

RICARDO LORIPPE GUIMARÃES

**RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE EM FUNÇÃO DO HORIZONTE DE HEDGE E DA
PERIODICIDADE DOS DADOS:**

UMA APLICAÇÃO NO MERCADO DE BOI GORDO BRASILEIRO.

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Campo de conhecimento: Mercados Futuros

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Matone

SÃO PAULO

2005

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Guimarães, Ricardo Lorippe.

Razão ótima de hedge em função do horizonte de hedge e da periodicidade dos dados: uma aplicação no mercado de boi gordo brasileiro. / Ricardo Lorippe Guimarães. - 2005.

88 f.

Orientador: Ricardo Matone.

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Hedging (Finanças). 2. Bovino – Preços - Brasil. 3. Pecuária – Preços - Brasil. I. Matone, Ricardo. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.764.2

RICARDO LORIPPE GUIMARÃES

**RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE EM FUNÇÃO DO HORIZONTE DE HEDGE E DA
PERIODICIDADE DOS DADOS:**

UMA APLICAÇÃO NO MERCADO DE BOI GORDO BRASILEIRO.

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Campo de conhecimento: Mercado de Futuros

Data de aprovação:

Prof. Dr. Ricardo Matone (orientador)

FGV - EESP

Prof. Dr. Alexandre L. Mendonça de Barros

FGV - EEPG

Prof. Dr. Sérgio de Zen

USP - ESALQ

*À Adriana,
pelo seu apoio incondicional a este projeto.*

Agradecimentos:

Ao Dr. Ricardo Matone pelo seu desprendimento e espírito de colaboração ao resolver apoiar-nos, à Prof Jolanda M. P. Batista pelo ajuda no desenvolvimento econométrico, aos amigos e parentes e a...

... Joé, Marlene e Nazareth (in memoriam) professores de sempre.

RESUMO

As observações relatadas por Myers e Thompson, em seu artigo “Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation” de 1989, foram analisadas neste estudo utilizando o boi gordo como a *commodity* de interesse. Myers e Thompson, demonstraram teórica e empiricamente, ser inapropriado o uso do coeficiente angular da regressão simples, dos preços à vista sobre os preços futuros como forma de estimar a razão ótima de hedge. Porém, sob condições especiais, a regressão simples com a mudança dos preços resultou em valores plausíveis, próximos àqueles determinados por um modelo geral. Este modelo geral, foi desenvolvido com o intuito de estabelecer os parâmetros para comparar as diferentes abordagens na estimativa da razão ótima de hedge. O coeficiente angular da reta da regressão simples e a razão ótima de hedge tem definições similares, pois ambos são o resultado da divisão entre a matriz de covariância dos preços, à vista e futuros e a variância dos preços futuros. No entanto, na razão ótima de hedge estes valores refletem o momento condicional, enquanto que na regressão simples são valores não condicionais. O problema portanto, está em poder estimar a matriz condicional de covariância, entre os preços à vista e futuros e a variância condicional dos preços futuros, com as informações relevantes no momento da tomada de decisão do hedge. Neste estudo utilizou-se o modelo de cointegração com o termo de correção de erros, para simular o modelo geral. O Indicador ESALQ/BM&F foi utilizado como a série representativa dos preços à vista, enquanto que para os preços futuros, foram utilizados os valores do ajuste diário dos contratos de boi gordo, referentes ao primeiro e quarto vencimentos, negociados na Bolsa Mercantil e de Futuros - BM&F. Os objetivos do presente estudo foram: investigar se as observações feitas por Myers e Thompson eram válidas para o caso do boi gordo brasileiro, observar o efeito do horizonte de hedge sobre a razão ótima de hedge e o efeito da utilização das séries diárias e das séries semanais sobre a estimativa da razão ótima de hedge. Trabalhos anteriores realizados com as séries históricas dos preços do boi gordo, consideraram apenas os contratos referentes ao primeiro vencimento. Ampliar o horizonte de hedge é importante, uma vez que as atividades realizadas pelos agentes tomam mais do que 30 dias. Exemplo disto é a atividade de engorda do boi, que pode levar até 120 dias entre a compra do boi magro e a venda do boi gordo. Demonstrou-se neste estudo, que o uso das séries semanais, é o mais apropriado, dado a diminuição substancial da autocorrelação serial. Demonstrou-se também, que as regressões com as mudanças dos preços, resultaram em estimativas da razão de hedge próximas daquelas obtidas com o modelo geral e que estas diminuem com o aumento do horizonte de hedge.

ABSTRACT

In general, the observations made by Myers and Thompson in their 1989 paper titled “Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation” were also observed in this research for the case of the Brazilian Fed Cattle commodity. Myers and Thompson demonstrated in theory and in practice that the use of the slope coefficient of the simple regression using price levels, price changes or price returns are all equally inappropriate except under special conditions. Such conditions are very restrictive for the price levels and price returns, but quite suitable when using price changes. To prove this, Myers and Thompson developed a robust general model that could set the parameters to compare different approaches in order to estimate the optimal hedge ratio. The optimal hedge ratio is defined by the relation between the conditional covariance matrix of cash and futures prices, and the conditional variance of futures prices. Therefore, the problem is to determine the ratio with the relevant information at the conditional moment when the hedge is implemented. In this study, the co-integration model with error correction term was utilized to simulate the general approach. The representative data set of the cash and the futures prices used were respectively the “Indicador ESALQ/BM&F do Boi Gordo” (average daily price of fed cattle from selective places) and the daily adjusted price of fed cattle contracts, negotiated at BM&F (Brazilian Mercantile and Futures Exchange). The objectives of this research were: explore the assumptions and findings from Myers and Thompson, applied to the Brazilian fed cattle market, understand the effects of hedge horizon, and the frequency of the data set (daily or weekly prices) to estimate the optimal hedge ratio. The importance to work with a larger hedge horizon relies on the fact that agents require more than 30 days to execute their operations. It is demonstrated that the weekly data, showed better results due to less serial autocorrelation of residuals and, that the simple regressions of price changes generated the closest estimation of the hedge ratio compared to the general model. It was also observed that the optimal hedge ratio decreases as the hedge horizon increases.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	OS MERCADOS FÍSICO E FUTUROS DO BOI GORDO	15
3	RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE	21
4	ESTIMATIVA DA RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE	26
4.1	Modelo Geral para Determinação da Razão Ótima de Hedge	27
4.2	Regressões simples com os preços em nível	29
4.3	Regressões simples com a diferença (mudança) dos preços	30
4.4	Regressões simples com o retorno dos preços	31
5	REVISÃO DA LITERATURA	33
6	FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS	35
7	RESULTADOS E DISCUSSÕES	38
7.1	Análise das Séries Diárias	39
7.1.1	Análise da Série dos Preços do Indicador do Boi Gordo	39
7.1.2	Análise da Série dos Preços Futuros - Primeiro Vencimento	43
7.1.3	Análise da Série dos Preços Futuros - Quarto Vencimento	45
7.1.4	Determinação da Presença de Raízes Unitárias	47
7.1.5	Teste de Cointegração das Séries Diárias	49
7.1.6	Determinação dos Modelos com Termo de Correção de Erros	51
7.2	Análise das Séries Semanais	55
7.2.1	Análise da Série Semanal do Indicador do Boi Gordo	55
7.2.2	Análise da Série Semanal dos Preços Futuros - Primeiro Vencimento	57
7.2.3	Análise da Série Semanal dos Preços Futuros - Quarto Vencimento	59
7.2.4	Determinação da Presença de Raízes Unitárias	60
7.2.5	Teste de Cointegração das Séries Semanais	61
7.2.6	Determinação dos Modelos com Termo de Correção de Erros	62

7.3	Comparação dos Resultados das Séries Diárias e Semanais	64
7.4	A Questão da Normalidade das Séries	65
8	CONCLUSÕES	68
8.1	Sumário	68
8.2	Resultados Obtidos	69
8.3	Conclusões	70
	REFERÊNCIAS	72
	APÊNDICES	75
	ANEXOS	80

1. INTRODUÇÃO

Estima-se que em 2005 o rebanho brasileiro deva ultrapassar as 169 milhões de cabeças, de onde cerca de 22.5% serão destinadas ao abate, ou seja, aproximadamente 38 milhões de cabeças, suficientes para gerar 8,22 milhões de toneladas de carne em equivalente carcaça, para um consumo de 6,67 milhões de toneladas no mercado interno (81% da produção) e 1,8 milhões de toneladas destinadas à exportação¹. Isto faz da pecuária brasileira o segundo maior rebanho do mundo (17% do total), e do Brasil o segundo país em abate (16% do total de animais abatidos) e desde 2003 o maior exportador de carne mundial.

Em 2004, o PIB da pecuária foi responsável por 8,7% do total do PIB Brasileiro e por quase um terço do PIB do agronegócio, com um crescimento composto anual de 2,33% , de 1994 até 2004, superando o crescimento do próprio agronegócio e do PIB brasileiro (vide Tabela 1).

Tabela 1: Participação do Agronegócio no PIB Brasileiro.

Ano (1)	PIB Brasil	Agronegócio Total	Agronegócio Agricultura	Agronegócio Pecuária
1994	1.409.040,70	429.030,37	309.486,91	119.543,46
1995	1.468.555,66	441.566,71	315.043,25	126.523,46
1996	1.507.598,53	434.400,71	312.253,45	122.147,25
1997	1.556.917,94	430.561,15	312.836,50	117.724,66
1998	1.558.971,77	433.056,73	310.099,91	122.956,82
1999	1.571.217,09	441.035,98	310.476,25	130.559,73
2000	1.639.732,64	441.468,87	304.160,01	137.308,86
2001	1.661.255,50	449.180,97	309.959,04	139.221,93
2002	1.693.264,86	488.743,40	342.970,27	145.773,13
2003	1.702.492,39	520.682,75	369.204,13	151.478,62
2004	1.775.699,56	533.983,73	379.897,04	154.086,69
Cresc. Composto anual	2,12%	2,01%	1,88%	2,33%

Fontes: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – (Cepea)

(1) Estimativa para 2005. Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio e Scott Consultoria

¹ Fonte: Bolsa Mercantil e de Futuros (BM&F): Estatística dos Mercados Físico e Futuro – Abril de 2005; Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio e Scott Consultoria

A produção de carne na suas fases primárias, ou seja, a “cria” de bezerras, a “recria” destes bezerras até a fase de garrotes ou boi magro e a “engorda” até que se tenha o boi gordo de 16 arrobas em média, demanda dos pecuaristas várias estratégias de trabalho e um sem-número de informações que possibilitem executar a atividade produtiva com o menor risco possível. A produção, conforme define o CEPEA², pode ser verticalizada (da cria à engorda) ou horizontalizada (o pecuarista executa partes do processo produtivo). Neste último caso, aqueles que investem nas etapas finais do processo, a recria e a engorda, estão expostos a um risco maior dada a volatilidade do mercado. Os produtores necessitam informações atualizadas, tanto do preço do boi nas diferentes etapas da cadeia, como dos insumos para que se possa levar a cabo a tarefa de abate do boi gordo. Estes insumos incluem desde o material genético para a reprodução, vacinas e produtos veterinários para a proteção do animal, fertilizantes, sementes e defensivos para o pasto, arame, óleo diesel para os tratores, até a mão-de-obra e demais itens operacionais da fazenda. Todas estas informações devem ser regionalizadas e, dada a idiosincrasia do produtor brasileiro e a grande distância entre os polos produtores, é possível observar-se uma grande assimetria nas informações.

