portanto, criticar a figura teórica do leiloeiro devido suas deficiências em explicar a formação de preço em vários mercados no mundo moderno parece-nos descabida. A figura do leiloeiro é controvertida e causadora de polêmicas e querelas dentro do círculo acadêmico. Como o objetivo deste trabalho não contempla a solução de tais controvérsias, nos deteremos em apresentar os argumentos críticos, geralmente colocados por pesquisadores cujos trabalhos apresentam forte conteúdo empírico, sobre as insuficiências do modelo do leiloeiro walrasiano em capturar a “verdadeira” formação de preços.

O’Hara (op. cit.) afirma que no mercado financeiro há casos em que a formação de preços está muito próxima da figura do leiloeiro walrasiano, porém em outros, são completamente diferentes, com participantes desenvolvendo funções que estão bem longe das desempenhadas pelo passivo leiloeiro. Segundo a autora, o modelo walrasiano carece de poder explicativo devido as seguintes características:

- a) a dimensão do tempo na oferta e demanda afeta os preços no mercado
- b) a presença de custo na negociação, que poderiam ser explícitos, tais como taxas, comissões etc. ou custos implícitos tais como, o custo da imediata realização do negócio. Este custo advém da dimensão temporal, quando negociantes possuem demandas distintas no tempo.

- c) estruturas específicas de mercado afetam o preço de equilíbrio. Assim o mercado não seria apenas um canal de um resultado inevitável, mas levaria a um novo preço de equilíbrio.
- d) como mecanismos específicos de negociação também afetam o comportamento dos negociantes, a exogeneidade dos fluxos de pedidos de compra e venda não é observada.

Segundo a autora o processo de formação de preços caracterizar-se-ia por uma complexidade bem maior do que aquela descrita pelo leiloeiro walrasiano.

Visando suprir as deficiências da microeconomia em explicar a formação de preços, um ramo da economia financeira conhecida como *Market Microstructure* se propõe a modelar a formação de preços, o assunto deixado para a “caixa preta” na teoria econômica. Enquanto a microeconomia se abstrai de qualquer mecanismo de comercialização, a *Market Microstructure Theory* analisa como mecanismos específicos de comercialização terminam por afetar o processo de formação de preços. À explanação deste assunto será dedicado o próximo tópico.

1.2 *Market Microstructure Theory*

Este ramo da economia financeira, “*Microstructure Theory*”, tem aperfeiçoado a teoria microeconômica e principalmente os métodos empíricos visando entender todos os fatores envolvidos no processo pelo qual os preços são formados na economia, particularmente em determinados mercados específicos. Aproximando a economia das finanças este aparato teórico objetiva modelar a formação de preços, ou seja, estudar o processo pelo qual as demandas dos investidores são convertidas em transações.

Market microstructure is the study of the process and outcomes of exchanging assets under explicit trading rules. (O’HARA, 1995).

A hipótese fundamental é de que os mecanismos pelos quais o processo negociação ocorre terminam por alterar o resultado final: o preço negociado. Devido a

uma variedade de fricções de mercado toda a informação relevante não necessariamente está revelada nos preços. Segundo Madhavan (2000), o papel da informação na teoria econômica assume grande importância já que modelos teóricos demonstram que o comportamento dos agentes e conseqüentemente os resultados obtidos pelos mercados são altamente sensíveis às hipóteses assumidas previamente sobre a estrutura de informações. Assim a *Market microstructure theory* insere-se dentro do campo de pesquisa conhecido como *a economia da informação*.

Scheiber e Schwartz (1986) salientam que, a maioria dos estudos referentes a eficiência dos mercados não considera o processo pelo qual a nova informação se traduz em ordens de compra ou venda, como ordens se traduzem em transações ou o que este processo do mundo real significa sobre a informação contida no preços dos ativos negociados. Logo, a preocupação dos autores se dirige ao entendimento de como a nova informação é incorporada nos preços.

A pesquisa sobre economia da informação contida na *microstructure theory* é didaticamente subdividida por Madhavan (2000) em quatro grandes grupos, a saber:

- 1) Formação de Preços
- 2) Estrutura de Mercados e questões envolvendo *design*
- 3) Revelação de informação
- 4) Questões de informação que advém da inter-relação entre *Market microstructure* e outras áreas de finanças, tais como *corporate finance*, precificação de ativos, finanças internacionais etc.

O presente trabalho encontra-se situado no contexto do primeiro tópico. Apresentaremos em seguida os principais trabalhos que se relacionam diretamente com o assunto em questão, ou seja, a *formação de preços* na *Microstructure Theory*. Nosso objetivo é situar o este trabalho de pesquisa no contexto do corpo teórico recentemente desenvolvido e apresentar os principais conceitos do ferramental teórico.

A Formação de Preço (*Price Discovery*) é o processo pelo qual cada mercado tenta encontrar seu preço de equilíbrio (Schreiber and Schwartz, 1986). Este processo depende das informações que cada *trader* dispõe a cada momento, assim a *formação de*

preço é o processo pelo qual toda a informação pública e/ou privada relevante é incorporada aos preços. O'Hara (1995) e Madhavan (2000) ressaltam que a *Microstructure Theory* busca fornecer uma alternativa aos modelos Walrasianos friccionais para se entender os mecanismos de formação de preços. O processo pelo qual nova informação é assimilada pelos preços assume relevância nos modelos desenvolvidos em estudos recentes neste campo.

Os mercados de ações e derivativos apresentam características que facilitam a modelagem da formação de preços nestes mercados facilitando o entendimento de como a nova informação é assimilada pelos preços. Então estes mercados são utilizados largamente como laboratório para o desenvolvimento de novas teorias e testes empíricos. Dentre tais características podemos citar a regularidade de funcionamento, o fato de possuírem regras claras de negociação e uma das mais importantes, são geradores de dados de alta frequência, o que permite um estudo mais acurado por parte dos pesquisadores.

Os autores SCHWARTZ & SCHREIBER (1986) afirmam que vários aspectos institucionais acabam por dificultar o processo de *price discovery*. Dentre eles estão: o procedimento para abertura das negociações na bolsa, o papel desempenhado pelos *dealers* e especialistas na determinação das cotações e o amplo sistema eletrônico que gera rápida disseminação de informação do “chão” do pregão para a comunidade de investidores. O fluxo de ordens (pedidos de compra e venda) que depende também das expectativas dos negociadores e do *design* do sistema de negociação são afetados pelas comissões, taxas, *spreads* e outras fricções que impedem seu livre fluxo. Ao surgir uma nova informação no mercado ocorreria uma sucessão de negócios e movimentos de preços enquanto *traders* digerem a notícia, até que um novo equilíbrio de preços seja atingido. A formação de preços caracterizar-se-ia desta forma por um processo conturbado onde o preço de equilíbrio não é alcançado rapidamente. Os autores acrescentam que este atraso no ajustamento de preços exerceria impacto negativo considerável sobre o retorno dos negócios realizados e uma série de condições necessitam ocorrer para que o preço de transação seja igual ao preço teórico de equilíbrio, que estão longe de serem verificadas em qualquer sistema de negociação conhecido. Estes fatos levam os autores a concluir que os preços de mercado

geralmente diferem do preço de equilíbrio e a *formação de preços* seria caracterizado por um processo imperfeito.

Devido a estas características questões relativas ao *design* do mercado de ativos assume relevância visando essencialmente tornar a formação de preços mais eficiente. Daí a importância em compreender o processo de formação de preços que virá subsidiar a instituição de mercados mais eficientes.

O estudo da *formação de preços* tem sido estudada largamente por diferentes pesquisadores através de diversos enfoques. Para o nosso interesse específico dois tipos de abordagens se destacam. A primeira consiste no estudo da formação de preços na interação entre o mercado futuro e à vista, e a segunda abordagem consiste na análise da formação de preços de ativos que são transacionadas em diferentes mercados. A exposição destes trabalhos será realizada nos tópicos seguintes.

1.2.1 Formação de Preços nos Mercados Futuros e à Vista.

Como assinalado anteriormente, os mecanismos outrora utilizados para dar suporte aos preços das commodities mostraram-se ineficientes o que levou a uma procura de sistemas alternativos para reduzir a volatilidade de preços destes produtos. A utilização de mercados futuros de commodities é visto atualmente como umas das melhores alternativas. Dentre as principais vantagens apresentadas por vários autores estaria o baixo custo operacional, a presença de um mercado organizado - centralização e uniformidade dos contratos - e principalmente porque a ocorrência da formação de preços no mercado permite a participação de especuladores que conferem alta liquidez aos contratos.

A relação entre mercado futuro e à vista na *formação de preços* tem sido objeto de estudo de vários pesquisadores. GARBADE e SILVER (1983) criaram um modelo de mudança de preços simultâneas no mercado à vista e futuro para examinar a *formação de preços*. O modelo assume que os contratos futuros são substitutos perfeitos para o mercado à vista e os preços serão formados em ambos os mercados simultaneamente. Sete commodities foram analisadas e os autores concluíram que o processo de formação de preços geralmente ocorre na direção do mercado futuro para o mercado à vista. Ou

seja, o mercado futuro lidera as mudanças de preço no mercado à vista mais freqüentemente do que o contrário. Para três das sete commodities os mercados à vista são satélites dos mercados futuros, sendo que 75% da nova informação é incorporada primeiramente nos preços futuros para depois migrarem para o mercado à vista.

A interação entre o mercado futuro e à vista também foi objeto de estudo de MORGAN, RAYNER, ENNEW (1994). Os autores afirmam que para o mercado futuro funcionar como um mecanismo efetivo de redução de risco, ele necessita desempenhar a função de formador de preço. É analisada a relação entre mercado à vista e mercado futuro. De fato, é avaliada qual a qualidade do fluxo de informação entre os dois mercados, da qual depende a possibilidade do mercado futuro prever o preço do mercado à vista (no futuro). Segundo os autores, para que o mercado futuro desempenhe seu papel de formador de preços de forma eficiente, qualquer flutuação de preços no mercado à vista e futuro deveria ser correlacionada positivamente. Neste caso o mercado futuro seria eficiente e forneceria previsão não-viesada do preço à vista, facilitando a alocação intertemporal de recursos. Os autores fazem uma análise de cointegração entre preços futuros e à vista de quatro commodities visando testar a hipótese de que preços futuros são previsões não-viesadas dos preços à vista. Como a maioria das séries cointegraram a conclusão confirmou a hipótese de eficiência dos mercados de commodities na forma fraca, ou seja, quando o conjunto de informação disponível baseia-se apenas no passado.

1.2.2 Formação de Preços de Ativos Transacionados em Mercados Distintos

Outra abordagem utilizada por vários autores ao estudarem a *formação de preços* diz respeito à contribuição que mercados específicos exercem na *formação de preços* (incorporação de informação no preço) quando o mesmo ativo é transacionado em mercados distintos.

Os autores GARBADE e SILBER (1979) apresentam de forma sucinta os principais fatores envolvidos no tema de comercialização da mesma mercadoria em mercados distintos. De acordo com os autores, a possibilidade de se transacionar

mercadorias idênticas (commodities) em mercados diferentes é determinada pelos custos de transporte e comunicação. De um lado do extremo aqueles custos seriam tão altos que inviabilizariam a comercialização entre os mercados, logo os preços nestes não apresentariam nenhuma correlação. Ocorrendo o declínio dos custos de transporte e comunicação o comércio entre os mercados busca garantir os melhores preços explorando oportunidades de arbitragem e consequentemente reduzindo os diferenciais de preços. Do outro lado do extremo quando os custos são zero, os preços seriam exatamente iguais entre os mercados. Neste caso os mercados são perfeitamente integrados.

O estudo da *formação de preços* através da análise do fluxo de transações na NYSE e outras bolsas regionais levaram GARBADE e SILBER (1979) à adoção da terminologia de mercado “satélite” e mercado “líder ou dominante” para caracterizar o processo de formação de preços. Esta categorização formulada pelos autores advém da dinâmica de ajustamento de preços observada entre dois mercados. De acordo com os autores, se tomarmos dois mercados imperfeitamente integrados A e B, seus preços se ajustariam seguindo basicamente dois caminhos, a saber:

- 1) O ajuste seria simétrico, ou seja, os preços no mercado A se moveriam em direção ao mercado B, assim como estes, tão rapidamente quanto aqueles, se deslocariam em direção ao mercado A.
- 2) O ajuste poderia ser assimétrico, ou seja, preços no mercado B geralmente (sempre) se ajustam aos preços do mercado A. Neste caso os autores concluem que a relação entre os mercados caracterizar-se-ia por uma relação dominante-satélite. Na qual o mercado A é dominante e o mercado B é um satélite.

A relação dominante-satélite pode assumir uma vertente parcial. O mercado é puramente satélite quando seus preços não exercem nenhuma influência no mercado dominante. Porém, o mercado satélite pode conter nova informação e afetar os preços no

mercado dominante, neste caso o mercado satélite não é redundante em termos de informação e colabora para a formação de preços naquele mercado.

Os autores concluíram que as bolsas regionais são mercados satélites, mas não satélites puros da NYSE, pois contém informação relevante para os *traders* na NYSE, influenciando a formação de preços neste mercado.

HASBROUCK (1995) utilizou um enfoque econométrico, a análise de cointegração, baseando-se na existência de em um *preço eficiente* implícito não observado que é comum a todos os mercados. O conceito de preço eficiente foi apresentado por HASBROUCK (1993). O autor indica que além dos custos explícitos da transação, por exemplo a comissão de corretagem, todos os que realizam negócios incorrem num outro custo implícito na negociação. Este custo é definido como a diferença existente entre o *preço transacional*, que é o preço efetivo no qual o negócio se realiza, e um preço referência (*benchmark*) denominado *preço eficiente* que é considerado um preço justo, melhor, eficiente. Esta diferença é chamada de *erro de precificação*. A magnitude do *erro de precificação* mede quão perto o *preço transacional* “segue” o *preço eficiente*, logo pode ser utilizado como uma medida da qualidade do mercado. O *preço eficiente* é definido como a expectativa do valor final (após o fim da negociação) do ativo, condicional (sujeito) a toda informação pública relevante disponível no tempo t , esta inclui qualquer informação privada que pode ser inferida da publicação dos termos da transação.

As variações nesse *preço eficiente* caracterizam a *formação de preço* e são atribuídas aos diferentes mercados. A contribuição de um mercado para a *formação de preços*, segundo o autor, é a parcela de informação fornecida por este mercado. Esta é definida como a proporção da inovação na variância do *preço eficiente* que pode ser atribuída àquele mercado. A análise empírica baseou-se na formação de preços no mercado de ações estadunidense. O método foi aplicado às trinta ações do índice Dow Jones. Estas ações são transacionadas simultaneamente na NYSE (New York Stock Exchange), Midwest e Pacific Exchange o que caracteriza um ativo transacionado em diferentes mercados ligadas por condições de arbitragem já que um investidor poderia tirar proveito de diferenciais de preço entre as bolsas realizando lucro. O resultado

sugeriu que grande parte do processo de formação de preço está concentrada na NYSE, com a participação média na informação de 92,7%.