Em 2004, os reajustes da mão-de-obra, da suplementação mineral e dos fertilizantes, aumentaram os custos totais de produção em 10,1% em Reais e 18% em Dólares, enquanto os preços da arroba permaneceram estáveis. Esses resultados, entre outros insumos, somados às perdas por inflação, indicam uma acentuada diminuição de margem, por volta de 20%³.

Com tantas variáveis por controlar e a necessidade de uma gestão, cada vez mais eficiente, gerenciar o risco torna-se premente; a prova disto é o número crescente de contratos negociados na BM&F, em sua maioria por pessoas físicas ou pessoas jurídicas não financeiras. Nos últimos cinco anos (até 2004) foram negociados em média pouco mais de 145 mil contratos por ano, ultrapassando a marca de 225 mil contratos em 2004⁴, ou o equivalente a pouco mais de 4,5 milhões de cabeças e um volume financeiro de aproximadamente 1,6 bilhões de dólares.

No entanto o rebanho brasileiro é de 169 milhões de cabeças e, portanto, é fácil concluir-se que muitos agentes nesta cadeia, sobretudo pecuaristas e, provavelmente, muitos dos frigoríficos

² CEPEA – O Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) é parte do Departamento de Economia, Administração e Sociologia (DEAS) da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", unidade da Universidade de São Paulo

³ Indicadores Pecuários CNA/CEPEA-USP. Referente às variações de Janeiro a Dezembro/2004

⁴ BM&F: Estatística dos Mercados Físico e Futuro – Abril de 2005

pouco uso fazem da ferramenta de hedge. Não seria inapropriado atribuir-se tal situação à falta de entendimento dos benefícios do mercado de futuros e ao custo que as operações de hedge podem ter para os agentes de pequena escala. A resistência a mudanças que a tradição familiar impõe, reforçada pela ojeriza aos “complexos” entremeios que o mercado financeiro representa, tampouco auxiliam o desenvolvimento mais acelerado dos mercados futuros.

Por outro lado, aqueles mais acostumados a operarem no mercado com commodities, enfrentam a decisão de minimizar seus riscos (exposição às variações de preços de seus ativos) utilizando-se para tanto de derivativos como futuros. Assim, é necessário determinar o tamanho da posição que necessita ser tomada no mercado de futuros, como uma proporção da posição comprada do ativo no mercado à vista, que maximize a utilidade do agente (minimizando o risco e maximizando rentabilidade da carteira). Intuitivamente, as posições à vista e em futuros devem ser iguais (em valor), porém, se o objetivo for o de administrar risco, a relação de um para um não é necessariamente ótima⁵.

Sob a perspectiva da Teoria dos Portifólios, no espaço média-variância, o risco é determinado pelo desvio padrão do retorno da carteira (que incluem os ativos à vista e futuros resultantes do hedge). Variando a razão de hedge, (ou o tamanho da posição em futuros comparada com a posição à vista) definem-se possíveis carteiras com diferentes desvios-padrões. Se os preços futuros seguem o processo martingale⁶, a razão ótima de hedge é aquela que minimiza o risco, e é chamada ótima porque é determinada a partir da imposição, de que a variância da carteira (formada pelas posições à vista e futuros) seja mínima. Como será demonstrado na Seção 3, a razão ótima de hedge é definida pelo quociente resultante da divisão da covariância entre os preços à vista e futuros pela variância dos preços futuros.

O artigo de Myers e Thompson de 1989, denominado “Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation”, é citação comum nos estudos sobre o tema de Hedge e foi o material básico que norteou o presente estudo, teórica e empiricamente. Myers e Thompson discutiram o conhecimento, até então, que utilizava o coeficiente de inclinação da reta de uma regressão simples entre os preços à vista e futuros como estimativa para a razão ótima de hedge. Os autores demonstraram que as várias regressões, fossem elas com os preços em nível, com os

⁵ Hull (1996)

⁶ Processo martingale: processo estocástico sem *drift* (Hull 1996 – pg 483).

retornos dos preços ou com a mudança dos preços, eram todas igualmente inapropriadas, exceto sob determinadas circunstâncias.

O coeficiente de inclinação da reta da regressão simples é determinado pela divisão entre a covariância dos preços à vista e futuros e a variância dos preços futuros (e, portanto, similar à definição da razão ótima de hedge). O problema de utilizar-se tal coeficiente reside no fato de que, pela definição da teoria da regressão simples, determinada pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), este coeficiente reflete os valores não condicionais do equilíbrio de longo prazo. Ora, se o hedge é uma decisão baseada nas informações presentes até o momento da tomada da posição do derivativo, é intuitivo que a razão ótima de hedge deva ser derivada, levando-se em conta o momento condicional e a dinâmica de curto prazo; portanto torna-se um conflito utilizar a abordagem da regressão simples para estimar a razão ótima de hedge.

Myers e Thompson propuseram um modelo geral para estimar a razão ótima de hedge, levando em consideração o caráter condicional da informação; assim, criaram os parâmetros para definir se a abordagem da regressão simples pode ser utilizada para estimar a razão ótima de hedge e, assim sendo, em quais circunstâncias. Os autores testaram seu desenvolvimento teórico com séries históricas de soja, milho e trigo para o Estado de Michigan e concluíram que a regressão simples, baseada na mudança dos preços, é a que gera resultados mais próximos do caso geral para estimar a razão ótima de hedge.

No entanto, vários autores apontam problemas com o modelo geral proposto por Myers e Thompson. O próprio Myers (1991), por exemplo, aponta que a regressão convencional falha ao não considerar todas as informações relevantes quanto à distribuição condicional dos preços à vista e futuros, disponíveis aos agentes na hora de tomar a decisão de hedge. Harris (2003) chama a atenção para o fato de que a regressão simples, baseada no método dos mínimos quadrados, falha ao não considerar que a distribuição condicional dos ativos tende a mudar com o tempo. Ambos os pesquisadores, assim como outros, por exemplo, Dorfman e Sanders (2004), Moschini e Myers (2001), Bera, Garcia e Roh (1997), de alguma forma demonstraram a necessidade de um melhor modelo para determinação da razão ótima de hedge, partindo da suposição de que a distribuição dos preços é condicional à informação disponível até o momento da tomada de decisão, e que a distribuição destes preços pode variar com o tempo. De

forma geral, as conclusões dos estudos rejeitam a hipótese de que a razão de hedge seja constante com o tempo, e que normalmente seus modelos apresentam melhor eficiência do hedge do que aqueles modelos baseados na regressão convencional.

Myers (1991) conclui também que, apesar de especificar um melhor modelo utilizando GARCH⁷, este apresentava uma melhora marginal quando comparado com o modelo de regressão linear e que, portanto, a premissa de uma razão constante de hedge é uma boa aproximação. Da análise dos diferentes estudos, é fortemente evidenciável que tal conclusão depende da *commodity* em questão, e provavelmente do momento do mercado, em que esteja inserida.

O objetivo do presente estudo foi o de aplicar o desenvolvimento teórico de Myers e Thompson para o caso do boi gordo brasileiro, e estabelecer sob quais circunstâncias a regressão simples seria uma abordagem apropriada para estimar a razão ótima de hedge. A relevância de tal informação reside no fato de poder se difundir e fornecer evidências para estimar a razão ótima de hedge, sem a necessidade de um ferramental matemático e estatístico que desencoraje o agente, no caso o *hedger*.

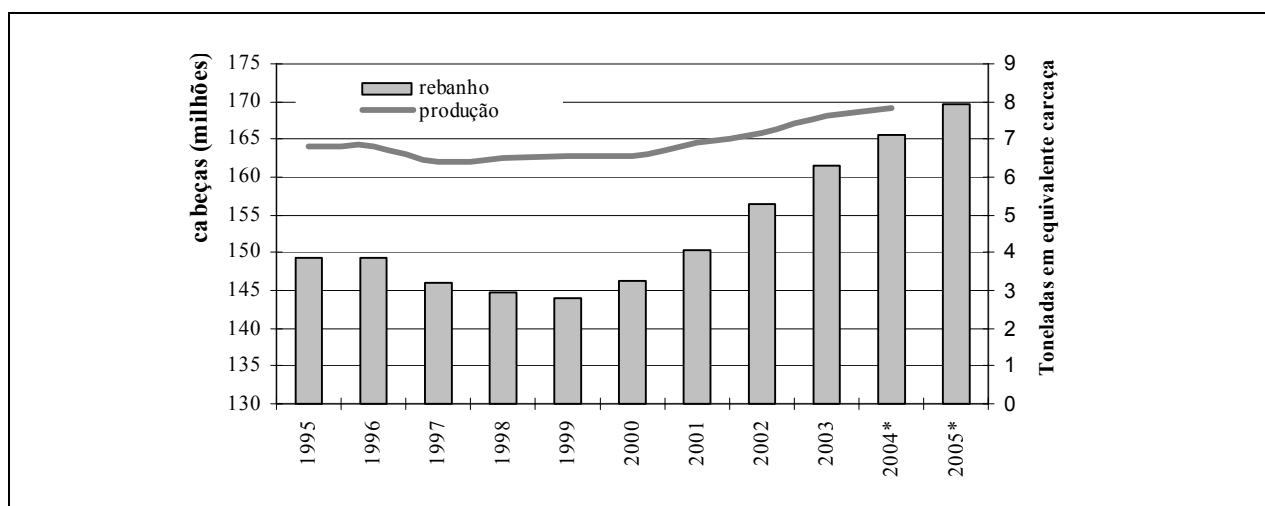
As próximas seções deste estudo estão organizadas de forma a fornecer o necessário entendimento do mercado de boi gordo à vista e futuros (Seção 2), com respeito à formação dos preços do indicador à vista e à movimentação na BM&F dos contratos para os vencimentos utilizados no estudo (primeiro e quarto vencimentos). Na Seção 3 foram descritas as formulações teóricas da razão ótima de hedge; e na Seção 4 descreveu-se a estimativa desta razão através do coeficiente de inclinação das diferentes regressões simples e do modelo geral. Na Seção 5 desenvolveu-se os comentários para a revisão dos artigos pertinentes ao tema, incluindo o caso brasileiro. A Seção 6 sedimenta a proposta do estudo, definindo os objetivos e as perguntas que deverão ser respondidas através da experimentação, assim como a origem dos dados e o tratamento utilizado para levar a cabo as regressões propostas. Na Seção 7 discute-se os resultados e as observações da parte empírica do estudo; e, por último na Seção 8 faz-se um sumário das conclusões e áreas propostas para futuras pesquisas.

⁷ GARCH: “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity” (Bollerslev, 1986)

2. OS MERCADOS FÍSICO E FUTUROS DO BOI GORDO

As estatísticas sobre a pecuária brasileira divergem, dependendo da fonte, mas todas são unânimes em projetar um rebanho com tendência crescente durante os últimos dez anos. A demanda interna do país e a importância que as exportações tomaram durante a década corrente foram fortes fatores para impulsionar a pecuária brasileira. Do total do rebanho brasileiro, de pouco mais de 169 milhões de cabeças, conforme reportado pela BM&F⁸ e demonstrado na Figura 1, apenas 22,5% é destinado ao abate anualmente, gerando uma produção de carne de 8 milhões de toneladas em equivalente carcaça, para um consumo interno de 6,7 milhões de toneladas e exportações da ordem de 1,8⁹ milhões de toneladas. Apesar da relativa alta produção (a segunda maior indicada pelo USDA), a taxa de desfrute (abate) de 22,5% é relativamente baixa se comparada com outros países como México e Nova Zelândia que estão acima dos 40%. Este cenário expõe o tamanho do potencial brasileiro dentro do cenário internacional de produção de carne, sem considerar ainda a grande ociosidade dos pastos para produção.

Figura 1: Produção Anual da Pecuária Brasileira



Fontes: USDA/FNP Consultoria e Agroinformativos/Scott Consultoria/BM&F

(*): estimativa

A área brasileira para produção agropecuária segundo Torres *et al* (2004) deve estar próxima a 231 milhões de hectares dos quais 75% são destinados à pecuária. Isto resulta em uma lotação

⁸ Em “Estatísticas dos Mercados Físicos e Futuros da BM&F” de abril de 2005, tendo como fonte o USDA.

⁹ Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC).

dos pastos de menos de um animal por hectare, o que os técnicos do setor caracterizam como muito baixa. Isto é reflexo da pecuária extensiva realizada no país, na qual o pecuarista em geral investe em compra de terras ao invés de melhorar a qualidade dos pastos. Este fato tanto é verdadeiro, que, com o avanço da área de soja e algodão nos últimos quatro a cinco anos, estima-se que a pecuária perdeu em torno de 5 milhões de hectares¹⁰ e ainda assim o rebanho continua crescendo. Uma conclusão direta de tal situação é a melhoria da eficiência de produção, maior número de animais por área, ou a melhor capacidade de conversão de pasto em quilos de carne. Mas a pecuária brasileira é marcada também por uma alta informalidade; porém, com o passar dos tempos, o controle sanitário mais exigente fez com que mais animais fossem declarados. Segundo Torres *et al.* (2005) nos últimos dez anos a cobertura vacinal cresceu 48% alcançando 95% do rebanho.

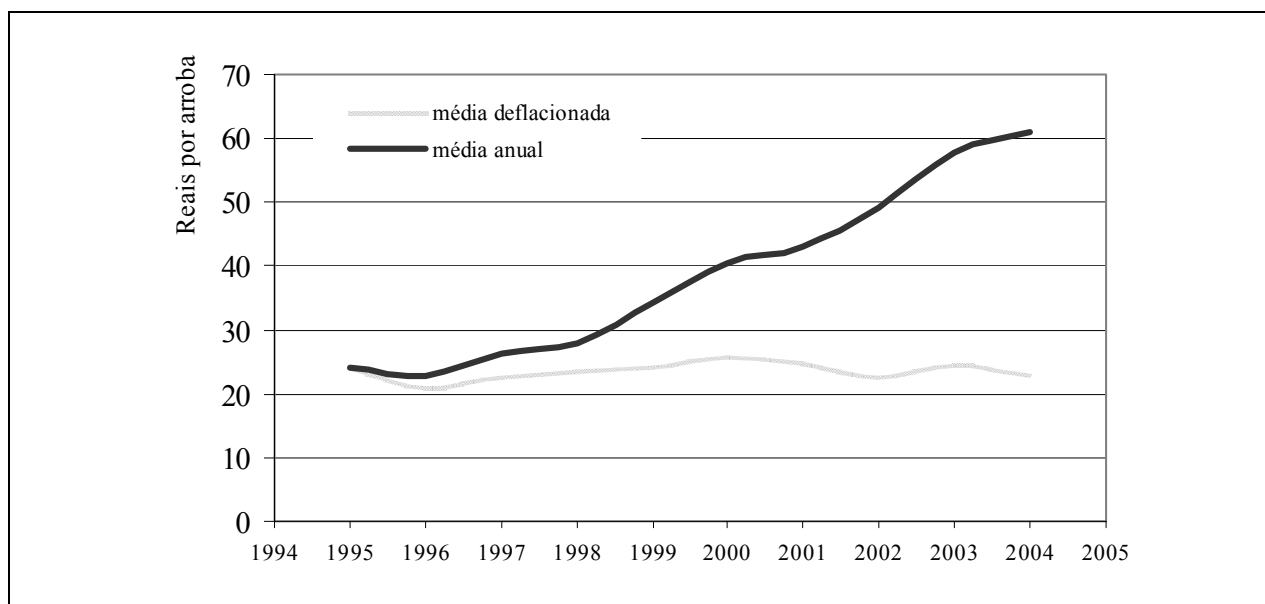
A pecuária brasileira tem uma dimensão importante relacionada à produção de leite. As diversas fontes divergem, mas aproximadamente um quarto do rebanho brasileiro está dedicado à produção do leite. A produção de leite em vinte anos (até 2003) praticamente dobrou; porém, a situação de preços não tem sido a mais propícia para o avanço da atividade, tanto que boa parte desta produção ainda tem caráter informal ou de autoconsumo (Torres *et al.* 2004).

Uma revisão extensa das etapas produtivas e regiões produtoras do Brasil foi realizada por Silveira (2002), e pelo CEPEA com respeito aos participantes ao longo da cadeia. Atualmente, a atividade de corte tem passado por momentos de volatilidade de preços, o que tem gerado muita insatisfação por parte dos pecuaristas. Ainda que a reclamação seja grande, os pecuaristas, nestes dois últimos anos, têm sofrido com os constantes aumentos dos custos de sua operação dado à apreciação do câmbio frente ao dólar (muitos dos insumos, fertilizantes, defensivos, produtos veterinários, entre outros, ainda tem um forte componente em moeda estrangeira, dado às importações); porém, o preço da arroba do boi sobe consistentemente em base nominal. No entanto, ao deflacionarmos os preços, tomando janeiro de 1995 como base e utilizando o IGP-M¹¹ como deflator, pode-se observar na Figura 2, que os preços reais têm se mantido constantes ao longo dos anos. Considerando o aumento sistemático do rebanho, esta é uma notícia positiva, que os pecuaristas de forma geral relutam em aceitar.

¹⁰ Anuário da Pecuária Brasileira – ANUALPEC 2004; editado pela FNP Consultoria e Agroinformativos (pg14)

¹¹ IGP-M: Índice Geral de Preços do Mercado, medido mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas desde 1989.

Figura 2: Evolução dos preços da arroba do boi em base nominal e real (relativo a 1995)



Fonte: ESALQ/BM&F/FGV

Muitas razões podem ser atribuídas a este fenômeno como, por exemplo, a crescente demanda das exportações, o maior consumo interno (o Brasil tem um dos maiores consumos de carne per capita do mundo, segundo o USDA); porém, a expectativa dos especialistas neste mercado é a de que os preços sofrerão mais pressão com a mudança dos hábitos do consumidor, com os ciclos recessivos da economia brasileira restando o consumo e com o fortalecimento das cadeias varejistas, os quais deixam os pecuaristas com pouco espaço para manobra. Por outro lado, os custos já comentados acima estão apertando as margens, e a estratégia de crescer em área está ficando mais difícil com o crescente custo das terras, mesmo nos Estados mais afatados dos grandes centros, como no norte do país.

A exportação tem seu lado positivo, por impulsionar a demanda por animais. O Brasil passou de 464 para 1.786 mil toneladas de equivalente carcaça exportadas entre 2000 e 2004, tornando-se o maior exportador mundial de carne, com uma contribuição para a balança comercial de 2,5 bilhões de dólares¹².

Aproximadamente 67% das exportações brasileiras, são de carne *in natura*, e o restante de carne industrializada. O Estado de São Paulo é o maior Estado exportador, ainda que sua

¹² Fonte: Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC). Segundo os dados do MDIC, estima-se que em 2005 o Brasil exportou 3,1 bilhões de dólares referentes a 2,1 milhões de toneladas de carne bovina em equivalente carcaça

participação relativa venha diminuindo ao longo dos últimos três anos. Atualmente São Paulo responde por 59% das exportações, seguido pelo Estado do Mato Grosso do Sul, com 10% do total exportado pelo país. Os principais destinos da carne brasileira em 2005, foram basicamente os países compostos pela União Européia, Rússia, Reino Unido e Egito, respondendo por 64% do total exportado. A União Européia tem uma importância particular para o Brasil, pois é possivelmente o mercado com o maior valor, dada a alta demanda por cortes nobres (preço médio 50% maior do que a média do total das exportações). Os principais exportadores no Brasil são os frigoríficos. Existem aproximadamente 1600 frigoríficos no Brasil, que são inspecionados de alguma forma, dos quais 18¹³ correspondem por 98% das exportações. Dentre estes, cinco¹⁴ perfazem 65% do total exportado¹⁵.