Estudo semelhante ao realizado por HASBROUCK (1993), (1995) também foi conduzido por HARRIS et al.(1995). Estes analisaram a *formação de preços* em múltiplos mercados, utilizando um *modelo de correção de erro* (MCE) para investigar a natureza e extensão da contribuição das bolsas regionais – Pacific Exchange e Midwest Exchange – no processo de formação de preços das ações da IBM na NYSE.

O modelo de correção de erro será exposto mais detalhadamente no capítulo 2 (tópico 2.2.1), neste momento o MCE será apresentado sucintamente dentro do contexto daquele trabalho. Os autores apresentam o modelo da seguinte forma, considerando duas séries de preços das ações da IBM, a saber: PNY_t da NYSE e PMW_t da Midwest Exchange, o MCE assume a forma abaixo:

$$\begin{aligned}\Delta PNY_t = & -\gamma_1 z_{t-1} + m_1 + a_{11}\Delta PNY_{t-1} + a_{12}\Delta PNY_{t-2} + \dots + a_{1p}\Delta PNY_{t-p} + a_{21}\Delta PMW_{t-1} \\ & + a_{22}\Delta PMW_{t-2} + \dots + a_{2p}\Delta PMW_{t-p} + u_{1t}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta PMW_t = & -\gamma_2 z_{t-1} + m_2 + b_{11}\Delta PNY_{t-1} + b_{12}\Delta PNY_{t-2} + \dots + b_{1p}\Delta PNY_{t-p} + b_{21}\Delta PMW_{t-1} \\ & + b_{22}\Delta PMW_{t-2} + \dots + b_{2p}\Delta PMW_{t-p} + u_{2t}\end{aligned}$$

em que $z_{t-1} = PNY_{t-1} - \alpha PMW_{t-1}$, m_1 e m_2 são termos constantes, e p é o tamanho da defasagem. O termo $-\gamma_1 z_{t-1}$ e $-\gamma_2 z_{t-1}$ representam o mecanismo de correção de erro que mantém a relação de equilíbrio de longo prazo $PNY_t = \alpha PMW_t$, em que α é esperado assumir valor unitário. Os autores exemplificam o funcionamento do modelo sugerindo uma situação hipotética onde $PNY_{t-1} > PMW_{t-1}$ (positivo z_{t-1}), logo $-\gamma_1 z_{t-1}$ será negativo, reduzindo PNY_t , enquanto $-\gamma_2 z_{t-1}$ é positivo, aumentando PMW_t , desta forma o ajuste levaria ao equilíbrio de longo prazo das variáveis. Neste exemplo o ajuste ocorre em ambos os preços da IBM, em NY e Midwest. Porém, se $-\gamma_1$ não é significativo, isso quer dizer que PNY_t não responde a diferenças provenientes de PMW_t , e desta forma PNY_t é considerado exógeno ao sistema. Da mesma forma, se

– γ_2 não é significativa, PMW_t é exógeno. O conceito de exogeneidade dentro do MCE será explorado mais detalhadamente no tópico 2.2.3.

Utilizando o modelo apresentado acima os autores concluíram que a formação de preços da IBM é estabelecida também através de informação revelada nas bolsas regionais de Midwest e Pacific. As mudanças de preços nas três bolsas dependem do diferencial de preço relativo a NYSE. Os ajustamentos da NYSE a diferenciais de preço das bolsas regionais são em média menores do que os ajustamentos das bolsas regionais. Porém, os preços na NYSE reagem em um maior grau aos ajustes das bolsas regionais quando os preços em ambas as bolsas estão acima ou abaixo de Nova York.

Cabe salientar que segundo HARRIS et. al.(op. cit.), o conceito de *formação de preços* utilizado em seu trabalho é diferente do usado por HASBROUCK (op. cit.). Este, como visto anteriormente, assume que a formação de preços é associada à parcela de informação fornecida por um determinado mercado. A informação é a proporção da inovação total na variância no *preço eficiente implícito* que pode ser atribuída àquele mercado. HARRIS et al.(op. cit.) salienta que este diferente enfoque *Baeyiano* de formação de preços gera interpretações interessantes dentro da estrutura “*led-lag*” de mudança permanente de preços através de mercados ligados por fluxos de informações. Porém, este enfoque não é apropriado para se modelar a dinâmica de correção de erro que mantém o equilíbrio de longo prazo (cointegração) ao remover disparidades de preços entre os mercados. Em outras palavras, enquanto HASBROUCK (1993) tenta captar a inovação nos preços que advém da revelação de nova informação, Harris et. al.(op. cit.) estuda a dinâmica da correção de erro que envolve somente fluxo de informação revelada por ajustamentos causados pelos diferenciais de preços entre os mercados. As inovações advindas de nova informação são consideradas independentes dos ajustamentos da correção de erro, que mantém o equilíbrio de longo prazo.

O enfoque utilizado por HARRIS et al.(1995) será aplicado neste trabalho visando avaliar a *formação de preços* no mercado de commodities pois estamos interessados em analisar a dinâmica do fluxo de informações entre o mercados brasileiro de commodities e terceiros mercados.

Apesar dos estudos de formação de preços de ativos transacionados em mercados distintos na grande maioria se realizarem no mercado acionário o instrumental não se limita a este tipo de ativo, como declaram GARBADE e SILVER (1979).

It should be noted that any other asset or commodity traded in multiple market centers, e.g., the London and New York gold markets, certain Chicago and New York Future Markets, and so on, could be analyzed in a similar vein. GARBADE e SILBER (1979).

Vimos que o instrumental econométrico, particularmente a análise de cointegração, tem sido largamente utilizado nos estudos de *formação de preços*. Apresentaremos agora, na segunda parte do trabalho, a estrutura teórica que será utilizada na posteriormente na análise empírica do mercado de commodities no Brasil.

2 Fundamentos Econométricos

Este capítulo é constituído de uma síntese da literatura econométrica sobre séries temporais, em particular, da análise de cointegração. O objetivo desta seção é respaldar teoricamente a análise empírica que será conduzida na última parte deste trabalho. Basicamente, será apresentado neste tópico o fundamento teórico dos testes de raiz unitária e da análise de cointegração. Os testes de raiz unitária mais amplamente utilizados, a saber: o Dickey-Fuller (ADF) e o Dickey-Pantula, sendo que este último testa a presença de raízes múltiplas, serão os abordados neste capítulo. O tópico que trata da análise de cointegração pode ser dividido em duas partes, cada uma delas divergindo em suas metodologias dentro do mesmo tema. Inicialmente será apresentado o enfoque dos pioneiros Engle e Granger pois se trata do marco inaugural da análise de cointegração. O método de Johansen trouxe substancial sofisticação e aprimoramento do método de estimação da cointegração a ponto de se tornar uma unanimidade entre os pesquisadores. Este método será apresentado logo após o enfoque de Engle e Granger. Finalmente o conceito de exogeneidade no contexto da cointegração será exposto, encerrando desta forma o presente capítulo.

2.1 Testes de Raiz Unitária

A primeira etapa a ser cumprida antes de realizarmos a análise de cointegração propriamente dita, é definir a ordem de integração das séries. A ordem de integração, em outras palavras, é o número de vezes que se deve aplicar diferenças na série para que esta se torne estacionária. Os autores pioneiros a investigarem o problema, Box e Jenkins (1970), sugeriram uma metodologia de análise visual dos correlogramas visando identificar a ordem de integração da série. Esta metodologia carecendo de um critério objetivo de decisão deixava grande margem de subjetividade na interpretação dos correlogramas por parte dos pesquisadores. Visando eliminar esta deficiência, Dickey e Fuller (1981) associaram a ordem de integração das séries à existência de raízes unitárias. Os autores desenvolveram uma metodologia que fornece um critério objetivo

para identificar o número de raízes unitárias e consequentemente a ordem de integração de uma série.

2.1.1 O teste Dickey-Fuller (DF)

A metodologia desenvolvida por Dickey e Fuller (1979) consiste em aplicar um teste à série visando identificar a presença de raiz unitária, ou seja, definir a ordem de integração das séries. Este teste ficou conhecido como ADF (Dickey-Fuller Aumentado), e é atualmente o teste mais largamente utilizado. Está fora do escopo deste trabalho a exposição detalhada de todos os cálculos envolvidos na formulação do teste ADF, assim apresentaremos de forma resumida a teoria que fundamenta o teste ADF, acreditando ser suficiente ao propósito deste trabalho.

Segundo Maddala e Kim (1988), a maioria dos trabalhos que analisam o comportamento assintótico do Estimador de Mínimos Quadrados de $\hat{\rho}$ tem se concentrado no modelo AR(1) sem a tendência determinista

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, \quad (2.1)$$

$\{\varepsilon_t\}$ é uma seqüência de variáveis aleatórias independentes normais com média zero e variância σ^2 , um ruído branco, isto é, $\varepsilon_t \sim IN(0, \sigma^2)$. A equação (2.1) pode ser escrita na forma

$$y_t = \rho^t y_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t-i}$$

Como y_t depende de y_0 , a distribuição de y_0 precisa ser especificada. Dentre as distribuições propostas para y_0 a hipótese mais utilizada é que é igual a uma constante com probabilidade um, geralmente, $y_0 = 0$. Dickey e Fuller (1979), assumem esta hipótese e examinam o comportamento da série de tempo, y_t , converge para uma série estacionária quando $t \rightarrow \infty$ se $|\rho| < 1$. Se $|\rho| = 1$, um passeio aleatório (*random*

walk), a série de tempo não é estacionária e a variância de y_t é $t\sigma^2$. Se $|\rho| > 1$ a série de tempo não é estacionária e a variância da série cresce exponencialmente quando t aumenta, em outras palavras, é uma série explosiva. A hipótese de que $\rho = 1$ tem especial importância, pois é neste caso que orienta-se aplicar as diferenças visando tornar a série estacionária.

Tomando n observações, o estimador de máxima verossimilhança de ρ é o Estimador de Mínimos Quadrados (EMQ),

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^n y_t y_{t-1}}{\sum_{t=1}^n y_{t-1}^2} \quad (2.1)$$

Dickey e Fuller (1979), derivaram a distribuição de $\hat{\rho}$ assumindo a hipótese de que e_t é um ruído branco, $y_0 = 0$ e a hipótese nula de uma raiz unitária, isto é, $\hat{\rho} = 1$. Partindo da equação 2.1 temos,

$$T(\hat{\rho} - 1) = \frac{T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} e_t}{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2} \quad (2.2)$$

Utilizando o instrumental fornecido pelo Processo de Wiener ou Movimento Browniano, sabe-se que o denominador converge para uma variável aleatória,

$$T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \Rightarrow \int_0^1 W(r)^2 dr$$

e o numerador para $T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{t-1} e_t \Rightarrow \frac{1}{2} (\sigma_e^2 W(1)^2 - \sigma_e^2)$.

Assim, a distribuição do EMQ de $\hat{\rho}$ quando $\rho = 1$ é,

$$T(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow \frac{\frac{1}{2} [W(1)^2 - 1]}{\int_0^1 W(r)^2 dr}$$

Normalizando esta distribuição com o EMQ e construindo a estatística t , para testar a hipótese de $\rho=1$, A estatística teste é dada por,

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{DP(\hat{\rho})}$$

A distribuição assintótica da estatística do teste tipo t é dada por

$$t_{\hat{\rho}} \Rightarrow \frac{\frac{1}{2}[W(1)^2 - 1]}{\left[\int_0^1 W(r)^2 dr\right]^{1/2}}$$

Esta distribuição conhecida como a distribuição t -Dickey-Fuller não é a mesma da distribuição t padrão, logo os valores críticos convencionais não são válidos. Utilizando-se os valores críticos de uma distribuição t padrão neste teste resultaria numa super rejeição da hipótese nula na maioria dos casos. Fuller (1976) e Dickey Fuller (1981) realizaram experimento de Monte Carlo e definiram os valores críticos para o teste de hipótese de que $\rho = 1$. Estes valores podem ser encontrados em tabela anexa ao fim do trabalho.

Visando construir uma hipótese nula “padrão”, ou seja, uma hipótese que assume que o parâmetro a ser testado é igual a zero, toma-se a primeira diferença e a

hipótese de $\rho = 1$ é expressa em termos de outro parâmetro, como mostrado abaixo.

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots,$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \rho = 1 \Rightarrow \text{Uma raiz unitária}$$

$$(\rho - 1) = \gamma$$

$$H_0 : \gamma = 0 \Rightarrow \text{Uma raiz unitária}$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \Rightarrow \text{Série estacionária}$$

$$H_1 : |\gamma| < 0 \Rightarrow \text{Série estacionária}$$

$$\text{A estatística de teste é dada por, } t_c(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\gamma}}{DP(\hat{\gamma})} = \hat{\tau}$$

Assim, se o valor $\hat{\tau}$ for menor que o valor crítico τ rejeita-se a hipótese nula.

2.1.1.2 O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste DF assume que o termo do erro aleatório é um ruído branco. Quando a série não apresenta aquela característica, temos a inclusão de um termo que torna as defasagens necessárias para se transformar o erro aleatório num ruído branco, trata-se desta forma de um ajuste paramétrico. Por exemplo, no caso de um modelo AR(p) sem constante tem a seguinte equação:

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \underbrace{\sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i}}_{\text{Autocorrelações}} + \varepsilon_t, \text{ sendo } \gamma = \rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_{p-1}.$$

A probabilidade de cometer o erro Tipo II - não rejeitar H_0 sendo que ela é falsa - é alta no teste ADF de raiz unitária. A determinação do modelo a ser testado assume relevância pois a baixa potência do teste faz com que a inclusão (ou não inclusão) do termo de tendência e/ou constante afete consideravelmente o resultado do teste.

Vimos que o teste ADF foi desenvolvido visando identificar a presença *de no máximo uma raiz unitária*. Devemos salientar que um erro comum encontrado em vários trabalhos na área é a aplicação do teste à primeira diferença visando encontrar a presença de duas raízes unitárias. Este procedimento não possui validade teórica o que nos leva ao próximo tópico.

2.1.2 O Teste Dickey-Pantula

Dickey e Pantula (1987) cientes da deficiência do teste ADF, ou seja, a impossibilidade do teste captar a presença de mais de uma raiz unitária na série, estes autores desenvolveram um outro teste, conhecido como o teste Dickey-Pantula. Este teste nos possibilita identificar a presença de múltiplas raízes unitárias na série.

Como havíamos adiantado, muitos pesquisadores aplicam o teste no nível da série e quando não verificam a presença de raiz unitária, erroneamente aplicam o teste à segunda diferença visando encontrar duas raízes unitárias e assim por diante. Ora, o teste ADF foi criado visando identificar a presença de no máximo uma raiz unitária, logo aquele procedimento carece de validade teórica. Nas palavras dos autores:

“Since the Dickey-fuller test is based on the assumption of at most one unit root, at least the first few tests in this sequence would not be theoretically justified if the series had more than one unit root”. Dickey e Pantula (1987).

O teste segue basicamente um procedimento seqüencial que consiste em se iniciar testando a existência de um número alto de raízes unitárias e à partir da rejeição da hipótese nula ir testando a existência de um número menor de raízes unitárias até ocorrer a não rejeição da hipótese nula. Abaixo descrevemos a forma operacional do teste Dickey-Pantula, analisaremos o caso do teste para identificar a presença de duas raízes unitárias cujo raciocínio pode ser ampliado para se realizar o teste de hipótese considerando a hipótese nula de k raízes unitárias e a hipótese alternativa de $k-1$ raízes.