A exportação tem seu lado incerto também; algumas pesquisas, ainda não conclusivas, apontam que o Brasil tomou uma posição importante no cenário mundial exportador, mas seus preços talvez estejam em um patamar inferior entre os demais países. Outro forte componente é o destino da carne menos nobre não exportada, o que necessita uma solução rápida caso as exportações continuem crescendo; caso contrário maior será a pressão sobre os preços, com toda essa carne sendo despejada no mercado interno.

Estas são questões então que trazem a necessidade de um mecanismo organizado de gerenciamento do risco. Preços estáveis com tendência de queda (na base real) e com custos crescentes determinam a equação do desastre. As necessidades dos pecuaristas e dos agentes intermediários na cadeia do boi (e da carne) requerem um mercado de futuros organizado e ativo para o gerenciamento dos riscos eficientemente.

Rochelle (1997) e Silveira (2002) fazem uma extensa revisão da evolução dos contratos futuros de boi gordo desde 1980, ressaltando os impactos da política econômica e das ações do Banco Central sobre as operações da Bolsa com os diferentes pacotes de estabilização econômica lançados nas décadas de 80 e 90. O foco da pesquisa de Rochelle está no risco de base, e comenta a evolução dos contratos com respeito à definição do ativo negociado, às praças de liquidação física e aos métodos de liquidação, incluindo a implementação do Indicador ESALQ/BM&F como parâmetro para as liquidações financeiras. Rochelle (1997) também

¹³ Pertencentes à Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne Bovina (ABIEC).

¹⁴ Os cinco maiores exportadores: Brifoi, Bertin, Minerva, Independência e Marfrig.

¹⁵ Scot Consultoria

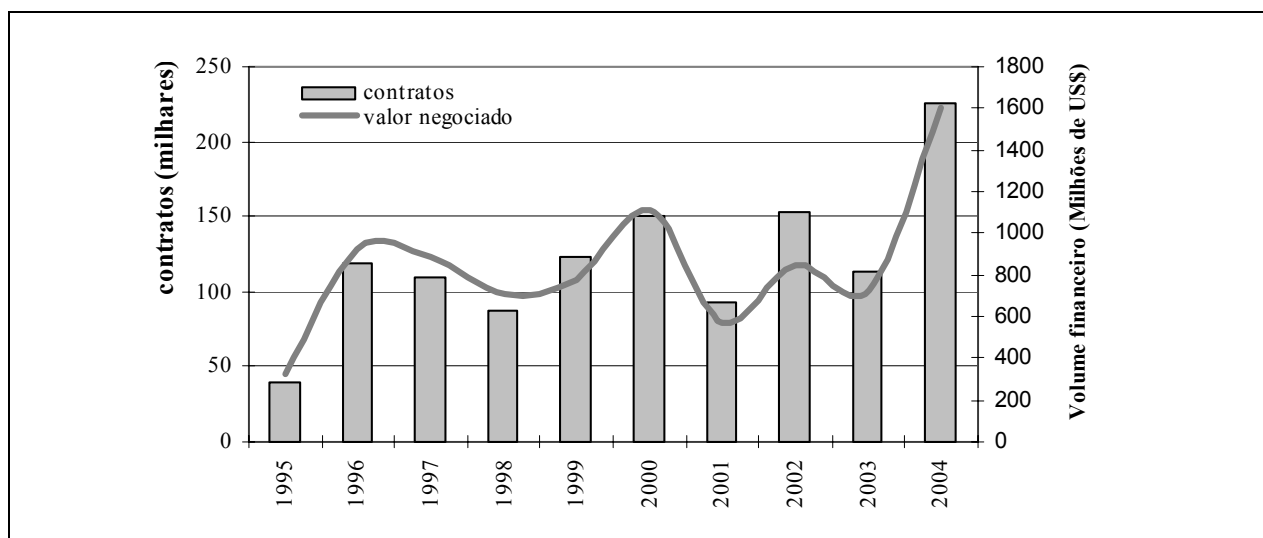
descreve os períodos onde a liquidez dos contratos era baixa e a iniciativa da BM&F em disponibilizar contratos com vencimento para qualquer mês do ano, a partir de 1996.

A partir de março de 2001 os contratos da BM&F sofreram uma mudança muito importante, pois passaram a ter seus valores negociados em Reais, onde antes eram referenciados em dólares, eliminando assim o risco de câmbio daqueles contratos. O reflexo da organização deste mercado pode ser visto na Figura 3, onde é possível observar-se o volume financeiro e o número de contratos futuros do boi gordo negociados na Bolsa Mercantil e de Futuros – BM&F.

O grande salto observado em 2004 provavelmente ainda não possa ser considerado uma tendência, dado aos picos de negócios observados em 2000 e 2002 com posterior queda nos períodos seguintes; mas poderá, analogamente, apontar um novo patamar de volume de negócios acima de 1 bilhão de dólares anuais.

Se por um lado a cifra do montante negociado possa ser significativa, o número equivalente de animais negociados na bolsa, através dos contratos, ainda tem muito para crescer. Assumindo-se um rebanho de 166 milhões cabeças em 2004, das quais 25% são destinadas à produção de leite, sobram aproximadamente 124,5 milhões de cabeças, das quais 46,2 milhões são bezerros. Portanto restam 78,5 milhões de cabeças, que poderiam ser potencialmente negociadas em bolsa.

Figura 3: Volume e valor dos contratos de boi gordo negociados na BM&F



Fonte: BM&F

A BM&F¹⁶ reportou 225.200 contratos negociados no ano de 2004 o que resulta no equivalente a aproximadamente 4.5 milhões de cabeças negociadas. Desta forma é possível concluir-se, ainda que bastante superficialmente, que há um grande potencial ainda não explorado pelos agentes do mercado, para utilização dos mecanismos de futuros como ferramenta de gerenciamento de risco.

¹⁶ Os dados da seqüência de cálculo estão reportados em: Em “Estatísticas dos Mercados Físicos e Futuros da BM&A” de abril de 2005.

3. RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE

Os fundamentos da razão ótima de hedge para várias *commodities* foram delineados por Anderson e Danthine (1981), os quais determinaram que a razão ótima de hedge depende da covariância entre os preços à vista e futuros e a variância dos preços futuros. Noussinov e Leuthold (1998) em seu estudo sobre a razão ótima de hedge envolvendo múltiplos ativos, utilizam a abordagem de Fckler e McNew (1993)¹⁷ para introduzir a teoria da razão ótima de hedge, aonde desenvolvem vetorialmente o modelo que será descrito neste trabalho, porém, seguindo a descrição de Myers e Thompson (1989) para uma única commodity.

Constantemente, os agentes de mercado operando com commodities deparam-se com a decisão de minimizar seus riscos (exposição às variações de preços de seus ativos) utilizando-se para tanto de derivativos como futuros. O Hedge é neste aspecto uma ferramenta eficaz de redução dos riscos, uma vez que os preços à vista e futuros para uma mesma commodity tendem a mover-se juntos; e as mudanças nas posições à vista tendem a ser neutralizadas pelas mudanças nas posições contrárias nos futuros.

Stein (1961) desenvolveu o tema sobre o equilíbrio entre os preços futuros e à vista e a dinâmica de determinação dos preços futuros observando que os agentes e o grau de aversão ao risco afetam os preços de equilíbrio na medida em que afetam a disponibilidade (oferta) da *commodity*. Uma vez então dado ser conhecida a curva de fornecimento e demanda do mercado para uma dada *commodity* e as curvas de indiferença dos agentes, é possível definir-se quanto estoque manterão e em que razão farão o hedge deste estoque.

Intuitivamente as posições à vista e em futuros deveriam ser iguais (em valor); porém, se o objetivo for o de administrar risco a relação um para um não é necessariamente ótima (Hull, 1996), pois os movimentos dos preços à vista e futuros não são exatamente iguais e, portanto, o gerenciamento do risco requer a determinação da razão ótima de hedge. O objetivo, portanto, é determinar o tamanho da posição que necessita ser tomada no mercado de futuros, como uma proporção da posição comprada do ativo no mercado à vista, e que maximize a utilidade do agente (minimizando o risco e maximizando rentabilidade da carteira).

¹⁷ Flacker, P.L. e R.M.A. McNew. "Multiproduct hedging: Theory, estimation and an application" – Review of Agricultural Economics, 15 (1993): 521-35.

Segundo a Teoria dos Portifólios, risco é determinado pelo desvio padrão do retorno da carteira (que inclui os ativos à vista e futuros resultado do hedge). Variando a razão de hedge, (ou o tamanho da posição em futuros comparada com a posição à vista) definem-se possíveis carteiras com diferentes desvios-padrões. Se os preços futuros seguem o processo martingale¹⁸, a razão ótima de hedge é aquela que minimiza risco. A razão ótima de hedge pode ser determinada pela relação entre a covariância dos preços futuros com os preços à vista e pela variância dos preços futuros¹⁹; e é chamada ótima porque é determinada a partir da imposição de que a variância da carteira (formada pelas posições a vista e futuros) seja mínima (Hull 1996).

Vários pesquisadores como, Ederington (1979), Rolfo (1980), Anderson e Danthine (1981), Brown (1985), incluindo Myers e Thompson (1989) e, desde então vários outros, são consistentes na forma de derivarem a razão ótima de hedge a partir do conceito da maximização do lucro, conforme demonstrado mais adiante. Todos concordam que fazê-lo dentro do espaço média-variância é perfeitamente plausível, dada à simultaneidade da decisão para as posições à vista e a prazo (Anderson e Danthine – 1981). Considerando-se que um agente tome posições à vista e em futuros no momento $t-1$, o lucro deste agente no momento t , o momento quando as posições serão liquidadas, é definido como segue:

$$(1) \quad \pi_t = p_t q_{t-1} - c(q_{t-1}) - (f_t - f_{t-1}) b_{t-1}$$

onde π é o lucro, p_t é o preço à vista em t , q_{t-1} é a posição à vista escolhida em $t-1$, c é uma função de custo crescente e convexa, f_t é o preço futuro cotado no período t para entrega em alguma data no futuro e b_{t-1} é a posição tomada em $t-1$ de venda de contratos futuros. Este modelo poderá servir para vários tipos de agentes, sejam eles produtores ou *traders*, entre outros membros da cadeia.²⁰ O agente então escolhe b_{t-1} e q_{t-1} para maximizar uma função linear da média e variância do lucro, condicional à informação disponível no momento da escolha, assim como descrito em (2):

$$(2) \quad \max_{q_{t-1}, b_{t-1}} E(\pi_t | X_{t-1}) - \frac{\lambda}{2} \text{var}(\pi_t | X_{t-1})$$

¹⁸ Processo martingale: processo estocástico sem *drift* (Hull 1996 – pg 483)

¹⁹ Myers e Thompson em “Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation”

²⁰ O modelo segundo Myers e Thompson não serve para produtores com tecnologia estocástica de produção

onde X_{t-1} é a informação disponível em $t-1$ e λ é uma medida de aversão ao risco do agente. Derivando (2) com relação a q_{t-1} e b_{t-1} e impondo a restrição de primeira ordem para que ambas derivações sejam iguais a zero obtém-se:

$$(3) \quad E(p_t|X_{t-1}) - c'(q_{t-1}) - \lambda(\sigma_p^2 q_{t-1} - \sigma_{pf} b_{t-1}) = 0$$

$$(4) \quad E(f_t|X_{t-1}) - f_{t-1} - \lambda(\sigma_f^2 b_{t-1} - \sigma_{pf} q_{t-1}) = 0$$

onde $\sigma_p^2 = \text{var}(p_t|X_{t-1})$ é a variância condicional dos preços à vista, $\sigma_f^2 = \text{var}(f_t|X_{t-1})$ é a variância condicional dos preços futuros e $\sigma_{pf} = \text{cov}(p_t, f_t | X_{t-1})$ é a covariância dos preços à vista com os preços futuros. É necessário observar que todas as variâncias (incluindo a covariância) estão determinadas em função da informação disponível em $t-1$.

Uma premissa básica na derivação da razão ótima de hedge é a de que não existe viés no mercado de futuros. Desta forma,

$$(5) \quad E(f_t|X_{t-1}) = f_{t-1}.$$

Com base nesta premissa, portanto, a equação (4) pode ser desenvolvida de forma que resulte em (7):

$$(6) \quad \lambda(\sigma_f^2 b_{t-1} - \sigma_{pf} q_{t-1}) = 0 \text{ para } \lambda \neq 0 \text{ obtém-se}$$

$$(\sigma_f^2 b_{t-1} - \sigma_{pf} q_{t-1}) = 0$$

$$(7) \quad \frac{b_{t-1}}{q_{t-1}} = \frac{\sigma_{pf}}{\sigma_f^2}$$

O lado esquerdo da equação (7) representa a relação de hedge, no caso a razão ótima de hedge. Myers e Thompson alertam para dois pontos importantes na razão ótima de hedge definida em (7). Primeiro, a razão derivada acima representa a decisão do agente no momento de fazer o

hedge, portanto, representa o momento condicional dos preços de mercado. Desta forma será necessário definir um modelo que capte o comportamento dos agentes para definir equilíbrio entre os preços à vista e futuros no mercado. O segundo ponto é que o lado direito de (7) se parece com o coeficiente de inclinação da reta de regressão linear simples entre os preços à vista e futuros, não fosse por um único detalhe: em (7) tanto variância dos preços futuros como covariância entre os preços à vista e futuros são momentos condicionais, enquanto que o coeficiente de inclinação da reta da regressão linear representa o valor não condicional do equilíbrio de longo prazo (por definição).

Luenberger (1998) denota que os contratos futuros têm muito do seu uso dirigido para a execução de operações de hedge com o intuito de minimizar o risco; e para tanto as estratégias podem ser tão simples quanto complexas. O hedging mais simples é aquele denominando hedge perfeito, aonde o risco associado ao compromisso de entrega ou recebimento de um ativo, é completamente eliminado, tomando-se posições contrárias, de igual valor no mercado futuro. Esta situação assume que o ativo em questão tem um contrato futuro que reflete as mesmas especificações e características do ativo e com o mesmo perfil de prazo, ou ainda, que seja possível obter-se múltiplos de contratos cujo montante total coincida exatamente com aquele do compromisso à vista (ou do ativo físico), ou seja, que não há risco de base. Para minimizar o risco de base, Luenberger descreve a situação de uma agente que tem uma obrigação de adquirir W unidades de um ativo na data T , sendo S o preço à vista do ativo em T , F o preço futuro de um contrato que será usado para fazer o hedge, e h a posição tomada em futuros. Para efeito desta análise Luenberger convenientemente deixou à parte qualquer outro custo na operação no momento de efetivar o hedge e assumiu que todos os custos serão ajustados no momento T , de forma que sejam definidas as seguintes expressões:

$$(8) \quad y = wS_T - (F_T - \bar{F}_0)h$$

$$(9) \quad \text{var}(y) = w^2 \text{var}(S_T) - 2 \text{cov}(S_T, F_T)hw + \text{var}(F_T)h^2$$

Onde fluxo de caixa y em T é portanto a obrigação original menos o resultado obtido com o futuro e (9) é a expressão da variância de y . Tomando-se (9), derivando-se com relação a h e impondo-se a restrição de primeira ordem de que $\partial \text{var}(y)/\partial h = 0$, obtém-se o seguinte resultado:

$$(10) \quad \frac{h}{w} = \frac{\text{cov}(S_T, F_T)}{\text{var}(F_T)}$$

Luenberger traçou um atalho, mas chega basicamente a uma expressão similar àquela determinada pela derivação clássica definida anteriormente.

Benninga et al (1984), demonstraram que as relações descritas em (7) e (10) representam na verdade, a razão de hedge de mínima variância. Esta relação na realidade só será ótima, caso a premissa de que o mercado de futuros não apresente viés, seja verdadeira.

O importante, no entanto, é frisar que o conceito teórico da razão ótima de hedge parece bem sólido e a grande controvérsia vem na forma de como determiná-lo empiricamente. Este é o tema da próxima seção. Porém, é necessário chamar a atenção para o fato de que a relação de hedge acima determinada é função do momento em que a estratégia de hedge é implementada e, portanto, seus componentes devem ser derivados de momentos condicionais.

4. ESTIMATIVA DA RAZÃO ÓTIMA DE HEDGE

Myers e Thompson (1989), em “Generalized Hedge Ratio Estimation”, discutiram o conhecimento até então, que utilizava o coeficiente de inclinação da reta de uma regressão simples entre os preços à vista e futuros como estimativa para a razão ótima de hedge. Os autores demonstraram que as várias abordagens de regressões, fossem elas com os preços em nível, com os retornos dos preços ou com a mudança dos preços, eram igualmente inapropriadas; exceto sob determinadas circunstâncias. Este tema foi base de controvertidas discussões entre pesquisadores, como pode ser visto na seqüência de artigos de Brown (1985, 1986) e Kahl (1986)²¹.

Por definição, o coeficiente da inclinação da reta da regressão simples é o estimador da variável explicativa e é definido pela relação entre a covariância das variáveis explicativa e dependente e a variância da variável explicativa. No caso da regressão dos preços à vista sobre os preços futuros, esta relação resulta em algo similar ao lado direito da expressão (10). O problema, no entanto, é que o coeficiente determinado pela regressão simples representa o equilíbrio de longo prazo, e é determinado pelos valores não condicionais da variância e da covariância. Se o hedge é realizado levando-se em conta a informação presente até o momento da tomada da posição do derivativo, é intuitivo que a razão ótima de hedge deva ser derivada levando-se em conta o momento condicional e daí, portanto, o conflito com a estimativa utilizando a abordagem da regressão simples.

Myers e Thompson, propuseram um modelo geral para estimar a razão ótima de hedge, levando em consideração o caráter condicional da informação, e assim criaram os parâmetros para poder concluir em quais circunstâncias (se existisse alguma) a abordagem da regressão simples poderia ser utilizada para estimar a razão ótima de hedge.

Nesta seção foi utilizada a abordagem de Myers e Thompson para descrever as diferentes formas de estimar a razão ótima de hedge. A seção 4.1 demonstra a proposta de um modelo geral e as demais seções discutem alguns conceitos das regressões simples e de que forma estas podem se aproximar do modelo geral, para estimar a razão ótima de hedge.

21 “A Reformulation of the Portfolio Model of Hedging” – Journal of Agricultural Economics.

4.1 Modelo Geral para Determinação da Razão Ótima de Hedge.

Segundo Myers e Thompson para poder descrever o modelo geral faz-se necessário definir um modelo de equilíbrio dos preços no mercado, tanto para os preços à vista como para os preços futuros. As formas reduzidas de tais modelos podem ser descritas da seguinte forma:

$$(11) \quad p_t = X_{t-1}\alpha + u_t$$

$$(12) \quad f_t = X_{t-1}\beta + v_t$$

onde X_{t-1} é um vetor das variáveis conhecidas em $t-1$ (como por exemplo, os preços à vista, preços futuros, custo de armazenagem, taxa de juros, renda do consumidor, etc), que ajudam a prever p_t e f_t . As demais variáveis α e β são vetores dos parâmetros desconhecidos, e u_t e v_t são choques estocásticos com média zero e não correlacionados. Assim é possível definir que:

$$\sigma_p^2 = \text{var}(u_t|X_{t-1}), \quad \sigma_f^2 = \text{var}(v_t|X_{t-1}) \quad \text{e} \quad \sigma_{pf} = \Omega = \text{var}(u_t, v_t|X_{t-1})$$

Desta forma, a matriz de covariância condicional de p_t e f_t , é constante e igual a Ω , a matriz contemporânea da covariância dos choques u_t e v_t . Uma vez que X_{t-1} é comum para ambos os processos de p_t e f_t , para estimar Ω , assumindo a premissa de normalidade, o melhor estimador de Ω é:

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \begin{bmatrix} \hat{u}'\hat{u} & \hat{u}'\hat{v} \\ \hat{v}'\hat{u} & \hat{v}'\hat{v} \end{bmatrix},$$

onde \hat{u} e \hat{v} são, respectivamente, os vetores dos resíduos da estimativa de (11) e (12), usando o método dos mínimos quadrados ordinários em uma amostra com T observações. Para obter-se a estimativa generalizada da razão ótima de hedge, definiu-se a razão de hedge como sendo igual à relação entre a estimativa da covariância condicional dos preços à vista e futuros e a variância dos preços futuros:

$$(13) \quad r = \frac{\hat{v}'\hat{u}}{\hat{v}'\hat{v}}$$

A equação (13) tem duas propriedades desejadas como estimador da razão ótima de hedge. A primeira está baseada em uma especificação geral do modelo para determinação dos preços à vista e futuros, enquanto a segunda propriedade leva apropriadamente em consideração as informações condicionais, já que usa os desvios da média condicional dos preços à vista e futuros para estimar a matriz de covariância condicional.