Partindo de um modelo AR(2), com duas raízes unitárias é possível se escrever o modelo da seguinte forma²:

$$(1 - \rho_1 B)(1 - \rho_2 B) = \varepsilon_t$$

$\{\varepsilon_t\}$ é uma seqüência de variáveis aleatórias independentes com média e variância σ^2 constantes, um ruído branco.

Esta equação pode ser reescrita na forma $\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$ onde $\beta_1 = \rho_1 \rho_2 - 1$ e $\beta_2 = -(1 - \rho_1)(1 - \rho_2)$.

O modelo possui três possibilidades, a saber: a presença de duas, uma ou nenhuma raiz unitária. Onde os valores assumidos por ρ são mostrados abaixo.

² Esta apresentação do teste Dickey-Pantula está baseada nas anotações de aula de Econometria II, lecionada pela Prof. Vera Lucia Fava (USP).

$$2 \text{ R.U.: } \rho_1 = \rho_2 = 1$$

$$1 \text{ R.U.: } \rho_1 = 1 \text{ e } \rho_2 < 1$$

$$\rho_2 = 1 \text{ e } \rho_1 < 1$$

$$0 \text{ R.U.: } \rho_1 < 1 \text{ e } \rho_2 < 1$$

Sabe-se que as séries econômicas têm no máximo duas raízes unitárias, sendo que a maior parte apresenta uma raiz unitária, assim inicialmente parte-se para o teste de duas raízes unitárias. Iniciamos o procedimento testando primeiramente a presença de duas raízes unitárias através da equação $\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$.

$$H_0^2 : \beta_1 = 0$$

$$H_1^1 : \beta_1 < 0$$

Através do EMQ calculamos o valor do estimador de $\hat{\beta}_1$, e a estatística $t_{\hat{\beta}_1}$, utilizando a tabela do teste Dickey-Fuller, encontramos o valor crítico τ que nos permite julgar a rejeição ou não rejeição da hipótese nula. Quando $t_{\hat{\beta}_1} < \tau \Rightarrow$ rejeita-se a hipótese nula. Se a hipótese de duas raízes unitária foi rejeitada o próximo passo é fazer o teste de uma raiz unitária através da equação $\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$.

$$H_0^1 : \beta_1 < 0 \text{ e } \beta_2 = 0 \Rightarrow 1 \text{ R.U.}$$

$$H_1 : \beta_1 < 0 \text{ e } \beta_2 < 0 \Rightarrow 0 \text{ R.U.}$$

Seguimos o mesmo procedimento anterior para calcular os valores de $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ e $t_{\hat{\beta}_1}, t_{\hat{\beta}_2}$, e o valor crítico τ . O julgamento da rejeição ou não rejeição da hipótese nula é feito da seguinte forma.

Se $t_{\hat{\beta}_1} < \tau$ e $t_{\hat{\beta}_2} < \tau \Rightarrow$ Rejeita-se a hipótese nula, ou seja, não existe raiz unitária. Se $t_{\hat{\beta}_1} < \tau$ e $t_{\hat{\beta}_2} > \tau \Rightarrow$ Não rejeita-se a hipótese nula e concluímos que a série possui uma raiz unitária.

Lembramos que o teste assume que o erro aleatório ε_t é um ruído branco. Se os resíduos não forem estacionários, ou seja, a série apresentar autocorrelação, devemos acrescentar um termo à equação visando eliminar esse problema.

Assim, no teste para duas raízes unitárias a equação é dada por

$$\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad \text{E para uma raiz unitária}$$

$$\Delta^2 y_t = \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Após esta apresentação à cerca do funcionamento e aplicação dos testes de raiz unitária, daremos continuidade a nossa exposição. Agora que já podemos definir o número de raízes unitárias presentes nas séries o próximo passo constitui-se da exposição da análise de cointegração propriamente dita. O que faremos no tópico seguinte.

2.2 Análise de Cointegração

O conceito de cointegração foi desenvolvido primeiramente com o intuito de dar um melhor tratamento às regressões espúrias. Estas regressões geravam conclusões falsas, quando indicavam a existência de relação entre duas séries não estacionárias que na verdade não possuíam nenhuma relação entre si. A questão central neste assunto é definir a situação na qual é possível fazer uma inferência causal de longo prazo entre séries não estacionárias. O conceito de cointegração apresentado primeiramente por Granger (1981) fornece uma solução satisfatória àquela questão.

2.2.1 O Método Engle-Granger

Tomando-se séries de tempo que necessitam ser diferenciada d vezes antes de se tornarem estacionárias, possuem d raízes unitárias e são integradas de ordem d , $I(d)$. Engle e Granger (1987) definem cointegração, iniciando com uma apresentação de determinadas características das séries. A soma de uma série $I(0)$ com uma série $I(1)$ será sempre $I(1)$. Se a e b são constantes, $b \neq 0$, e se $x_t \sim I(d)$, então $a + bx_t$ é também $I(d)$. Se x_t e y_t são ambos $I(d)$, então é geralmente verdade que a combinação linear $z_t = x_t - ay_t$ também será $I(d)$. Os autores evidenciam um caso especial onde é possível que $z_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. Ou seja, onde z_t apresenta uma ordem de integração menor do que as séries que a originam, então x_t e y_t são cointegradas de ordem (d,b) . Logo, se x_t e y_t forem ambos $I(1)$, e $z_t \sim I(0)$, as duas séries seriam coitegradas de ordem $CI(1,1)$. Formalmente temos a definição:

Seja x_t um vetor $N \times 1$. Os componentes do vetor x_t são cointegrados de ordem d, b , com a notação $x_t \sim CI(d,b)$, se:

- i) todos são integrados de ordem d
- ii) existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha'x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$.

O vetor α é denominado vetor de cointegração. A intuição subjacente ao conceito de cointegração é de que se entre séries há uma trajetória de equilíbrio de longo prazo. Ou seja, elas não se afastam entre si completamente mesmo não sendo estacionárias. Logo, no longo prazo elas se moverão juntas e a diferença entre as séries será estável.

Thus the concept of cointegration mimics the existence of a long-run equilibrium to which an economic system converges over time, and z_t , defined above can be interpreted as the disequilibrium error (i.e. the distance that the system is away from the equilibrium at time t). Harris (1994)

Engle e Granger (1987) foram os primeiros a apresentarem um método para estimar as equações de cointegração. Este enfoque é conhecido como o procedimento de duas etapas de Engler-Granger. Após certificar-se de que as séries possuem a mesma ordem de integração, neste caso $I(1)$, basicamente o procedimento consiste em:

1) Para se estimar o equilíbrio de longo prazo entre y_t e x_t deve-se estimar a equação do seguinte modelo estático:

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$$

2) Deve-se analisar os resíduos da regressão $\hat{\varepsilon}_t$, visando testar a hipótese de que são estacionários, ou seja, se $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$. O teste ADF aplicado aos resíduos nesse contexto de cointegração é conhecido por, CRADF. Verificando que $\hat{\varepsilon}_t$ é estacionário então concluímos que as variáveis são cointegradas. Engle e Granger (1987) recomendam o teste da seguinte forma,

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \omega_t, \quad \text{em que } \omega_t \text{ é um ruído branco}$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \omega_t$$

Sabe-se que pelo Teorema de Representação de Granger, se um conjunto de variáveis integradas de primeira ordem são cointegradas então, pode-se considerar que tais variáveis são geradas por um Modelo de Correção de Erro (MCE).

Se x_t, y_t , são ambas $I(1)$ sem tendência e são cointegradas, Granger (1983) e Granger e Engle (1985) provaram que sempre existe um mecanismo gerador chamado “Modelo de Correção de Erro” que assume a forma:

$$\Delta x_t = -\rho_1 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + d(B)\varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = -\rho_2 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + d(B)\varepsilon_{2t}$$

em que $z_t = x_t - Ay_t$, $d(B)$ é um polinômio finito no operador de defasagens B e é o mesmo em cada equação, $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ são ruído branco, Granger (1986).

O MCE na sua representação matricial assume a seguinte forma:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \alpha \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \mathbf{A}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \text{ em que } \mathbf{z}_{t-1} = \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-1} \sim I(0) \quad (2.3)$$

Apesar do enfoque Engle-Granger de estimação possuir a vantagem de simplificar a estimação da relação de cointegração, ele traz alguns inconvenientes. O método está limitado ao estudo de apenas duas variáveis e assume previamente a existência de apenas um vetor de cointegração. Se $N > 2$, a existência de mais de um vetor de cointegração torna-se possível, ou seja, a relação de equilíbrio de longo prazo que governa a evolução conjunta das variáveis é caracterizada por vários vetores de cointegração e a metodologia não contempla tal situação.

O Estimador de Mínimos Quadrado (EMQ) na presença de cointegração é apresenta uma propriedade conhecida como superconsistência. Esta propriedade permite que o cálculo do parâmetro β (2.3) na primeira etapa da metodologia seja realizada omitindo os termos dinâmicos que serão capturados no resíduo, ε_t - juntamente com qualquer viés causado pela endogeneidade. Porém, apesar desta característica alguns autores demonstraram que em amostras finitas, estimativas de longo prazo são potencialmente viesadas. Como vimos anteriormente o método exige que se defina de antemão quais são as variáveis endógenas e exógenas. Johansen (1992) demonstrou que não há perda de informação na estimação somente quando todas as variáveis do lado

direito sejam fracamente exógenas e existe apenas um vetor de cointegração. Este mesmo autor apresenta um outro enfoque para estimar a relação de longo prazo entre as variáveis que apresenta vantagens substancialmente superiores ao método Engle-Granger. O método de Johansen apresentado no artigo “*Statistical Analysis of Cointegration Vectors, (1988)*” será o tema do próximo tópico.

2.2.2 O método de Johansen

O método de Johansen consiste em estimar os vetores de cointegração utilizando para tal o Estimador de Máxima Verossimilhança aplicado ao Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) assumindo que os erros são um ruído branco.

Definindo \mathbf{x}_t como um vetor de n variáveis $I(1)$ é possível especificar um modelo VAR de k defasagens de \mathbf{x}_t :

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{x}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim (0, \boldsymbol{\Omega}) \quad (2.4)$$

em que $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é um vetor ($n \times 1$) de termos aleatórios e todos os \mathbf{A}_i são matrizes ($n \times n$) de parâmetros. Podemos ver que o sistema considera todas as variáveis endógenas sendo que estas são função apenas das suas próprias defasagens. Escrevendo a equação (2.4) no formato do Modelo de Correção de Erro, temos:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2.5)$$

em que $\boldsymbol{\Gamma}_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i)$, $i = 1, \dots, k-1$ e $\boldsymbol{\Pi} = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_k)$.

Esta forma de especificação do modelo contém informação de curto prazo, dada pela matriz de parâmetros $\hat{\boldsymbol{\Gamma}}_i$ e também agrega informação referente ao longo prazo, fornecida pela matriz $\hat{\boldsymbol{\Pi}}$. Se assumimos que \mathbf{x}_t é um vetor composto por variáveis não estacionárias $I(1)$, então todos os termos em (2.5) que compreende $\Delta \mathbf{x}_{t-k}$ são $I(0)$ enquanto $\boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-k}$ necessita ser estacionária para que $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim I(0)$, seja estacionário. O caso em que $\boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-k} \sim I(0)$ ocorre em três ocasiões, a saber:

- 1) Não há combinação linear de \mathbf{z}_t que seja $I(0)$. Isto significa que neste caso Π é uma matriz $(n \times n)$ formada por zeros. Em outras palavras o posto de Π é igual a zero. Neste caso não há cointegração e o modelo mais apropriado seria na primeira diferença sem elementos de longo prazo.
- 2) Quando o posto da matriz Π é completo, ou seja, existem n vetores de cointegração. Neste, caso sabe-se que as variáveis não eram $I(1)$ como se imaginava anteriormente devido ao baixo poder dos testes de raiz unitária. De fato, este caso se constitui uma outra forma de verificar a estacionariedade das séries. Logo, no caso de posto completo constatamos que as variáveis são estacionárias.
- 3) O último caso ocorre quando há $r \leq (n-1)$ vetores de cointegração. A matriz Π pode ser representada por $\Pi = \alpha\beta'$. O vetor β contém r colunas que formam combinações linearmente independentes da variável $\mathbf{z}_{t-k} \sim I(0)$, que são os vetores de cointegração que fornecem os coeficientes de equilíbrio de longo prazo, enquanto α define a velocidade do ajuste. Como somente os vetores de que apresentam as características de β farão parte da matriz Π , caso contrário $\Pi\mathbf{x}_{t-k}$ não seria $I(0)$, as outras $(n-r)$ colunas de serão formadas por zeros.

Pode-se entender agora como o teste de cointegração é construído. Este constituir-se-á de uma metodologia que teste o número de r colunas linearmente independentes de Π . Em outras palavras, o posto de Π , será testado para se verificar a presença de $r \leq (n-1)$ vetores de cointegração. Deve-se salientar que para se testar quantas colunas de α são formadas por zeros, pressupõem-se que Π pode ser expresso por $\Pi = \alpha\beta'$. Para atingir tal objetivo Johansen (1988) utiliza o método conhecido como regressão de posto reduzido utilizando o Estimador de Máxima Verossimilhança.

Partindo da equação (2.5), podemos expressá-la da seguinte forma:

$$\Delta \mathbf{x}_t + \alpha \boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{t-k} = \Gamma_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2.6)$$

Pode-se extrair os efeitos de curto prazo fazendo a regressão de $\Delta \mathbf{x}_t$ e \mathbf{x}_{t-k} contra suas defasagens:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{P}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{P}_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \mathbf{R}_{0t}$$

$$\mathbf{x}_{t-k} = \mathbf{T}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{T}_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \mathbf{R}_{kt}$$

Obtém-se desta forma os resíduos \mathbf{R}_{0t} e \mathbf{R}_{kt} que serão utilizados para formar a matriz de resíduos

$$\mathbf{S}_{ij} = \mathbf{T}' \sum_{i=1}^T \mathbf{R}_{it} \mathbf{R}'_{jt} \quad i, j = 0, k$$

A estimativa de máxima verossimilhança de $\boldsymbol{\beta}$ é obtida quando os autovetores que correspondem aos r maiores autovalores que resolvem a equação:

$$|\lambda \mathbf{S}_{kk} - \mathbf{S}_{k0} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{0k}| = 0$$

e nos fornecem os n autovalores $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ com seus correspondentes autovetores $\hat{\mathbf{V}} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_n)$. Os elementos de $\hat{\mathbf{V}}$ que determinam a combinação linear estacionária pode ser escrita como, $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_n)$ que são os vetores de cointegração.

Basicamente foram desenvolvidos dois testes que podem indicar o número de r colunas linearmente independentes de $\boldsymbol{\Pi}$, o teste do traço e o do máximo autovalor, e pode-se testar a hipótese de que há pelo menos r vetores de cointegração, através das estatísticas:

$$H_0 : \lambda_i = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

O procedimento para o teste é o seguinte. Inicia-se testando a existência de zero vetores de cointegração. Se o valor da estatística for maior do que o valor crítico rejeita-

se H_0 . O próximo passo seria testar a presença de no máximo um vetor de cointegração ou seja, posto unitário. Se a hipótese for rejeitada passa-se ao teste de no máximo dois vetores e assim sucessivamente até não se rejeitar a hipótese nula.