Segundo Myers e Thompson, a abordagem generalizada para determinação da razão ótima de hedge, desenvolvida acima, aparentemente requer a determinação de duas equações e, então, a multiplicação cruzada dos vetores de resíduo; para tanto, recomendam a abordagem das equações singulares. A abordagem de equações singulares para estimar a razão geral ótima de hedge é derivada da premissa de que o modelo de equilíbrio dos preços à vista e futuros seja dado conforme (11) e (12), onde u_t e v_t não sejam serialmente correlacionados e tenham uma matrix contemporânea de covariância, definida por Ω . Desta forma a estimativa da razão geral ótima de hedge (13) é igual à estimativa pelo MQO de δ na equação a seguir:

$$(14) \quad p_t = \delta'_t + X_{t-1}\alpha + \varepsilon_t$$

Myers e Thompson chamam a atenção para o fato de que a equação (14), generaliza a abordagem da regressão simples. Em uma regressão simples usando os preços em nível, assume-se que todos os parâmetros em α , fora o termo constante, são iguais a zero e que, portanto, usando-se a regressão simples, assume-se implicitamente que p_t é igual a uma constante mais um erro não serialmente correlacionado. Incluindo $X_{t-1}\alpha$ na regressão, leva-se em consideração a informação condicional relevante que será importante na estimativa da razão ótima de hedge. Uma simplificação a mais é assumir que X_{t-1} contém somente uma constante e de uma a q defasagens dos preços à vista e futuros. Desta forma (14) se converte em:

$$(15) \quad p_t = \alpha_0 + \delta'_t + \sum_{i=1}^q \alpha_i p_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{q+j} (p_{t-j}) + \varepsilon_t$$

A equação (15) representa o modelo geral para a determinação da razão ótima de hedge aonde Myers e Thompson demonstram que δ é semelhante a equação (13). Os autores também ressaltam que, caso as séries dos preços apresentem evidências de raízes unitárias, deve-se

desenvolver as equações (11) e (12) a partir da primeira diferença das séries, ao invés de utilizar as séries em nível.

Uma vez definido o modelo geral é necessário então entender em que circunstâncias os modelos utilizando as regressões simples podem se assemelhar ao modelo geral. As próximas seções tratarão destes casos especiais.

4.2 Regressões simples com os preços em nível

Tomando o caso da regressão simples dos preços em nível, dada por:

$$(16) \quad p_t = \gamma + \mathcal{F}_t + \varepsilon_t.$$

Assumindo que \bar{p} e \bar{f} são respectivamente a média das amostras de p e f , o estimador δ usando MQO é definido por:

$$(17) \quad \hat{\delta} = \frac{(f - \bar{f})'(p - \bar{p})}{(f - \bar{f})'(f - \bar{f})}.$$

Note-se que $\hat{\delta}$ é apenas a razão entre covariância não condicional da amostra, dos preços à vista e futuros e a variância não condicional da amostra dos preços futuros. Para que esta relação seja igual a equação (13), é necessário que os processos que definem p_t e f_t tenham a forma de:

$$(18) \quad p_t = \alpha_0 + u_t,$$

$$(19) \quad f_t = \beta_0 + v_t,$$

pois desta forma os estimadores α_0 e β_0 usando MQO serão constantes iguais a \bar{p} e \bar{f} e, portanto, neste caso especial, $\hat{u} = p - \bar{p}$ e $\hat{v} = f - \bar{f}$. Substituindo-se esta conclusão em (17) teremos exatamente a equação (13). Assim sendo, para aqueles casos onde o equilíbrio dos níveis de preços à vista e futuros é igual a uma constante mais um choque não correlacionado

serialmente, a regressão simples usando os preços em nível é apropriada para a estimativa da razão ótima de hedge, porém demasiadamente restritiva, pois não é intuitivo e é pouco provável que uma *commodity* siga tal padrão.

4.3 Regressões simples com a diferença (mudança) dos preços

Analogamente é possível executar-se o mesmo raciocínio para uma regressão simples da diferença dos preços definida conforme a equação abaixo:

$$(20) \quad \Delta p_t = \gamma + \delta \Delta f_t + \varepsilon_t$$

onde $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ e $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$. Se $\bar{\Delta p}$ e $\bar{\Delta f}$ representam respectivamente, as médias da amostra de Δp e Δf , o estimador utilizando MQO de δ será expresso por:

$$(21) \quad \hat{\delta} = \frac{(\Delta f - \bar{\Delta f})'(\Delta p - \bar{\Delta p})}{(\Delta f - \bar{\Delta f})'(\Delta f - \bar{\Delta f})}$$

Esta estimativa de $\hat{\delta}$, é a relação entre covariância não-condicional da amostra das mudanças dos preços à vista e futuros e a variância não-condicional da amostra das mudanças dos preços futuros. Para que esta relação seja igual a equação (13), é necessário que os processos que definam Δp_t e Δf_t tenham a forma de um caminho aleatório, possivelmente com um *drift*, de forma que (11) e (12) tomem a seguinte forma:

$$(22) \quad \Delta p_t = \alpha_0 + u_t,$$

$$(23) \quad \Delta f_t = \beta_0 + v_t$$

Neste caso especial, o estimador OLS de α_0 e β_0 são justamente as médias $\bar{\Delta p}$ e $\bar{\Delta f}$ e portanto: $\hat{u} = \Delta p - \bar{\Delta p}$, e $\hat{v} = \Delta f - \bar{\Delta f}$. Substituindo estes resultados em (21) obteremos a equação (13). Assim, quando o equilíbrio dos preços à vista e futuros segue um caminho aleatório, possivelmente com um *drift*, a abordagem da regressão simples usando a variação dos preços é

apropriada para a determinação da razão ótima de hedge. Diferentemente do caso da regressão com os preços em nível, o modelo proposto em (22) e (23) é razoável, inclusive considerando-se a possibilidade de que β_0 seja igual a zero, o que viria de encontro à teoria de eficiência dos mercados futuros, aonde os preços não devem apresentar viés.

4.4 Regressões simples com o retorno dos preços

Outra forma de determinar a razão ótima de hedge, comentada anteriormente, é aquela definida através da regressão simples dos retornos dos preços e pode ser desenvolvida a partir do seguinte modelo:

$$(24) \quad \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} = \gamma + \delta \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}} + \varepsilon_t.$$

Baseado nas discussões anteriores é claro que o estimador OLS de δ em (24) pode ser expresso por:

$$\hat{\delta} = \frac{\hat{v}'\hat{u}}{\hat{v}'\hat{v}},$$

onde \hat{u} e \hat{v} são resíduos da estimativa de:

$$(26) \quad \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} = \alpha_0 + u_t, \text{ e}$$

$$(27) \quad \frac{\Delta f_t}{f_{t-1}} = \beta_0 + v_t.$$

Diferentemente dos dois casos anteriores, no entanto, $\hat{\delta}$ não é necessariamente um estimador válido para a razão ótima de hedge definida em (13), mesmo que o equilíbrio entre os preços à vista e futuros satisfizesse (26) e (27). Isto se dá pelo fato de que (26) e (27) inferem que a matrix de covariância condicional dos preços à vista e futuros em nível, muda com o tempo. Isto é possível de ser observado, uma vez que foi necessário o artifício da utilização da taxa para

poder obter-se os resíduos normais ou, ilustrativamente, foi necessário dividir as equações (22) e (23) pelos seus respectivos preços com uma defasagem (para $t-1$). No entanto, é o momento condicional dos preços em nível (e não os retornos) que entram em (13), a fórmula da razão ótima de hedge. Myers e Thompson afirmam que é possível demonstrar que se a determinação dos preços à vista e futuros satisfaz (26) e (27), então o estimador generalizado da razão ótima de hedge no tempo T será dado por:

$$(28) \quad \hat{r}_T = \frac{p_T \hat{v}' \hat{u}}{f_T \hat{v}' \hat{v}},$$

onde, assim como antes, \hat{u} e \hat{v} são resíduos OLS da estimativa (26) e (27). Desta forma, uma regressão simples usando os retornos dos preços à vista e futuros será o estimador apropriado para a determinação da razão ótima de hedge, no tempo T , se os retornos seguirem um caminho aleatório, possivelmente com um *drift*, e $p_T = f_T$. A restrição adicional, $p_T = f_T$, é necessária para assegurar que a razão ótima de hedge não muda com o tempo, uma restrição que está implícita quando se usa regressões simples para estimar a razão ótima de hedge.

O modelo de equilíbrio (26) e (27), junto com a condição $p_T = f_T$, impõem fortes restrições para a determinação do equilíbrio dos preços à vista e futuros pois não é esperado que os preços correntes à vista sejam iguais aos preços correntes futuros para uma data futura qualquer.

Assim sendo, do exposto acima pode-se concluir que: (a) a regressão simples com preços em nível e a regressão simples com retornos são inconsistentes para a determinação da razão ótima de hedge; (b) a regressão simples usando as variações dos preços pode ser apropriada para estimar a razão ótima de hedge, assumindo-se que os preços à vista e futuros seguem um caminho aleatório, possivelmente com um *drift*.