2.2.3 O conceito de exogeneidade

Como vimos anteriormente, o conceito de exogeneidade reveste-se de importância no contexto desse trabalho, ao concluir a exogeneidade de determinada variável podemos determinar onde a formação de preços se realiza predominantemente.

Vimos que a relação de longo prazo é dada pela matriz $\Pi = \alpha\beta'$ em que β é a matriz dos coeficientes de longo prazo. Quando verificamos a presença de zeros em toda a linha i de α_{ij} , $j = 1, 2, \dots, r$, isso significa que o vetor de cointegração β não entra na equação para determinar Δx_{it} . Logo, ao se estimar os parâmetros do modelo não há perda de informação por não se modelar os determinantes de Δx_{it} . Portanto, esta variável é considerada fracamente exógena ao sistema pois ela se mantém no modelo de longo prazo (vetor de cointegração) apesar do seu comportamento de curto prazo não ter sido modelado.

3. Formação de Preços de Commodities no Brasil

Neste capítulo será empregado o Modelo de Correção de Erro (MCE) com o objetivo de caracterizar a formação de preços no mercado brasileiro de commodities. Dois são os objetivos específicos: (a) identificar se há alguma contribuição do mercado brasileiro para a formação de preços da commodity em questão; em outras palavras, verificar se o mercado brasileiro é redundante em termos de informação; (b) quantificar a extensão da colaboração do mercado brasileiro para o processo de formação de preços.

A situação de equilíbrio de longo prazo dos preços é caracterizada pelos vetores de cointegração, que por definição nos dão o equilíbrio de longo prazo das variáveis analisadas. Lembremos a definição de *formação de preço*: processo pelo qual os mercados tentam encontrar seu preço de equilíbrio (Schreiber and Schwartz (1986)). Este processo de *formação de preços*, é caracterizado pelo mecanismo de correção de erro.

A possibilidade de uma variável ser exógena (independente) dentro do processo de correção em um sistema de n séries cointegradas, motiva o uso do MCE na avaliação da *formação de preço* (Frederick *et al.*(1995)). Ou seja, a possibilidade de encontrarmos um mercado líder ou satélite “fracamente exógeno” significa dizer que neste mercado é onde ocorre a *formação de preço*. Particularmente, no mercado de ouro, se o preço do ouro na BM&F (SP) responde a desvios da LME (Londres), mas a LME não responde a desvios da BM&F, podemos concluir que o processo de formação de preço se concentra na LME.

3.1 Base de Dados

As seguintes commodities serão analisadas neste trabalho: ouro, alumínio, café e soja. Para cada uma destas commodities analisaremos pelo menos duas séries de preços. Uma para o mercado brasileiro e outra para o mercado internacional. Neste trabalho o mercado internacional é considerado o mercado de referência mundial para comercialização da commodity em questão.

A série de preços externos do café foram extraídas da base de dados FGVdados. Os preços são da Gazeta Mercantil, referentes ao preço médio no mercado físico - Café Santos, Nova Iorque na unidade de US Cents/Libra Peso. A *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange* (CSCE) em Nova Iorque é o mercado referência para todos os negócios realizados

mundialmente. Assim, este mercado representa o preço da commodity no mercado internacional para os propósitos deste trabalho. Os preços externos foram convertidos para US\$/60 kg. Os preços internos foram disponibilizados pelo Centro de Pesquisas em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. A série de preços café beneficiado, Praça de São Paulo (estado), foi convertida em R\$/60 kg e posteriormente em US\$/60kg.

Os preços externos da soja foram coletados junto ao FGV dados e se referem aos preços médios no mercado físico da soja em grão One Yellow, Chicago na unidade de US Cents/Bushel. A Chicago Board of Trade (CBOT) é a mais tradicional bolsa de contratos futuros de commodities agrícolas do mundo. Este mercado já é consagrado como referência para os negócios da soja ao redor do globo. O giro financeiro diário chega a meio trilhão de dólares. Os preços externos também foram convertidos para US\$/60 kg. Os preços internos foram disponibilizados pelo CEPEA, e se referem à Soja Beneficiada, estado de São Paulo.

Os preços internos do alumínio foram disponibilizados pela ABAL (Associação Brasileira do Alumínio). Os preços externos são originários da LME (*London Metal Exchange*), retirados do *Metal Bulletin*. A mercadoria é o alumínio, preço *settlement*, com a unidade em US\$/t de alumínio *high-grade*. A frequência das séries é média mensal, compreendida entre 1990-2000.

Para a commodity ouro, a série de preços doméstica utilizada neste trabalho compreende o Contrato Disponível Padrão de Ouro de 250 Gramas da BM&F. A série foi obtida junto ao Sistema de Recuperação de Informações, os preços foram transformados em Reais em seguida passados para dólar americano. Já as séries externas compreendem o *Gold-London Afternoon* e *Gold-COMEX (Commodity Exchange of New York)*, ambas publicadas no *Metal Bulletin*. Os preços externos tiveram uma mudança de unidade para se tornarem equivalentes ao sistema decimal do contrato da BM&F. Assim, os preços que estavam expressos em US\$ por libra peso (\$ per troy oz) foram transformado para US\$ por grama. As séries Ouro que originalmente possuíam frequência diária foram agregadas semanalmente visando solucionar o problema de descasamento dos dados entre as bolsas. O período compreendido pelas séries é de 26/03/1990 até 27/12/1999.

A taxa de câmbio diária e média mensal utilizada neste trabalho foi obtida junto ao sitio na internet do Banco Central, a Sisbacen PTAX800.

Após esta breve descrição dos dados passamos à apresentação dos procedimentos ou rotina de análise econométrica que realizaremos neste trabalho.

3.2 Procedimentos

Como vimos anteriormente, antes de se realizar a análise de cointegração é necessário primeiramente conduzir os testes de raiz unitária como descritos no tópico 2.1.

O resultado dos testes ADF e Dickey-Pantula serão apresentados na forma de tabelas. Analisaremos os resultados dos testes extraíndo a conclusão do exato número de raízes unitárias de cada série ao confrontar os valores das estatísticas de teste com os valores críticos fornecidos pelas tabelas apropriadas em cada caso.

Os modelos, as hipóteses nulas e a estatísticas dos testes usados no teste ADF de raiz unitária são mostrados abaixo, na tabela:

Tabela 3.1: Modelos, hipóteses nulas e estatísticas usadas no teste ADF

Modelos	Hipótese nula	Estatística do teste
(1) $\Delta y_t = \mu_c + \varphi_c t + (\rho_c - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_t + u_t$	$(\rho_c - 1) = 0$ $(\rho_c - 1) = \gamma_c = 0$	τ_τ Φ_3
(2) $\Delta y_t = \mu_c + (\rho_c - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_t + u_t$	$(\rho_c - 1) = 0$ $(\rho_c - 1) = \gamma_c = 0$	τ_μ Φ_1
(3) $\Delta y_t = (\rho_c - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_t + u_t$	$(\rho_c - 1) = 0$	τ

Os valores críticos necessários ao julgamento da hipótese nula do teste de hipótese foram retirados do trabalho de Fuller (1976) para o teste \mathbf{t} , e Dickey e Fuller (1981) para os teste \mathbf{F} .

Após obter os resultados dos testes de raiz unitária, será conduzida a análise de cointegração, como descrita no tópico 2.2. O número de defasagens do VAR utilizado será determinado analisando-se conjuntamente os critérios de informação (AIC, BIC e Hannan-Quinn) e o teste de significância da matriz Π que avalia a perda de informação ao se

reduzir o número de defasagens. O modelo de VAR será escolhido de acordo com a característica da série.

Ao dispormos dos resultados da análise de cointegração, será possível realizar o estudo da formação de preços como mostrado ao final do tópico 1.2.2, no trabalho de HARRIS, et. al. (1995). Estes resultados serão apresentados em tabelas e suas implicações serão discutidas em seguida.

3.3 Resultados

Nesta secção serão apresentados os resultados da análise empírica. Primeiramente serão expostos e comentados os resultados dos testes de raiz unitária que possibilitarão a determinação do número de raiz unitária presente em cada série. Em segundo lugar serão apresentados os resultados da análise de cointegração. Estes resultados concluirão se há relação de longo prazo entre as variáveis selecionadas. Finalmente, o modelo de correção de erro será estimado para aquelas séries que cointegraram, em seguida serão analisadas as implicações dos coeficientes do MCE para o processo de formação de preços das commodities analisadas.

3.3.1 Testes de raiz unitária

A seguir serão apresentados os resultados dos testes de raiz unitária para o grupo das quatro commodities analisadas. Os resultados dos testes ADF e Dickey-Pantula para cada commodity serão apresentados na forma de tabelas, em seguida os comentários pertinentes serão colocados. As tabelas mostram as estatísticas calculadas do teste t e do testes conjuntos, os valores críticos (5%) e o número de defasagens (d).

Tabela 3.2: Teste ADF de raiz unitária dos preços internos e externos da soja

Preços		Estatísticas Calculadas			Valores Críticos	
		D	t-ADF	F-ADF	τ	F
Internos	(1)	12	-1,534	1,952	-3,45	6,47
	(2)	12	-1,788	1,785	-2,89	4,70
	(3)	12	-0,155	-	-1,95	
Externos	(1)	3	-1,510	1,420	-3,45	6,46
	(2)	4	-1,496	1,126	-2,89	4,70
	(3)	3	-0,431	-	-1,95	

Tabela 3.3: Teste Dickey-Pantula de raiz unitária dos preços internos e externos da soja

Preços		Estatísticas Calculadas				Valores Críticos	
		D	$\tau_{\hat{\beta}_1}$	$\tau_{\hat{\beta}_2}$	c	τ	$\hat{\tau}_{\alpha\mu}$
Internos	2 R.U.	11	-2,821	-	-0,040	-1,95	2,54
	1 R.U.	11	-2,807	-0,155	1,782	-1,95	2,54
Externos	2 R.U.	3	-7,681	-	-0,356	-1,95	2,54
	1 R.U.	3	-7,665	-0,431	1,362	-1,95	2,54

Como podemos verificar, tanto os resultados do teste ADF quanto do Dickey-Pantulla para a commodity soja são conclusivos ao indicarem a presença de apenas uma raiz unitária para ambas séries. As estatísticas calculadas quando confrontadas com os valores críticos rejeitam a hipótese de duas raízes unitárias mas não permitem a rejeição de uma raiz unitária. A constante não foi significativa na definição do modelo para o teste Dickey-Pantulla.

Tabela 3.4: Teste ADF de raiz unitária dos preços internos e externos do café

Preços		Estatísticas Calculadas			Valores Críticos	
		d	t-ADF	F-ADF	τ	F
Internos	(1)	12	-1.556	1,977	-3,45	6,47
	(2)	12	-1.873	1,950	-2,89	4,70
	(3)	14	-0,190	-	-1,95	
Externos	(1)	10	-1.652	1,952	-3,45	6,47
	(2)	10	-1.875	1,955	-2,89	4,70
	(3)	13	-0.335	-	-1,95	

Tabela 3.5: Teste Dickey-Pantula de raiz unitária dos preços internos e externos do café

Preços		Estatísticas Calculadas				Valores Críticos	
		d	$\tau_{\hat{\beta}_1}$	$\tau_{\hat{\beta}_2}$	C	τ	$\hat{\tau}_{\alpha\mu}$
Internos	2 R.U.	13	-2,721	-	-0,048	-1,95	2,54
	1 R.U.	13	-2,663	-0,190	1,863	-1,95	2,54
Externos	2 R.U.	12	-2,572	-	-0,225	-1,95	2,54
	1 R.U.	12	-2,538	-0,335	1,858	-1,95	2,54

Para a commodity café os resultados também são conclusivos ao não rejeitarem a hipótese de uma raiz unitária para os preços externos e internos. Podemos verificar que a constante não foi significativa na definição do modelo para o teste Dickey-Pantula.

Tabela 3.6: Teste ADF de raiz unitária dos preços internos e externos do alumínio

Preços		Estatísticas Calculadas			Valores Críticos	
		d	t-ADF	F-ADF	τ	F
Internos	(1)	4	-2,718	4,096	-3,45	6,46
	(2)	4	-2,456	3,137	-2,89	4,70
	(3)	4	-0,133	-	-1,95	
Externos	(1)	5	-2,506	3,448	-3,45	6,46
	(2)	5	-2,368	2,945	-2,89	4,70
	(3)	5	-0,027	-	-1,95	

Tabela 3.7: Teste Dickey-Pantula de raiz unitária dos preços internos e externos do alumínio

Preços		Estatísticas Calculadas				Valores Críticos	
		d	$\tau_{\hat{\beta}_1}$	$\tau_{\hat{\beta}_2}$	c	τ	$\hat{\tau}_{\alpha\mu}$
Internos	2 R.U.	3	-5,446	-	-0,087	-2,89	2,54
	1 R.U.	3	-4,200	-2,456	2,454(+)	-2,89	2,54
Externos	2 R.U.	9	-3,215	-	0,081	-2,89	2,54
	1 R.U.	4	-3,250	-2,368	2,368(+)	-2,89	2,54

(+) Significativo a 10% (2,17).

Podemos observar que para a commodity alumínio a constante foi significativa a 10% na definição do modelo do teste DP em ambos os preços, internos e externos. Constatamos a presença de uma raiz unitária pelo teste ADF e DP para ambos os preços.

Tabela 3.8: Teste ADF de raiz unitária dos preços internos e externos do ouro

Preços		Estatísticas Calculadas			Valores Críticos	
		d	t-ADF	F-ADF	τ	F
BM&F	(1)	18	-2,072	2,145	-3,42	6,30
	(2)	18	-1,276	0,751	-2,87	4,61
	(3)	19	-1,582	-	-1,95	
LME	(1)	15	-1,583	1,783	-3,42	6,30
	(2)	15	-0,634	0,184	-2,87	4,61
	(3)	16	-1,040	-	-1,95	
NY	(1)	15	-1,554	1,750	-3,42	6,30
	(2)	15	-0,632	0,182	-2,87	4,61
	(3)	16	-0,904	-	-1,95	

Tabela 3.9: Teste Dickey-Pantula de raiz unitária dos preços internos e externos do ouro

Preços		Estatísticas Calculadas				Valores Críticos	
		d	$\tau_{\hat{\beta}_1}$	$\tau_{\hat{\beta}_2}$	c	τ	$\hat{\tau}_{\alpha\mu}$
BM&F	2 R.U.	18	-6,170	-	-1,846	-1,95	2,52
	1 R.U.	18	-6,378	-1,582	1,205	-1,95	2,52
LME	2 R.U.	16	-6,629	-	-1,021	-1,95	2,52
	1 R.U.	12	-6,709	-1,040	0,598	-1,95	2,52
NY	2 R.U.	15	-6,503	-	-0,879	-1,95	2,52
	1 R.U.	14	-6,105	-0,632	0,596	-1,95	2,52

No caso da commodity ouro, rejeita-se a hipótese de duas raízes unitárias para todas as séries de preços, o que pode ser concluído comparando-se os valores da estatística calculada com os valores críticos a 5% da penúltima coluna. A hipótese de que há uma raiz unitária não pode ser rejeitada visto que as estatísticas calculadas não permitem a rejeição para nenhuma das séries mesmo a 10%. A constante também não foi significativa na definição do modelo para o teste Dickey-Pantula

3.3.2 Análise de Cointegração

Apresentamos em seguida os resultados dos testes de cointegração para as quatro commodities. As tabelas mostram os testes de cointegração para todas as séries de preços descritas anteriormente, e incluem as estatísticas do traço e do máximo valor, valores críticos (5%), autovalores e os respectivos autovetores. Como podemos verificar três

commodities apresentaram relação de longo prazo caracterizada pelo vetor de cointegração, a saber: soja, alumínio e ouro.

Tabela 3.10: Teste de Cointegração de Johansen para Soja

H_0	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	λ_{max}	95%
$r = 0$	23,78*	20,0	21,9**	15,70
$r \leq 1$	1,87	9,20	1,87	1,78
	Autovetores		Autovalores	
Preços Internos	0,749	0,162	0,156	0,014
Preços Externos	-0,881	0,421		
Constante	0,477	-1,459		

*(**) significância a 5%(1%)

Rejeitamos a hipótese nula de que não existe relação de cointegração a 10% no caso da estatística do traço e a 1% na estatística do máximo autovalor. Assumimos a presença de um vetor de cointegração, visto que não podemos rejeitar a hipótese de que existe no máximo um vetor de cointegração.

Tabela 3.11: Teste de Cointegração de Johansen para Café

H_0	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	λ_{max}	95%
$r = 0$	11,74	20,00	9,00	15,70
$r \leq 1$	2,73	9,20	2,73	9,20
	Autovetores		Autovalores	
Preços Internos	0,567	0,216	0,067	0,020
Preços Externos	-0,871	-0,055		
Constante	1,715	-0,695		

O café foi a única commodity que não apresentou nenhuma relação de longo prazo entre as variáveis. Analisando-se os valores da estatística do traço e do máximo valor conclui-se que não é possível rejeitar a hipótese de que não existe nenhum vetor de cointegração (posto da matriz Π é nulo).

Tabela 3.12: Teste de Cointegração de Johansen para Alumínio

H_0	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	λ_{max}	95%
$r = 0$	41,45**	20,0	36,33**	15,7
$r \leq 1$	5,12	9,20	5,12	9,2
	Autovetores		Autovalores	
Preços Internos	-3,120	0,375	0,244	0,039
Preços Externos	3,084	0,220		
Constante	0,524	-4,368		

A hipótese de que não há vetor de cointegração é rejeitada a 1% em ambas as estatísticas, enquanto a hipótese de que há pelo menos um vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Logo, pode-se inferir que há um vetor de cointegração que caracteriza a relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 3.13: Teste de Cointegração de Johansen para Ouro

H_0	$\lambda_{\text{traço}}$	95%	λ_{max}	95%
$r = 0$	86,26**	42,4	65,42**	25,5
$r \leq 1$	20,84	25,3	16,47	19,0
$r \leq 2$	4,365	12,3	4,365	12,3
	Autovetores		Autovalores	
BM&F	0,247	-0,896	0,090	0,121
Londres	15,695	15,695	-0,907	0,032
Nova Iorque	-15,808	-0,980	1,303	0,008
Tendência	0,0003	-0,0002	0,0003	

No caso do ouro apesar de existir a possibilidade da ocorrência de até dois vetores de cointegração, o teste demonstrou que há apenas um vetor que caracteriza a relação de longo prazo existente entre as três variáveis. Não rejeitamos a hipótese da existência de um vetor de cointegração pelas duas estatísticas que são significativas a 1%.

3.3.3. Modelos de Correção de Erro

Após a constatação da presença de vetores de cointegração dentre as commodities acima, procura-se, neste tópico, estabelecer um detalhamento mais aprofundado desta relação de longo prazo. Sabe-se que a relação de cointegração é representada pelo Modelo de Correção de Erro (MCE). A partir dos resultados das tabelas apresentadas acima o MCE

poderá ser especificado de acordo com a equação 2.3, visando determinar a natureza e a magnitude dos ajustes de preços entre as commodities selecionadas.

A estimação do MCE será apresentada em seguida. O coeficiente α do termo $z(t-1)$ apresenta especial importância, como salientado anteriormente: se este coeficiente não for significativo, sabe-se que a variável é fracamente exógena. Por conseguinte, naquele mercado é onde o processo de formação de preços ocorre predominantemente.

Tabela 3.14: Estimação do Modelo de Correção de Erro para Soja

	Variáveis dependentes	
	Δint	Δext
$\Delta int(t-1)$	0,018 (0,20)	-0,043 (-0,79)
$\Delta int(t-2)$	0,114 (1,29)	-0,080 (-1,50)
$\Delta ext(t-1)$	-0,026 (-0,17)	0,124 (1,33)
$\Delta ext(t-2)$	-0,423 (-2,73)	-0,104 (-1,12)
$z(t-1)$	-0,241 (-3,97**)	0,055 (1,50 ⁺)
<i>F-statistic</i>	5,19	1,94
<i>R-squared</i>	0,14	0,06
<i>Schwarz SC</i>	-2,04	-3,05

** (+) significativo a 1% (10%).

O coeficiente do MCE para os preços internos da soja é significativo a 5% e para os preços externos, é significativo a 10%. Logo, o mecanismo de correção de erro que mantém o equilíbrio de longo prazo ocorre em ambos os mercados. A magnitude dos coeficientes fornece a informação de onde ocorre predominantemente a formação de preços. O coeficiente dos preços externos (0,055) é menor em valor absoluto do que o coeficiente dos preços internos, sugerindo que reações do mercado externo (Chicago) a diferenciais de preços são menores do que reações do mercado brasileiro. Se os preços em Chicago estão 1% maiores do que no mercado brasileiro, o ajustamento de correção de erro ocorre de tal forma que o preço externo aumenta somente 0,055% enquanto os preços no Brasil diminuem 0,241%. Ao considerarmos dois mercados, o brasileiro e o “internacional”, este resultado indica que a formação de preços se concentra em Chicago, pois este mercado é menos influenciado por diferenciais de preços existentes entre os

mercados. O mercado brasileiro pode ser considerado satélite, mas não um satélite puro, pois exerce certa influência na formação do preço desta commodity. Dessa forma, o mercado brasileiro não seria um mercado redundante em termos de informação nos termos descritos por GARBADE e SILBER (1979).

Tabela 3.15: Estimação do Modelo de Correção de Erro para Alumínio

	Variáveis dependentes	
	Δint	Δext
$\Delta int(t-1)$	-0,193 (-1,61)	-0,214 (-1,74)
$\Delta ext(t-1)$	0,440 (3,20)	0,465 (3,32)
$z(t-1)$	-0,404 (-2,82**)	0,204 (1,40 ⁺)
<i>F-statistic</i>	19,36	6,37
<i>R-squared</i>	0,23	0,09
<i>Schwarz SC</i>	-3,23	-3,19

** (+) significativo a 1% (10%).

Os coeficientes do termo $z(t-1)$ do MCE para a commodity alumínio apresentou significância a 10% para os preços externos (LME) e a 5% para os preços internos. Os resultados são similares aos da commodity soja. Ao ocorrer uma divergência de preços entre os mercados, os preços externos reagem em menor magnitude àquele desvio. Quando os preços na LME estão 1% maiores do que no mercado brasileiro, o ajustamento ocorre com o preço externo aumentando 0,204% enquanto os preços no Brasil reduzem 0,404%. A formação do preço ocorreria predominantemente na LME e o Brasil se caracterizaria por um mercado tomador de preços, apesar de exercer certa influência na formação do preço da commodity.

Tabela 3.16: Estimação do Modelo de Correção de Erro para Ouro

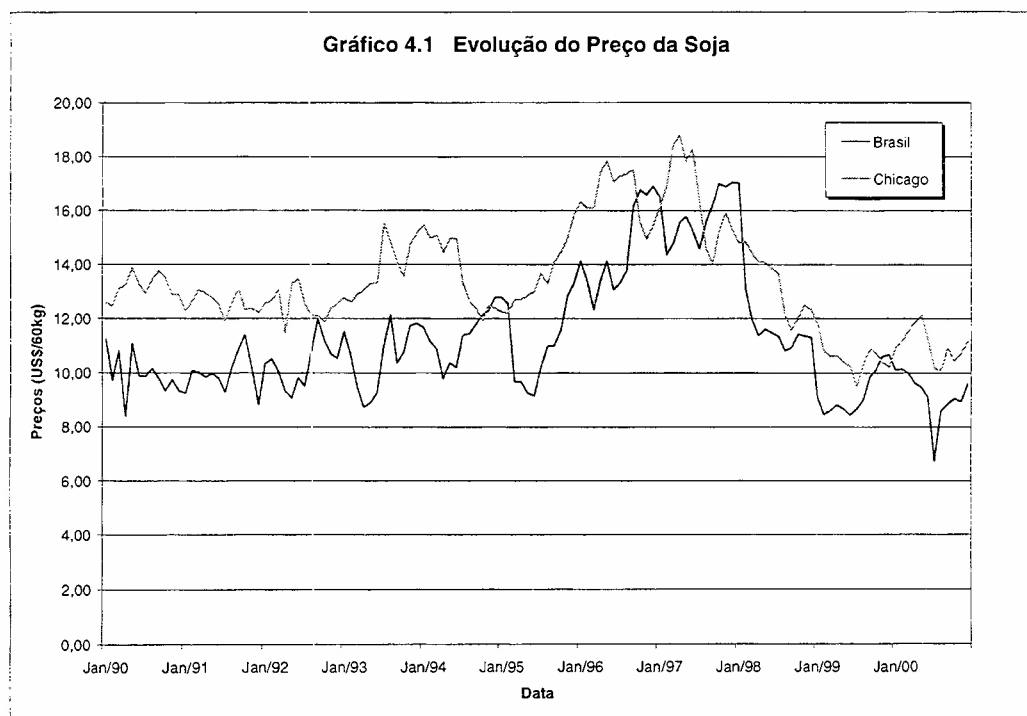
	Variáveis dependentes		
	ΔBMF	ΔLME	ΔNY
$\Delta BMF(t-1)$	-0,044 (-0,85)	0,008 (0,23)	-0,007 (-0,20)
$\Delta BMF(t-2)$	-0,195 (-4,01)	-0,050 (-1,58)	-0,06 (-1,78)
$\Delta LME(t-1)$	0,420 (1,26)	-0,134 (-0,61)	0,171 (0,73)
$\Delta LME(t-2)$	0,504 (1,95)	0,024 (0,14)	0,090 (0,49)
$\Delta NY(t-1)$	-0,047 (-0,14)	0,456 (2,14)	0,136 (0,59)
$\Delta NY(t-2)$	-0,453 (-1,69)	-0,078 (-0,44)	-0,176 (-0,94)
$z(t-1)$	-0,013 (-2,69**)	-0,009 (-2,79**)	-0,003 (-0,93)
<i>F-statistic</i>	9,24	16,15	7,78
<i>R-squared</i>	0,11	0,18	0,10
<i>Schwarz SC</i>	-4,93	-5,78	-5,65

Os coeficientes α do MCE para commodity ouro foram significativos para o mercado brasileiro (BM&F) e para o mercado inglês (LME), ambos a 1%. O coeficiente do MCE para o mercado americano (NY) não é significativo, indicando que este mercado é fracamente exógeno. Portanto, há evidência de que o preço do ouro é formado no mercado americano, pois este mercado não responde a desvios dos mercados brasileiro e inglês. Assim o mecanismo de correção de erro é realizado pelos mercados brasileiro e inglês. Ao analisar a magnitude dos coeficientes para aqueles mercados verifica-se que o mercado brasileiro reage mais a desvios do mercado americano do que aos do mercado inglês. Um preço 1% maior em relação a NY o mecanismo de ajustamento de erro se daria com LME reduzindo 0,009% e BM&F reduzindo 0,013%.

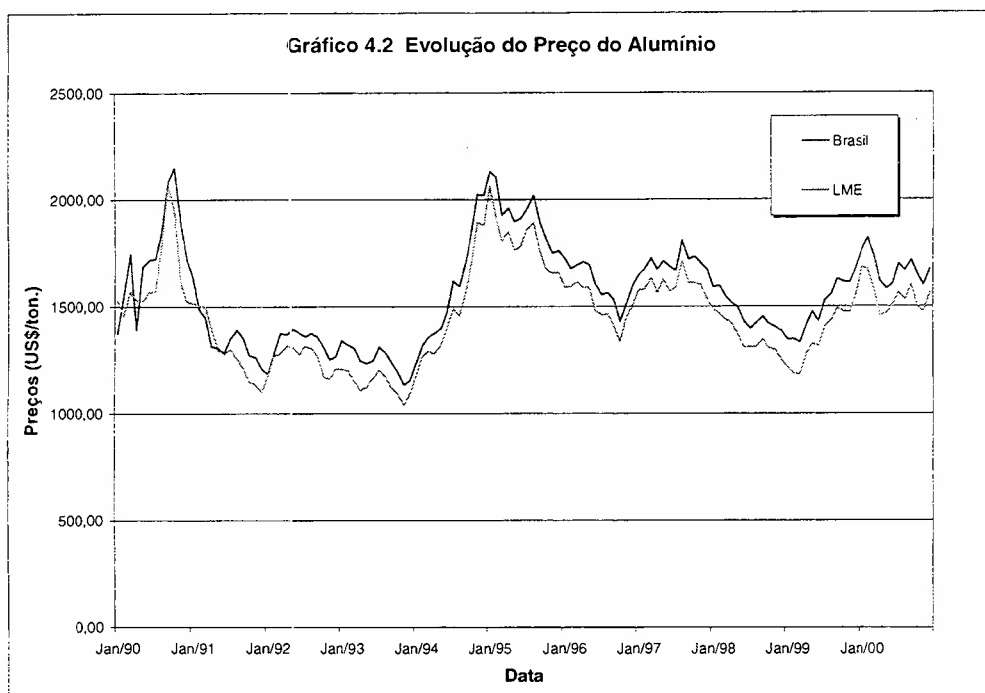
4. Conclusão

A formação de preços tem sido objeto de estudo de grande número de artigos. A *Microstructure Theory* tem se esmerado em desenvolver teorias e técnicas empíricas, visando compreender o processo pelo qual os preços são formados em mercados específicos. Este corpo teórico forneceu o fundamento empregado nesta dissertação ao estudo da formação de preços de commodities no Brasil. O instrumental econométrico da análise de cointegração, por meio do método de Johansen, possibilitou a realização da análise empírica. Os resultados empíricos demonstraram que a formação de preços das commodities analisadas ocorrem predominantemente no exterior, apesar do mercado brasileiro não ser completamente passivo. Vejamos os principais resultados da pesquisa.

No caso da soja o mercado americano, particularmente Chicago, é o formador de preços. Porém, o mercado brasileiro não é um satélite puro, e termina por influenciar as cotações no mercado internacional. O gráfico abaixo mostra a evolução dos preços da soja no mercado brasileiro e americano. O preço no mercado brasileiro acompanha o preço internacional com um deságio. Este diferencial de preços parece refletir um custo de internalização no mercado norte-americano, representado pelo custo de transporte entre Brasil e Estados Unidos.