5. REVISÃO DA LITERATURA

Brown (1985) revisou as propostas até então de determinação da razão ótima de hedge, partindo da hipótese de que a abordagem utilizando os preços em nível não era apropriada. Brown alerta para o fato de que a correlação dos resíduos neste caso é um problema, o que aumenta o questionamento do uso desta abordagem, além de que a característica da convergência dos mercados futuros também afetaria a eficiência da regressão utilizando os preços em nível. Brown utilizou-se do artifício de transformar a séries de preços em nível para os retornos dos preços. Com esta transformação Brown testou três *commodities* agrícolas e obteve consistentemente resultados da razão de hedge que foram superiores àqueles obtidos através das regressões com os preços em nível e sempre próximas da unidade. Além da controversa transformação, demonstrada por Myers e Thompson ser inapropriada para a determinação da razão ótima de hedge, Brown questionou a validade do uso da teoria dos portfólios para a derivar razão de hedge de mínima variância, o que despertou a atenção de vários pesquisadores.

Kahl (1986), em uma revisão do trabalho de Brown acima comentado, rebate fortemente a afirmação de Brown quanto à aplicabilidade da teoria dos portfólios para o caso da determinação da razão de hedge de mínima variância assim como argumenta a falta de embasamento de Brown em utilizar o retorno relativo para determinação do razão de hedge.

Myers (1991) estudou métodos para estimar a razão ótima de hedge para uma série histórica de trigo, com fortes evidências para rejeitar a hipótese de matriz de covariância constante. Para tanto, utilizou modelos GARCH e os comparou com os métodos tradicionais de regressões que consideram a volatilidade constante ao longo do tempo. Myers neste estudo demonstrou que modelo do tipo GARCH apresentou hedge com melhor eficiência, mas observou também que esta melhoria foi marginal com relação aos modelos tradicionais. Isto sugere, portanto, (segundo Myers) que assumir a condição de variância constante e utilizar modelos lineares de regressão é uma abordagem adequada para o caso daquela série histórica do trigo.

Bera et al. (1997) demonstraram que os estimadores MQO não são os mais apropriados para a determinação da razão ótima de hedge, pois inferem que esta razão é constante com o tempo e alternativamente testaram modelos GARCH bivariados para poder lidar com o problema de heterocedasticidade dos resíduos. Importante ressaltar que neste estudo, assim como Myers e

Hanson (1996), ambos alertam para o fato de que várias das *commodities* agrícolas violam a premissa de normalidade, e indicam Lence, Kimle e Hayenga (1993)²², entre outros estudos, para contornar este problema.

A aplicação da teoria da razão ótima de hedge para o mercado do boi gordo foi abordada por Silveira (2002), como parte de um trabalho de cross hedge envolvendo bezerro e boi gordo. Em seu estudo, Silveira transformou a série dos preços à vista e futuros (primeiro vencimento) em preços em dólares, semanais utilizando a média aritmética dos preços diários para cada semana; e definiu a razão ótima de hedge a partir de um modelo ajustado da regressão da primeira diferença dos preços semanais à vista contra a diferença dos preços futuros semanais, seguindo um modelo similar àquele demonstrado na equação (15). Silveira determinou razões de hedge para as diferentes praças que variaram entre 40 e 55%.

Oliveira (2002) testou modelos para vários contratos, entre eles o de boi gordo, utilizando as bases de preços diárias e transformando-as na primeira diferença do logaritmo dos preços em dólares, portanto, trabalhando com os retornos relativos. Neste estudo o autor utilizou modelos com volatilidade de variância (GARCH)²³, modelos de regressões convencionais e modelos de regressões com termo de correção de erros, concluindo que os modelos convencionais com e sem correção de erros ofereceram previsões similares e são ambos superiores àqueles que consideravam a volatilidade da variância.

²² Lence, S.H., K. L. Kimle e M.L. Hayenga. "A Dynamic Minimum Variance Hedge". *Amer. J. of Agricultural Economics*, 75 (Novembro 1993): 1063-71

²³ GARCH - Generalized Autorregressive Conditional Heteroschedastic, conforme definição de Borosllev

6. FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Para a realização do experimento de determinação da razão ótima de hedge para o boi gordo brasileiro, foram utilizadas basicamente duas bases de dados. O Indicador de Preços do Boi Gordo ESALQ/BM&F, que foi utilizado para simular os preços à vista e a cotação de ajuste diário da BM&F, para os contratos futuros.

O Indicador de Preços do Boi Gordo ESALQ/BM&F²⁴, conforme definido pelo CEPEA, representa a média ponderada das negociações realizadas no Estado de São Paulo, à vista, referentes à arroba do boi gordo cotada em moeda nacional (R\$/arroba). Esta informação está disponível acessando-se a página da internet do CEPEA²⁵, com atualizações diárias dos preços do indicador desde 1 de março de 1994. O Indicador foi criado a partir de um convênio com a BM&F, justamente para que se pudesse criar um critério para a liquidação dos contratos negociados na referida bolsa e, desde então, o Indicador tem sido utilizado para esta e outras finalidades como, por exemplo, pelo Banco do Brasil como lastro para as operações de CPR²⁶. O padrão do produto, objeto da pesquisa e do contrato negociado na BM&F, refere-se a bovinos machos, castrados, bem acabados (carcaça convexa), em pasto ou confinamento, com peso vivo entre o mínimo de 450 kg e o máximo de 550 kg e de idade máxima de 42 meses.

O método de definição do indicador leva em consideração quatro praças representativas da produção do Estado de São Paulo (regiões de Araçatuba, Presidente Prudente, Baurú e Rio Preto), ponderadas pela atividade de abate de cada uma destas regiões. A tomada de preços do boi gordo é diária e mensalmente é revisada a importância relativa de cada uma das regiões (o que determina a ponderação dos preços). Os preços, para serem incluídos na formação do Indicador, devem estar contidos no conjunto de dados formados pela média mais ou menos dois desvios padrões. Esta informação é relevante, pois caracteriza o processo puramente estatístico da definição de preços, não se diferenciando, por exemplo a característica de rastreabilidade

²⁴ A transcrição da definição apresentada pelo CEPEA na sua página da internet foi incluída no Anexo I.

²⁵ <http://www.cepea.esalq.usp.br/indicador/boi/>

²⁶ CPR: Cédula do Produtor Rural, é um título cambial que permite ao produtor rural ou às cooperativas antecipar os recursos que serão conseguidos com a venda da produção e, assim, viabilizar capital de giro para atender às necessidades financeiras imediatas.

implementada pelo sistema SISBOV²⁷, que atribui normalmente aos animais, ditos rastreados, um preço maior do que para aqueles não rastreados.

A base de dados com os preços futuros dos contratos negociados na BM&F²⁸ foi disponibilizada pelo Departamento de Mercados Agrícolas daquela instituição, e foi construída de forma que a cada dia de pregão fosse informado o preço de ajuste dos contratos com o primeiro e quarto vencimentos mais próximos. Os preços estão definidos em Reais por arroba, ou seja, na mesma base do Indicador ESALQ/BM&F.

De forma a garantir a consistência entre as bases de dados, adotou-se as séries a partir de outubro de 2000 finalizando em outubro de 2005, (a base é completa, com exceção da última semana de julho de 2003, onde não foram reportados os preços de ajuste para os contratos do quarto vencimento).

Para efeito deste estudo, os dados foram abordados seguindo duas estratégias. A primeira que investiga os resultados partindo da análise dos preços diários e comparado-os com os resultados utilizando os preços semanais. O interesse nesta abordagem resultou da análise da literatura que recomenda a estratégia de utilizar os preços semanais como forma de evitar a correlação dos resíduos. Silveira (2002), utilizando a base semanal, obteve resultados que são, em ordem de magnitude, o dobro daqueles obtidos por Oliveira (2002) utilizando a base diária para o mesmo ativo, o boi gordo. Para montar a série de dados semanais, tomou-se os preços das quartas-feiras. Caso não houvesse valor para uma dada quarta-feira, tomou-se o valor da quinta-feira subsequente.

A segunda estratégia é baseada na rotina do agente, principalmente os produtores que em sua atividade de engorda compram o boi para vendê-los em até quatro meses como boi gordo de 16 arrobas. Assim, os estudos anteriores feitos para contratos visando o primeiro vencimento fazem sentido para aqueles agentes intermediários na cadeia, como frigoríficos com uma rotação da mercadoria significativamente alta. A abordagem com o quarto vencimento implica em um

²⁷ SISBOV: Sistema Brasileiro de Identificação e Certificação de Origem de Bovina e Bubalina, criado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. O sistema prevê a inscrição dos animais e os movimentos de manejo dos mesmos proporcionando assim a sua rastreabilidade.

²⁸ O Contrato Futuro do Boi Gordo, assim como definido pela BM&F está informado no Anexo II.

horizonte de hedge mais adequado para os pecuaristas, por exemplo, e intermediários com obrigações de médio prazo (maiores que 30 dias).

Para apoiar o desenvolvimento da análise aqui descrita utilizou-se o pacote estatístico denominado PcGive²⁹ e sua interface GiveWin. Os resultados e abordagens específicas do programa para a execução da análise serão comentados à medida que a discussão dos resultados assim os requeira.

²⁹ Direitos reservados para J.A. Doornik, 1994-2004.

7. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Como o objetivo do trabalho era o de estimar a razão ótima de hedge para um horizonte maior que 30 dias, e sabendo-se que o pecuarista pode levar até 120 dias entre a compra do boi magro e a venda do boi gordo, escolheu-se trabalhar com contratos futuros referentes ao primeiro vencimento (e assim replicar outros trabalhos realizados com a mesma série) e com contratos referentes ao quarto vencimento.

Outro problema a ser investigado era a relevância da utilização da série semanal ao invés da série diária, uma vez que os trabalhos anteriores abordaram, cada um, uma estratégia diferente e aqui se propôs estudar se haviam diferenças entre as abordagens. As séries passaram a ser denominadas como demonstrado na Tabela 2 abaixo:

Tabela 2: Denominação das Variáveis Estudadas

Frequência	Indicador Boi Gordo	Primeiro Vencimento	Quarto Vencimento
Diária	IBGd	V1d	V4d
Semanal	IBGs	V1s	V4s

Nota: A letra “D” quando adicionada na frente do nome da série denotará a primeira diferença da série.