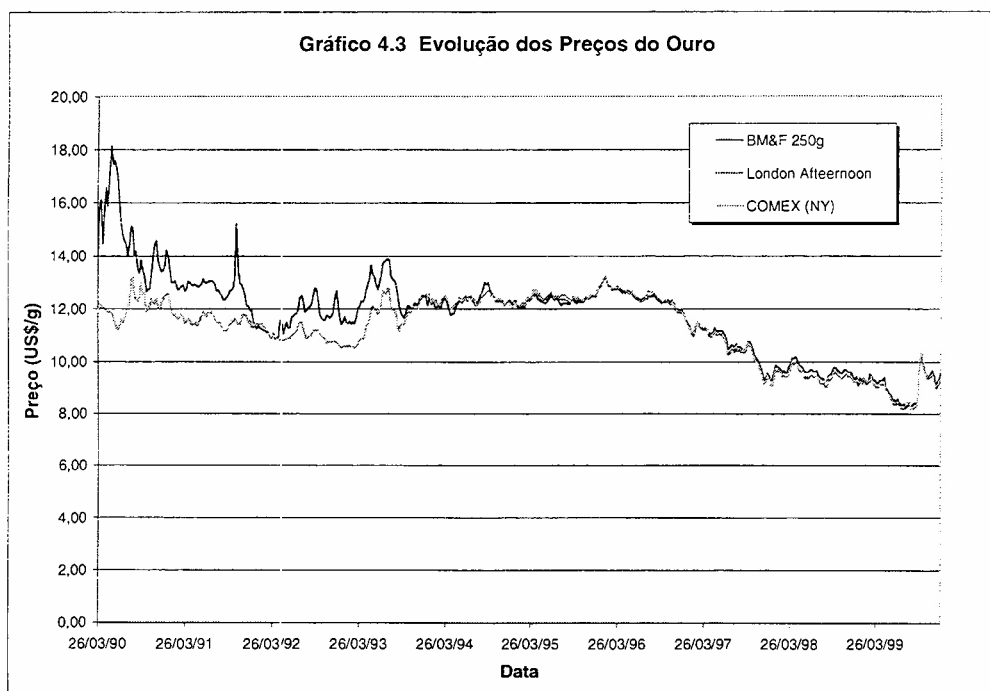
Para a commodity alumínio, os resultados são semelhantes, ou seja, o mercado externo, *London Metal Exchange*, é o formador de preços, e o mercado brasileiro se ajusta em maior grau a diferenciais de preços que venham a existir entre estes mercados. Ao observar o gráfico da série de preços para o alumínio, observamos que o preço no Brasil segue o preço internacional com um ágio. Apparently esta commodity metálica apresenta uma característica distinta das commodities agrícolas aqui analisadas. Enquanto o preço das commodities agrícolas segue o preço internacional com um deságio, no caso desta commodity o preço interno segue o preço internacional mas com um ágio.



Este fato pode ser explicado através das características próprias dos sistemas produtivos dessa commodity. O sistema produtivo das commodities agrícolas se aproxima muito a estrutura de concorrência perfeita onde grande número de produtores ofertam um produto homogêneo, a tecnologia é difundida, livre entrada e saída das empresas etc., enquanto o setor consumidor de commodities agrícolas é caracterizado por ser um oligopsônio. A imposição de preços seria realizada pelo setor com maior poder de barganha, no caso, os compradores. No caso da commodity alumínio o setor produtivo se aproxima de um oligopólio, os produtores teriam maior poder sobre a determinação dos preços. Desta forma, a busca de um mercado alternativo é de interesse dos produtores para as commodities agrícolas e dos consumidores para a commodity metálica. Assim, os

diferencias de preços entre estes grupos de commodities é explicado pelo custo de se comercializar o produto no mercado alternativo. Os produtores de alumínio no Brasil são tomadores dos preços internacionais, porém é como se ajustassem o diferencial entre o preço externo e interno até o limite onde não é viável para compradores a aquisição do alumínio no exterior, extraindo desta forma o máximo do excedente.

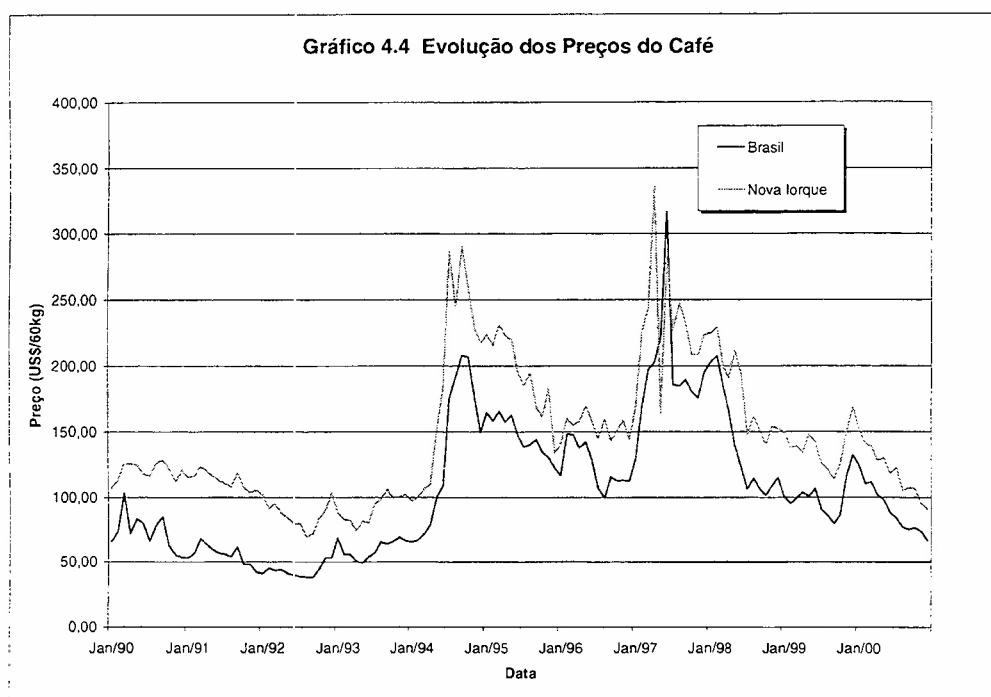
Verificou-se que o preço da commodity ouro é formado no mercado americano, *COMEX (NY)*, e os preços nos mercados brasileiro (*BM&F*) e inglês (*LME*) se ajustam àquele mercado. Isto se deve ao fato de que a variável do mercado americano no modelo de correção de erro apresentou coeficiente não significativo, sendo considerada fracamente exógena. A análise dos coeficientes permitiu que se chegasse a conclusão de que a *BM&F* se ajusta em maior grau do que o mercado inglês a desvios de preços em relação ao mercado americano.



Ao observarmos o gráfico dois aspectos chamam a atenção. Primeiramente, o preço no mercado brasileiro no início da década de noventa segue o preço internacional, mas com um grande ágio. Provavelmente isso se deve ao fato de essa commodity servir como reserva de valor, principalmente no período de grande instabilidade macroeconômica como o ocorrido no início da década passada. Outro aspecto é que os preços se mantêm muito próximos nos três mercados. Como o ouro é uma commodity de alto valor agregado, o

custo de transporte é quase nulo, possibilitando que a arbitragem entre os mercados seja realizada sem grandes dificuldades. Isso faz com que ocorra a convergência dos preços nos três mercados.

A commodity café não apresentou relação de longo prazo com o mercado internacional. Dois são os prováveis motivos: (a) a série de dados fornecida pelo CEPEA pode não representar perfeitamente o preço da commodity café no Brasil, já que a metodologia mais adequada para a coleta dos preços passou a ser aplicada só no final da década de noventa; (b) o café não seria uma commodity perfeita. Devido a grande diversidade de oferta de tipos de café e tamanho do mercado brasileiro, este apresentaria certa independência do mercado internacional.



Dessa forma, podemos dizer que a formação de preços de commodities no Brasil é satisfatoriamente compreendida pela *microstructure theory*, referencial teórico aplicado neste trabalho. As commodities, particularmente as agrícolas, constituem parte importante da pauta de exportações brasileiras. Como desequilíbrios externos são recorrentes na economia brasileira, a geração de superávites comerciais tem recebido especial atenção nos últimos tempos. A estratégia genérica de redução de custo de produção para commodities é realçada neste contexto onde o mercado brasileiro é tomador de preços. Logo, os ganhos de

produtividade que possibilitam a redução unitária de custo de produção se apresentam como a variável mais importante.

O presente trabalho, ao trazer informações sobre processo de formação de preços daquelas commodities, também pode colaborar para a elaboração de políticas públicas cujo objetivo seja o aperfeiçoamento institucional do mercado brasileiro destes produtos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Deaton, A. & Laroque, G. (1992) On the Behaviour of Commodity Prices. *Review of Economic Studies* 59, 1-23.
- De Jong, F., Mahieu, R., Schotman, P. (1998) Price Discovery in the Foreign Exchange Market: an Empirical Analysis of the yen/dmark rate. *Journal of International Money and Finance*, 17, 5-27.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica* 49, (4), 1057-1072.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. G. (1987) Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5, (4), 455-461.
- Engle & Granger (1991) Introduction. In Engle R. F. & Granger, C. W., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. (1-16). New York: Oxford University Press.
- Engle, R. F. & Granger, C.W.J. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, (2), 251-276.
- Engle, R. F., Hendry, D. F., & Richard, J. (1983) Exogeneity. *Econometrica*, 51, (2), 277-304.
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987) Forecasting and testing in co-integrated system. *Journal of Econometrics*, 35, (1), 143-159.
- Harris, R. (1995) *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Harvester Wheatsheaf: Prentice Hall.
- Garbade, K. D. & Silber, W. L. (1983) Price Movements and Price Discovery in Future and Cash Markets. *Review of Economic and Statistics*, 65 (2), May, 289-297.
- Garbade, K. D. & Silber, W. L. (1979) Dominant and Satellite Markets: a Study of Dually-Traded Securities. *Review of Economic and Statistics* 61, (3), Aug, 455-460.
- Granger, C. W. J. (1986) Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, (3), 213-228.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis*. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall.
- Hahn F. (1992) Walrasian Auctioneer In *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance* Eds. Newman, P.; Milgate, M.; Eatwell, J. The McMillan Press Limited, London.

- Harris, F. H. deB., Mcinish, T. H., Shoesmith, G. L. & Wood, R. A. (1995) Cointegration, Error Correction, and Price Discovery on Informationally Linked Security Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, (4), December.
- Hasbrouck, J. (1993) Assessing the Quality of a Security Market: A New Approach to Transaction-Cost Measurement. *The Review of Financial Studies*, 6, (1), 191-212.
- Hasbrouck, J. (1995) One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery. *The Journal of Finance*, 50, (4), 1175-1199.
- Hill, C., Griffiths, W. & Judge, G. (1999) *Econometria*. São Paulo: Saraiva.
- Johansen, S. (1991) Statistical analysis of cointegration vectors. In Engle R. F. & Granger, C. W., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. (131-152). New York: Oxford University Press.
- Johansen, S. (1992) Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52, (3) 389-402.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press.
- Lapp, J. S. & Smith, V. H. (1992) Aggregate Sources of Relative Price Variability among Agriculture Commodities. *American journal of agricultural economics*, (74), 1, 1-9.
- Madhavan, A. (2000) Market Microstructure: A Survey. *Journal of Financial Markets*, 3, 205-258.
- Mackinnon, J. G. (1991) Critical values for cointegration tests. In Engle R. F. & Granger, C. W., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. (267-276). New York: Oxford University Press.
- Morgan, C. W., Rayner, A. J. & Ennew, C. T. (1994) Price Instability and Commodity Future Markets. *World Development*, 22, (11), 1729-1736.
- O'Hara, M. (1995) *Market Microstructure Theory*. Blackwell Publishers, USA. 1ª edição, 290 p.
- Pindick, R. S. & Rotemberg, J. J. (1990) The Excess Co-movement of Commodity Prices. *Economic Journal*, 100, 1173-1189.
- Reinhart, C. (1994) Commodity prices: cyclical weakness or secular decline? *IMF Staff Papers*, 38, 506-524.
- Schreiber, P. S. & Schwartz, R. A. (1986) Price discovery in securities markets. *The Journal of Portfolio Management*, Summer (12), 43-48.

- Schuh, G. E. The new macroeconomics of agriculture (1976) *American Journal of Agricultural Economics*, XX, 802-811.
- Stein, J. L. (1994) Price Discovery in Asset Markets. *Managerial Finance*, 20, (2/3), 90-101.
- Varangis, P, & Larson, D. (1996) Dealing with Commodity Price. *Uncertainty The World Bank Working Paper 1667*. Commodity Policy and Analysis Unit International Economics Department. October.

ANEXO – Preços das commodities

Preços do alumínio, café e soja.

Ano	Mês	Alumínio(US\$/t.)		Soja (US\$/60kg)		Café (US\$/60kg)	
		Brasil	LME	Brasil	Chicago	Brasil	N.Y.
1990	jan.	1373,14	1528,25	11,25	12,59	65,40	106,68
	fev.	1546,64	1454,28	9,72	12,48	73,39	113,28
	mar.	1743,57	1567,39	10,81	13,10	103,14	125,19
	abr.	1389,65	1525,55	8,37	13,24	71,83	125,44
	maio	1685,92	1526,93	11,08	13,87	83,09	124,86
	jun.	1716,93	1565,79	9,89	13,26	79,34	117,90
	jul.	1722,75	1570,95	9,87	12,95	65,70	116,01
	ago.	1844,57	1782,02	10,16	13,42	78,40	125,76
	set.	2084,91	2066,53	9,80	13,78	84,53	128,38
	out.	2146,89	1945,70	9,33	13,49	62,30	122,24
	nov.	1890,52	1617,50	9,75	12,89	55,27	111,88
	dec.	1718,82	1522,44	9,34	12,88	53,38	120,90
1991	jan.	1637,36	1515,18	9,25	12,29	53,11	115,15
	fev.	1486,44	1504,60	10,09	12,62	56,61	116,70
	mar.	1446,06	1496,00	10,03	13,06	67,96	123,73
	abr.	1311,67	1391,86	9,84	12,95	63,96	120,25
	maio	1305,50	1296,05	9,98	12,75	59,31	116,51
	jun.	1281,92	1275,15	9,80	12,53	56,69	112,90
	jul.	1347,00	1296,78	9,29	11,91	55,75	110,69
	ago.	1389,61	1256,45	10,16	12,55	54,02	107,83
	set.	1352,38	1211,81	10,85	13,10	61,70	118,89
	out.	1271,71	1150,03	11,39	12,34	48,07	107,89
	nov.	1259,76	1134,80	10,20	12,37	47,97	103,93
	dec.	1206,39	1097,55	8,83	12,25	42,03	105,43
1992	jan.	1182,94	1177,07	10,33	12,55	40,80	102,36
	fev.	1282,84	1266,83	10,52	12,67	45,23	91,02
	mar.	1373,52	1280,47	10,05	13,06	43,33	95,05
	abr.	1368,28	1317,05	9,34	11,47	44,23	87,87
	maio	1394,88	1306,79	9,07	13,31	40,77	83,36
	jun.	1377,32	1275,55	9,83	13,46	39,94	78,89
	jul.	1357,11	1313,05	9,51	12,53	38,37	79,58
	ago.	1373,60	1305,05	10,75	12,13	38,02	69,45
	set.	1357,86	1269,61	11,99	12,09	37,97	71,64
	out.	1308,57	1173,78	11,19	11,87	44,30	83,55
	nov.	1250,20	1159,05	10,70	12,39	53,20	89,68
	dec.	1263,72	1207,10	10,52	12,53	53,12	103,67
1993	jan.	1339,72	1206,78	11,52	12,77	68,41	88,03
	fev.	1319,53	1201,85	10,66	12,60	55,55	82,73
	mar.	1304,46	1151,33	9,46	12,89	55,57	81,58
	abr.	1244,55	1108,53	8,74	13,06	50,18	74,02
	maio	1233,15	1123,96	8,90	13,29	49,12	81,26
	jun.	1245,31	1165,30	9,27	13,33	53,79	79,90
	jul.	1308,25	1202,13	10,98	15,53	56,77	94,31
	ago.	1284,04	1172,14	12,13	14,80	65,34	98,67
	set.	1235,00	1115,38	10,35	14,07	63,69	105,70
	out.	1192,50	1087,10	10,76	13,57	65,49	99,75
	nov.	1132,62	1039,81	11,73	14,78	68,98	100,32
	dec.	1155,22	1094,30	11,83	15,15	66,38	102,12

1994 jan.	1233,43	1174,59	11,67	15,45	65,06	97,08
fev.	1317,02	1269,93	11,18	14,98	66,83	99,94
mar.	1356,00	1289,03	10,89	15,08	71,62	106,52
abr.	1374,00	1278,72	9,80	14,45	78,42	110,31
maio	1396,00	1322,59	10,36	14,97	100,42	152,95
jun.	1474,88	1400,58	10,20	14,96	108,73	183,57
jul.	1616,97	1492,42	11,39	13,32	175,65	286,79
ago.	1591,34	1455,36	11,45	12,64	191,45	244,67
set.	1706,42	1569,22	11,79	12,37	207,84	290,61
out.	1846,06	1698,05	12,14	11,93	206,84	259,65
nov.	2023,26	1892,59	12,30	12,48	176,15	228,68
dec.	2017,69	1878,31	12,77	12,38	149,58	217,12
1995 jan.	2129,69	2060,55	12,77	12,24	164,62	223,51
fev.	2102,71	1916,15	12,55	12,22	158,14	215,44
mar.	1923,92	1805,07	9,68	12,71	165,52	231,19
abr.	1957,46	1849,00	9,69	12,69	157,48	222,54
maio	1895,80	1762,69	9,26	12,85	162,57	219,96
jun.	1909,15	1780,05	9,16	13,00	147,99	196,31
jul.	1955,15	1860,01	10,22	13,68	138,34	185,10
ago.	2018,04	1888,32	10,99	13,28	140,19	194,77
set.	1896,76	1760,83	11,00	14,09	144,16	168,92
out.	1815,20	1674,32	11,59	14,46	134,38	161,37
nov.	1748,76	1654,07	12,84	14,97	130,20	183,15
dec.	1758,88	1656,74	13,30	15,84	122,50	133,63
1996 jan.	1724,30	1589,34	14,12	16,33	116,29	140,45
fev.	1674,63	1591,55	13,39	16,09	148,28	160,57
mar.	1691,86	1612,48	12,33	16,09	147,66	154,50
abr.	1705,60	1587,23	13,39	17,42	137,47	158,18
maio	1693,23	1589,26	14,13	17,82	142,07	169,39
jun.	1603,57	1482,48	13,06	17,08	128,27	158,02
jul.	1553,37	1458,70	13,31	17,28	107,11	145,10
ago.	1562,23	1463,36	13,78	17,35	99,49	159,76
set.	1528,93	1407,38	16,16	17,52	115,36	143,26
out.	1429,23	1336,34	16,76	15,55	112,32	150,77
nov.	1509,33	1449,52	16,59	14,95	112,93	158,71
dec.	1593,47	1500,29	16,90	15,43	111,92	144,35
1997 jan.	1644,71	1575,61	16,49	16,13	128,50	168,34
fev.	1674,45	1580,01	14,35	16,88	170,27	226,41
mar.	1724,94	1631,57	14,77	18,42	197,12	243,51
abr.	1670,05	1561,44	15,56	18,80	202,23	336,02
maio	1711,44	1625,25	15,77	17,82	221,79	163,64
jun.	1682,63	1567,55	15,24	18,29	316,68	281,88
jul.	1663,89	1591,99	14,57	16,28	185,86	227,04
ago.	1805,84	1710,58	15,57	14,59	184,70	247,17
set.	1718,63	1610,60	16,19	14,04	189,47	232,66
out.	1731,61	1607,86	17,00	15,23	180,24	208,77
nov.	1701,26	1598,99	16,88	15,92	175,64	208,03
dec.	1670,09	1530,51	17,04	15,27	194,71	223,42

1998 jan.	1590,32	1485,79	17,03	14,80	202,53	224,95
fev.	1595,10	1465,56	13,11	14,85	207,47	228,76
mar.	1545,64	1437,70	11,95	14,42	184,11	199,22
abr.	1516,78	1418,16	11,38	14,11	166,33	190,60
maio	1492,56	1364,72	11,61	14,08	139,43	211,79
jun.	1427,72	1307,24	11,48	13,88	122,74	193,54
jul.	1395,88	1309,21	11,35	13,65	106,10	148,39
ago.	1422,78	1310,90	10,82	12,15	114,55	161,67
set.	1450,47	1342,27	10,94	11,58	106,01	151,25
out.	1416,70	1304,06	11,43	12,01	101,41	140,02
nov.	1401,62	1294,96	11,36	12,51	108,45	154,08
dec.	1384,70	1249,06	11,31	12,33	114,78	152,15
1999 jan.	1346,48	1218,46	9,08	11,76	100,34	149,41
fev.	1346,54	1186,86	8,46	10,79	95,22	137,90
mar.	1329,87	1181,59	8,62	10,61	98,89	139,16
abr.	1412,60	1278,20	8,82	10,64	103,49	133,63
maio	1474,52	1323,46	8,66	10,40	100,50	148,27
jun.	1429,49	1315,31	8,44	10,22	106,64	141,83
jul.	1529,69	1403,76	8,68	9,50	90,00	125,91
ago.	1553,20	1431,32	9,01	10,33	85,36	120,69
set.	1626,11	1492,48	9,84	10,91	79,57	114,20
out.	1612,37	1474,40	10,15	10,69	85,86	125,17
nov.	1609,39	1472,76	10,60	10,40	116,09	150,51
dec.	1677,99	1554,48	10,67	10,20	132,33	168,67
2000 jan.	1763,02	1680,70	10,12	10,91	124,33	152,37
fev.	1818,93	1670,67	10,14	11,14	110,25	140,85
mar.	1733,08	1577,41	10,01	11,55	111,41	138,95
abr.	1615,69	1457,61	9,64	11,86	101,90	128,05
maio	1581,31	1467,19	9,48	12,15	97,98	130,27
jun.	1601,98	1506,73	9,11	11,23	87,81	118,02
jul.	1698,01	1563,88	6,73	10,17	83,68	122,64
ago.	1664,21	1528,02	8,60	10,09	76,79	105,18
set.	1714,91	1601,60	8,85	10,93	74,84	107,23
out.	1651,09	1500,66	9,06	10,43	76,47	106,46
nov.	1597,71	1474,23	8,93	10,74	73,15	94,38
dec.	1672,54	1565,87	9,60	11,15	66,06	89,66

Preços do ouro em US\$/g para BM&F, LME (Londres) e COMEX (NY)

Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)	Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)
				1/7/91	14,23	12,53	12,59
				1/14/91	13,99	12,59	12,54
				1/21/91	13,42	12,12	12,01
				1/28/91	13,00	11,89	11,92
				2/4/91	12,99	11,76	11,80
				2/11/91	13,06	11,78	11,80
				2/18/91	12,88	11,65	11,65
				2/25/91	12,71	11,62	11,67
				3/4/91	12,79	11,77	11,80
				3/11/91	12,86	11,75	11,75
				3/18/91	12,89	11,68	11,68
3/26/90	13,31	11,90	11,86	3/25/91	12,66	11,46	11,49
4/2/90	15,75	12,05	12,26	4/1/91	12,76	11,52	11,56
4/9/90	16,08	12,07	12,07	4/8/91	13,04	11,65	11,67
4/16/90	14,45	12,06	12,09	4/15/91	12,99	11,56	11,57
4/23/90	15,68	12,00	12,01	4/22/91	12,92	11,41	11,44
4/30/90	16,56	11,88	11,90	4/29/91	12,89	11,41	11,40
5/7/90	15,87	11,91	11,91	5/6/91	12,93	11,47	11,47
5/14/90	17,04	11,87	11,91	5/13/91	12,89	11,35	11,51
5/21/90	18,14	11,87	11,88	5/20/91	12,82	11,44	11,46
5/29/90	17,44	11,74	11,69	5/27/91	12,89	11,56	11,65
6/4/90	17,59	11,45	11,48	6/3/91	12,92	11,70	11,70
6/11/90	17,29	11,28	11,32	6/10/91	13,16	11,91	11,91
6/18/90	16,88	11,21	11,25	6/17/91	13,01	11,82	11,83
6/25/90	16,04	11,30	11,35	6/24/91	12,97	11,73	11,75
7/2/90	15,21	11,59	11,60	7/1/91	13,03	11,86	11,86
7/9/90	14,80	11,47	11,51	7/8/91	13,04	11,87	11,87
7/16/90	14,60	11,62	11,64	7/15/91	13,08	11,86	11,89
7/23/90	14,42	11,85	11,87	7/22/91	13,00	11,78	11,76
7/30/90	13,98	12,02	11,99	7/29/91	12,96	11,64	11,62
8/6/90	14,42	12,37	12,44	8/5/91	12,67	11,49	11,48
8/13/90	15,11	13,04	13,07	8/12/91	12,71	11,49	11,49
8/20/90	15,02	13,20	13,22	8/19/91	12,59	11,45	11,44
8/27/90	14,04	12,46	12,39	8/26/91	12,51	11,31	11,33
9/3/90	14,17	12,37	12,45	9/2/91	12,34	11,18	11,20
9/10/90	13,51	12,30	12,28	9/9/91	12,36	11,17	11,16
9/17/90	13,35	12,46	12,48	9/16/91	12,44	11,17	11,17
9/24/90	13,84	12,93	12,99	9/23/91	12,50	11,28	11,30
10/1/90	13,47	12,63	12,57	9/30/91	12,67	11,43	11,45
10/8/90	13,20	12,58	12,54	10/7/91	12,72	11,52	11,54
10/15/90	12,64	11,90	11,87	10/14/91	12,82	11,51	11,55
10/22/90	12,72	11,95	11,97	10/21/91	13,23	11,65	11,66
10/29/90	12,76	12,11	12,16	10/28/91	15,23	11,51	11,52
11/5/90	13,30	12,29	12,37	11/4/91	13,44	11,41	11,40
11/12/90	13,89	12,23	12,24	11/11/91	12,95	11,43	11,46
11/19/90	14,41	12,21	12,23	11/18/91	12,92	11,69	11,75
11/26/90	14,59	12,39	12,43	11/25/91	12,74	11,80	11,82
12/3/90	13,80	12,06	12,04	12/2/91	12,53	11,76	11,78
12/10/90	13,58	11,97	12,02	12/9/91	12,11	11,73	11,72
12/17/90	13,39	12,23	12,27	12/16/91	12,11	11,52	11,52
12/24/90	13,45	12,36	12,48	12/23/91	11,96	11,56	11,47
12/31/90	13,64	12,48	12,50	12/30/91	11,93	11,33	11,33

Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)	Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)
1/6/92	11,52	11,31	11,33	1/4/93	11,69	10,58	10,57
1/13/92	11,39	11,42	11,40	1/11/93	11,42	10,55	10,53
1/20/92	11,25	11,46	11,46	1/18/93	11,55	10,58	10,57
1/27/92	11,37	11,43	11,43	1/25/93	11,72	10,61	10,61
2/3/92	11,28	11,44	11,44	2/1/93	11,52	10,57	10,59
2/10/92	11,23	11,43	11,45	2/8/93	11,45	10,59	10,63
2/17/92	11,19	11,35	11,34	2/15/93	11,54	10,61	10,65
2/24/92	11,19	11,29	11,29	2/22/93	11,43	10,59	10,59
3/2/92	11,11	11,26	11,27	3/1/93	11,52	10,58	10,59
3/9/92	11,13	11,19	11,21	3/8/93	11,46	10,51	10,51
3/16/92	10,94	10,92	10,92	3/15/93	11,72	10,59	10,61
3/23/92	10,88	10,93	10,95	3/22/93	12,03	10,68	10,69
3/30/92	11,07	11,00	11,00	3/29/93	12,10	10,80	10,84
4/6/92	10,86	10,90	10,92	4/5/93	12,30	10,87	10,88
4/13/92	10,88	10,89	10,87	4/12/93	12,27	10,86	10,87
4/20/92	10,90	10,86	10,89	4/19/93	12,39	10,95	10,97
4/27/92	11,56	10,82	10,84	4/26/93	12,73	11,32	11,39
5/4/92	11,51	10,82	10,83	5/3/93	12,95	11,44	11,43
5/11/92	11,05	10,82	10,83	5/10/93	13,16	11,60	11,64
5/18/92	11,32	10,87	10,86	5/17/93	13,65	12,00	12,01
5/25/92	11,49	10,86	10,85	5/24/93	13,31	12,11	12,14
6/1/92	11,28	10,89	10,89	5/31/93	13,23	12,05	11,98
6/8/92	11,30	10,88	10,92	6/7/93	12,94	11,96	11,93
6/15/92	11,71	11,01	10,99	6/14/93	12,73	11,81	11,88
6/22/92	11,72	11,03	11,04	6/21/93	12,98	11,94	11,99
6/29/92	11,83	11,07	11,07	6/28/93	13,27	12,19	12,25
7/6/92	11,83	11,16	11,17	7/5/93	13,71	12,62	12,67
7/13/92	11,97	11,31	11,34	7/12/93	13,80	12,63	12,64
7/20/92	12,41	11,53	11,53	7/19/93	13,83	12,60	12,56
7/27/92	12,50	11,50	11,49	7/26/93	13,92	12,69	12,79
8/3/92	12,30	11,29	11,28	8/2/93	13,87	12,73	12,62
8/10/92	11,88	11,05	10,96	8/9/93	13,25	12,10	12,06
8/17/92	11,93	10,84	10,84	8/16/93	13,14	11,99	11,98
8/24/92	12,06	10,94	10,93	8/23/93	13,07	11,95	11,92
8/31/92	12,08	10,96	10,96	8/30/93	12,89	11,84	11,84
9/7/92	12,20	11,00	10,99	9/6/93	12,47	11,42	11,30
9/14/92	12,55	11,17	11,20	9/13/93	12,08	11,19	11,18
9/21/92	12,79	11,22	11,21	9/20/93	11,85	11,43	11,48
9/28/92	12,74	11,20	11,18	9/27/93	11,74	11,41	11,39
10/5/92	12,30	11,26	11,26	10/4/93	11,65	11,43	11,44
10/12/92	11,77	11,04	11,03	10/11/93	11,96	11,70	11,73
10/19/92	11,66	11,03	11,04	10/18/93	12,12	11,87	11,91
10/26/92	11,59	10,91	10,91	10/25/93	12,10	11,89	11,87
11/2/92	11,59	10,87	10,84	11/1/93	12,03	11,83	11,83
11/9/92	11,75	10,70	10,69	11/8/93	12,04	12,09	12,07
11/16/92	11,75	10,77	10,76	11/15/93	12,22	12,06	12,09
11/23/92	11,66	10,75	10,74	11/22/93	12,19	12,13	12,14
11/30/92	11,73	10,77	10,78	11/29/93	12,12	12,00	11,99
12/7/92	11,87	10,75	10,77	12/6/93	12,37	12,22	12,24
12/14/92	12,37	10,82	10,79	12/13/93	12,41	12,42	12,44
12/21/92	12,68	10,76	10,71	12/20/93	12,51	12,44	12,40
12/28/92	12,24	10,70	10,70	12/27/93	12,49	12,50	12,51

	BM&F	London	COMEX		BM&F	London	COMEX
Data	250g	Afternoon	(NY)	Data	250g	Afternoon	(NY)
1/3/94	12,42	12,58	12,57	1/2/95	12,23	12,11	12,04
1/10/94	12,14	12,44	12,47	1/9/95	12,18	12,10	12,13
1/17/94	12,48	12,57	12,51	1/16/95	12,31	12,25	12,28
1/24/94	12,19	12,25	12,23	1/23/95	12,32	12,25	12,23
1/31/94	12,23	12,34	12,37	1/30/95	12,08	12,08	12,16
2/7/94	12,21	12,28	12,27	2/6/95	12,07	12,07	12,16
2/14/94	11,99	12,32	12,31	2/13/95	12,06	12,10	12,18
2/21/94	12,13	12,16	12,14	2/20/95	12,12	12,18	12,23
2/28/94	12,11	12,18	12,17	2/27/95	12,02	12,09	12,15
3/7/94	12,02	12,19	12,25	3/6/95	12,28	12,24	12,29
3/14/94	12,26	12,40	12,39	3/13/95	12,38	12,36	12,48
3/21/94	12,40	12,51	12,50	3/20/95	12,30	12,30	12,41
3/28/94	12,37	12,48	12,47	3/27/95	12,43	12,36	12,42
4/4/94	12,20	12,37	12,37	4/3/95	12,62	12,62	12,73
4/11/94	11,94	12,17	12,15	4/10/95	12,50	12,53	12,62
4/18/94	11,77	12,00	11,99	4/17/95	12,59	12,61	12,73
4/25/94	11,83	12,03	12,05	4/24/95	12,38	12,51	12,55
5/2/94	11,83	12,04	12,12	5/1/95	12,35	12,51	12,59
5/9/94	12,05	12,23	12,23	5/8/95	12,28	12,37	12,40
5/16/94	12,21	12,27	12,31	5/15/95	12,26	12,32	12,36
5/23/94	12,29	12,42	12,42	5/22/95	12,22	12,33	12,39
5/30/94	12,31	12,38	12,34	5/29/95	12,22	12,36	12,44
6/6/94	12,24	12,26	12,28	6/5/95	12,32	12,38	12,51
6/13/94	12,38	12,38	12,42	6/12/95	12,45	12,49	12,58
6/20/94	12,54	12,54	12,56	6/19/95	12,52	12,54	12,63
6/27/94	12,29	12,44	12,40	6/26/95	12,43	12,48	12,52
7/4/94	12,45	12,38	12,36	7/3/95	12,32	12,37	12,40
7/11/94	12,48	12,38	12,38	7/10/95	12,41	12,43	12,49
7/18/94	12,30	12,40	12,39	7/17/95	12,37	12,48	12,48
7/25/94	12,25	12,42	12,39	7/24/95	12,25	12,40	12,47
8/1/94	12,13	12,21	12,18	7/31/95	12,12	12,33	12,51
8/8/94	12,26	12,16	12,13	8/7/95	12,20	12,35	12,54
8/15/94	12,33	12,17	12,18	8/14/95	12,22	12,35	12,53
8/22/94	12,51	12,31	12,30	8/21/95	12,23	12,34	12,48
8/29/94	12,63	12,42	12,43	8/28/95	12,18	12,29	12,42
9/5/94	12,80	12,52	12,54	9/4/95	12,19	12,24	12,39
9/12/94	13,00	12,53	12,53	9/11/95	12,33	12,35	12,30
9/19/94	12,94	12,66	12,66	9/18/95	12,38	12,36	12,48
9/26/94	12,98	12,72	12,71	9/25/95	12,28	12,33	12,43
10/3/94	12,77	12,62	12,62	10/2/95	12,20	12,31	12,39
10/10/94	12,59	12,48	12,47	10/9/95	12,26	12,36	12,45
10/17/94	12,56	12,55	12,55	10/16/95	12,26	12,31	12,38
10/24/94	12,45	12,50	12,50	10/23/95	12,25	12,30	12,35
10/31/94	12,28	12,35	12,34	10/30/95	12,23	12,29	12,34
11/7/94	12,26	12,34	12,34	11/6/95	12,33	12,39	12,44
11/14/94	12,32	12,40	12,39	11/13/95	12,45	12,42	12,44
11/21/94	12,28	12,35	12,34	11/20/95	12,37	12,37	12,38
11/28/94	12,27	12,28	12,22	11/27/95	12,42	12,45	12,45
12/5/94	12,12	12,10	12,10	12/4/95	12,46	12,46	12,53
12/12/94	12,18	12,19	12,16	12/11/95	12,51	12,46	12,49
12/19/94	12,28	12,26	12,24	12/18/95	12,46	12,47	12,50
12/26/94	12,33	12,30	12,31	12/25/95	12,48	12,44	12,48

Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)	Data	BM&F 250g	London Afternoon	COMEX (NY)
1/1/96	12,67	12,64	12,70	1/6/97	11,59	11,50	11,54
1/8/96	12,82	12,79	12,80	1/13/97	11,50	11,45	11,44
1/15/96	12,86	12,78	12,81	1/20/97	11,40	11,31	11,36
1/22/96	13,01	13,00	13,01	1/27/97	11,33	11,27	11,30
1/29/96	13,16	13,12	13,20	2/3/97	11,10	11,03	11,13
2/5/96	13,19	13,23	13,25	2/10/97	11,07	10,95	11,06
2/12/96	12,98	12,99	13,04	2/17/97	11,23	11,15	11,27
2/19/96	12,86	12,87	12,91	2/24/97	11,52	11,44	11,53
2/26/96	12,86	12,83	12,88	3/3/97	11,49	11,44	11,46
3/4/96	12,71	12,68	12,72	3/10/97	11,37	11,31	11,37
3/11/96	12,78	12,73	12,77	3/17/97	11,30	11,26	11,30
3/18/96	12,75	12,72	12,77	3/24/97	11,27	11,20	11,28
3/25/96	12,86	12,82	12,83	3/31/97	11,31	11,23	11,34
4/1/96	12,73	12,68	12,77	4/7/97	11,27	11,20	11,27
4/8/96	12,77	12,70	12,80	4/14/97	11,13	11,01	11,08
4/15/96	12,67	12,60	12,65	4/21/97	11,07	10,98	11,05
4/22/96	12,66	12,60	12,65	4/28/97	11,01	10,92	10,98
4/29/96	12,65	12,61	12,67	5/5/97	11,12	11,04	11,07
5/6/96	12,70	12,65	12,69	5/12/97	11,30	11,17	11,19
5/13/96	12,67	12,59	12,64	5/19/97	11,14	11,01	11,03
5/20/96	12,62	12,57	12,59	5/26/97	11,17	11,06	11,12
5/27/96	12,63	12,58	12,68	6/2/97	11,17	11,02	11,11
6/3/96	12,53	12,47	12,53	6/9/97	11,19	11,03	11,09
6/10/96	12,39	12,37	12,45	6/16/97	11,13	10,95	11,00
6/17/96	12,44	12,37	12,44	6/23/97	11,01	10,86	10,90
6/24/96	12,39	12,33	12,36	6/30/97	10,84	10,66	10,67
7/1/96	12,33	12,27	12,31	7/7/97	10,48	10,26	10,30
7/8/96	12,36	12,31	12,33	7/14/97	10,53	10,32	10,37
7/15/96	12,40	12,34	12,37	7/21/97	10,63	10,45	10,46
7/22/96	12,43	12,37	12,40	7/28/97	10,62	10,48	10,57
7/29/96	12,43	12,39	12,60	8/4/97	10,51	10,34	10,49
8/5/96	12,48	12,48	12,68	8/11/97	10,68	10,49	10,62
8/12/96	12,47	12,43	12,61	8/18/97	10,53	10,39	10,50
8/19/96	12,51	12,44	12,62	8/25/97	10,58	10,46	10,52
8/26/96	12,55	12,47	12,64	9/1/97	10,53	10,36	10,45
9/2/96	12,45	12,41	12,53	9/8/97	10,46	10,35	10,45
9/9/96	12,36	12,32	12,42	9/15/97	10,41	10,33	10,39
9/16/96	12,36	12,31	12,40	9/22/97	10,48	10,39	10,49
9/23/96	12,31	12,26	12,36	9/29/97	10,78	10,68	10,76
9/30/96	12,25	12,20	12,28	10/6/97	10,77	10,67	10,70
10/7/96	12,31	12,25	12,33	10/13/97	10,67	10,51	10,55
10/14/96	12,31	12,24	12,31	10/20/97	10,51	10,36	10,32
10/21/96	12,38	12,30	12,38	10/27/97	10,25	10,07	10,11
10/28/96	12,30	12,23	12,25	11/3/97	10,19	10,05	10,08
11/4/96	12,26	12,17	12,20	11/10/97	10,07	9,91	9,92
11/11/96	12,34	12,27	12,30	11/17/97	9,97	9,78	9,82
11/18/96	12,23	12,16	12,15	11/24/97	9,78	9,62	9,68
11/25/96	12,09	12,00	12,09	12/1/97	9,56	9,38	9,42
12/2/96	11,98	11,88	11,94	12/8/97	9,33	9,16	9,22
12/9/96	11,93	11,85	11,91	12/15/97	9,37	9,23	9,28
12/16/96	11,93	11,85	11,91	12/22/97	9,57	9,37	9,50
12/23/96	11,95	11,87	11,92	12/29/97	9,46	9,34	9,35
12/30/96	11,86	11,79	11,81				

	BM&F	London	COMEX		BM&F	London	COMEX
Data	250g	Afternoon	(NY)	Data	250g	Afternoon	(NY)
1/5/98	9,27	9,06	9,07	1/4/99	9,44	9,27	9,32
1/12/98	9,33	9,09	9,14	1/11/99	9,06	9,25	9,29
1/19/98	9,57	9,33	9,45	1/18/99	9,39	9,22	9,24
1/26/98	9,87	9,70	9,72	1/25/99	9,25	9,18	9,21
2/2/98	9,81	9,62	9,67	2/1/99	9,37	9,25	9,34
2/9/98	9,79	9,63	9,69	2/8/99	9,26	9,26	9,32
2/16/98	9,71	9,58	9,63	2/15/99	9,13	9,21	9,25
2/23/98	9,59	9,43	9,49	2/22/99	9,20	9,23	9,28
3/2/98	9,66	9,52	9,55	3/1/99	9,54	9,24	9,28
3/9/98	9,60	9,46	9,50	3/8/99	9,49	9,39	9,45
3/16/98	9,57	9,40	9,41	3/15/99	9,27	9,16	9,15
3/23/98	9,81	9,61	9,68	3/22/99	9,30	9,10	9,13
3/30/98	9,90	9,71	9,80	3/29/99	9,21	8,99	9,06
4/6/98	10,13	9,95	10,00	4/5/99	9,17	9,01	9,07
4/13/98	10,12	9,90	9,97	4/12/99	9,30	9,12	9,16
4/20/98	10,20	9,99	10,08	4/19/99	9,28	9,12	9,18
4/27/98	10,12	9,93	9,93	4/26/99	9,30	9,10	9,16
5/4/98	9,91	9,67	9,72	5/3/99	9,40	9,18	9,24
5/11/98	9,84	9,61	9,65	5/10/99	9,00	8,93	8,93
5/18/98	9,81	9,65	9,65	5/17/99	8,93	8,82	8,81
5/25/98	9,70	9,47	9,48	5/24/99	8,80	8,69	8,73
6/1/98	9,59	9,36	9,44	5/31/99	8,73	8,55	8,61
6/8/98	9,61	9,39	9,41	6/7/99	8,55	8,41	8,45
6/15/98	9,59	9,35	9,43	6/14/99	8,53	8,33	8,38
6/22/98	9,68	9,45	9,50	6/21/99	8,47	8,35	8,39
6/29/98	9,71	9,49	9,53	6/28/99	8,59	8,42	8,47
7/6/98	9,61	9,40	9,44	7/5/99	8,41	8,30	8,29
7/13/98	9,63	9,43	9,45	7/12/99	8,33	8,20	8,21
7/20/98	9,66	9,46	9,46	7/19/99	8,32	8,17	8,21
7/27/98	9,49	9,33	9,35	7/26/99	8,36	8,18	8,24
8/3/98	9,40	9,22	9,35	8/2/99	8,25	8,22	8,29
8/10/98	9,35	9,15	9,28	8/9/99	8,36	8,30	8,40
8/17/98	9,34	9,15	9,28	8/16/99	8,43	8,33	8,42
8/24/98	9,20	9,02	9,25	8/23/99	8,20	8,16	8,20
8/31/98	9,23	9,03	9,15	8/30/99	8,34	8,18	8,24
9/7/98	9,48	9,27	9,38	9/6/99	8,40	8,23	8,29
9/14/98	9,52	9,32	9,42	9/13/99	8,37	8,24	8,27
9/21/98	9,56	9,40	9,43	9/20/99	8,49	8,44	8,48
9/28/98	9,77	9,52	9,64	9/27/99	9,63	9,62	9,65
10/5/98	9,79	9,58	9,65	10/4/99	10,28	10,31	10,39
10/12/98	9,72	9,54	9,62	10/11/99	10,12	10,27	10,23
10/19/98	9,64	9,48	9,52	10/18/99	9,83	9,86	9,89
10/26/98	9,58	9,41	9,46	10/25/99	9,56	9,54	9,55
11/2/98	9,56	9,35	9,40	11/1/99	9,42	9,35	9,40
11/9/98	9,64	9,45	9,49	11/8/99	9,45	9,40	9,45
11/16/98	9,71	9,50	9,52	11/15/99	9,55	9,43	9,48
11/23/98	9,68	9,52	9,59	11/22/99	9,66	9,55	9,58
11/30/98	9,59	9,43	9,48	11/29/99	9,47	9,27	9,23
12/7/98	9,61	9,45	9,50	12/6/99	9,15	8,98	9,06
12/14/98	9,55	9,41	9,43	12/13/99	9,22	9,02	9,12
12/21/98	9,40	9,25	9,28	12/20/99	9,29	9,16	9,26
12/28/98	9,35	9,24	9,26	12/27/99	9,54	9,34	9,35