A Tabela 3, (página 39), descreve o procedimento utilizado para apoiar o trabalho de pesquisa. Foi definido um protocolo de ensaio que segue algumas metodologias bastante conhecidas dentro do campo da econometria. Os passos 2.1 a 2.8, por exemplo, descritos na Tabela 3, tratam da metodologia desenvolvida por Box e Jenkins em 1976 para definição de modelos lineares estacionários. Enders (2004), descreve alguns cuidados no processo de ajuste usando a metodologia de Box e Jenkins, que resumidamente incluem os seguintes pontos:

- a) Quanto mais ajustado estiver o modelo, melhores estarão o coeficiente de correlação (ou o seu quadrado, R^2) e SSR³⁰ nas regressões realizadas através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Porém, a metodologia de Box e Jenkins tenta evitar a

³⁰ SSR: siglas em inglês para soma total dos resíduos ao quadrado.

parametrização excessiva do modelo; para tanto, sugere a utilização do critério de seleção denominado AIC^{31} – *Akaike Information Criteria*.

- b) Plotar os resíduos e verificar quão bem o modelo se ajusta aos dados observados.
- c) Verificar estatística Q , definida por Ljung e Box (1978) para a hipótese nula de que não haja autocorrelação dos resíduos. A estatística Q se aproxima assintoticamente de uma distribuição χ^2 e é definida por³²:

$$Q = T(T + 2) \sum_{j=1}^s \frac{r_j^2}{(T - j)}$$

onde, T é o número de observações, r_j é a autocorrelação dos resíduos de ordem j e s o grau de liberdade da estatística.

- d) Atentar para a presença de volatilidade na variância dos resíduos; isto poderá requerer uma abordagem usando outros tipos de modelos para corrigir o efeito de heterocedasticidade.

7.1 Análise das Séries Diárias

7.1.1 Análise da Série Diária do Indicador Boi Gordo

Observando a Figura 4, pode-se inferir que a série do Boi Gordo não é estacionária (painel a), mas que sua primeira diferença (painel b) sim, o é, com a média em torno do zero e, portanto, sem indicação de tendência ou constante. O próximo passo, portanto foi analisar as funções de correlação e a autocorrelação parcial (ACF e PACF, respectivamente), para então propor modelos que pudessem eliminar a autocorrelação dos resíduos.

³¹ $AIC = T(\log \frac{T-k}{T} \times \hat{\sigma}^2) + 2k$ aonde: T é o número de observações, k é o número de parâmetros utilizados no modelo e $\hat{\sigma}^2$ é o estimador OLS da variância dos erros.

³² Para efeito de comparação PCGIVE define $Q = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{r_j^2}{(T-j)}$ denominada Estatística de Portmanteau (Doornik, 2001).

Tabela 3: Protocolo de Ensaio

1. Definir a frequência da série que será utilizada
2. Análise de estacionaridade da Série do Indicador do Boi Gordo: <ul style="list-style-type: none"> 2.1. Plotar o gráfico da série histórica 2.2. Plotar o gráfico da primeira diferença da série para identificar estacionaridade 2.3. Determinar os gráficos das Funções de Autocorrelação (ACF) e Autocorrelação Parcial (PACF) 2.4. Propor modelo ARMA(p,q) 2.5. Cálculo do AIC 2.6. Determinação de ACF e PACF do modelo proposto 2.7. Ajuste do modelo em relação aos valores observados 2.8. Modelo ajustado.
3. Repetir os passos 1 e 2 para as Séries dos Preços Futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos.
4. Testar a existência de raízes unitárias para cada uma das séries <ul style="list-style-type: none"> 4.1. Testar incluindo tendência, constante e defasagens 4.2. Testar incluindo somente constante e defasagens 4.3. Testar somente para defasagens
5. Testar se as séries são cointegradas <ul style="list-style-type: none"> 5.1. Executar as regressões do IBG sobre V1 e V4. 5.2. Testar 4.3 para cada uma das séries dos resíduos obtidas em 5.1.
6. Definir o modelo: Equações singulares utilizando o modelo de correção de erros. <ul style="list-style-type: none"> 6.1. Ajustar modelo utilizando defasagens da variação dos preços futuros e variação dos preços à vista

Na Figura 5.a é possível observar-se a persistência da autocorrelação dos resíduos na série histórica do boi gordo que ao executar a sua primeira diferença, decresce exponencialmente à medida em que aumenta a ordem. A presença de valores significativos na função de autocorrelação parcial, acompanhando os valores da função autocorrelação, é indicativa de um modelo autoregressivo de ordem maior que um.

Figura 4: Série histórica do Indicador diário do Boi Gordo.

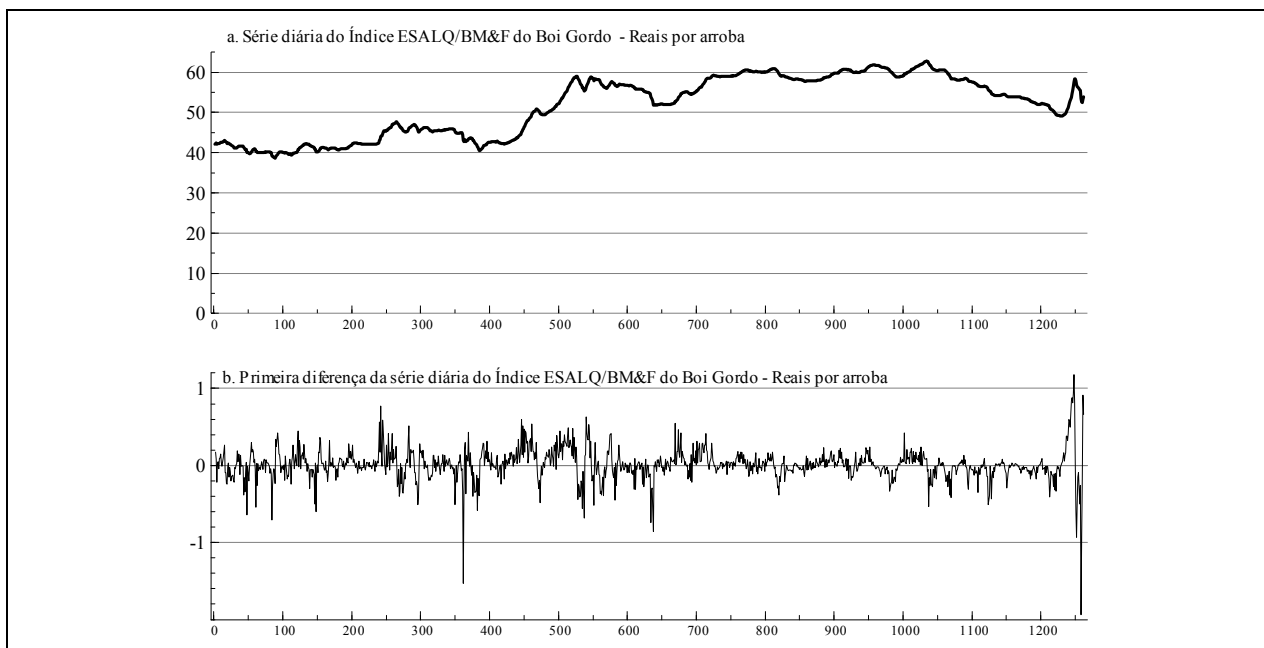
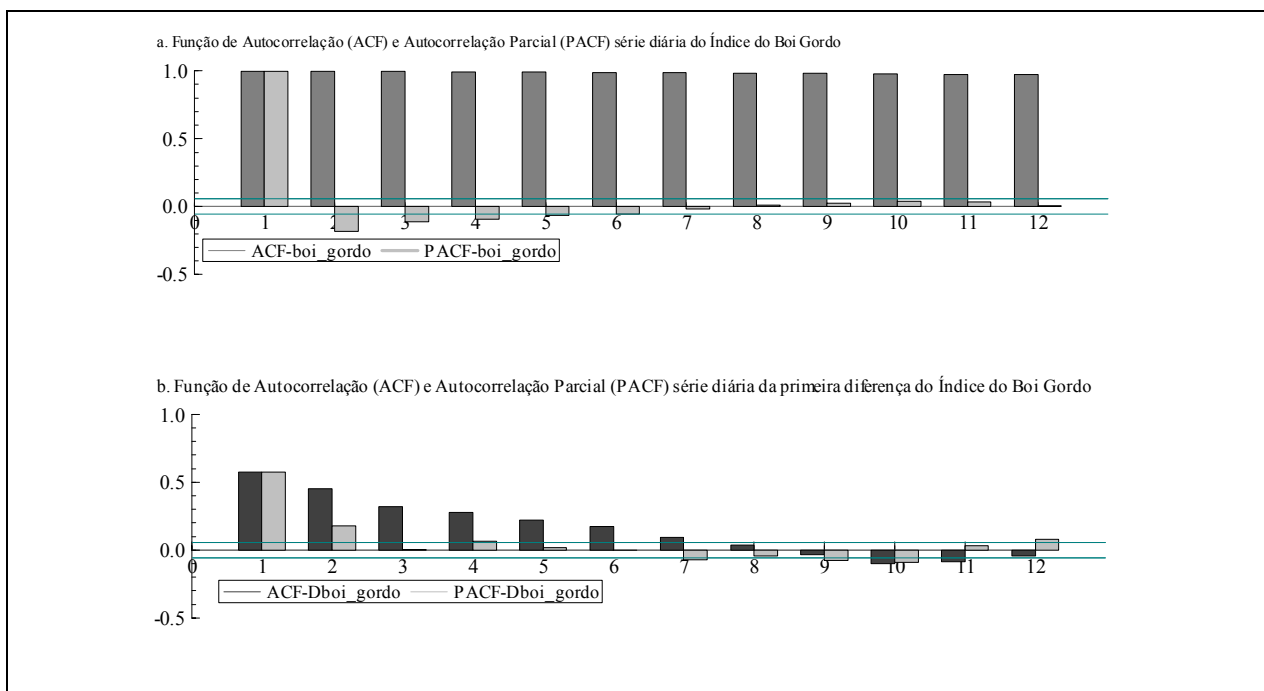


Figura 5: Funções Autocorrelação e Autocorrelação Parcial das Séries IBGd e DIBGd



A primeira tentativa de ajuste foi simular um modelo autorregressivo de ordem 7, $AR(7)$, incluindo a constante como parâmetro. Neste modelo as defasagens de 3 a 6 e a constante não demonstraram significância estatística e portanto foram eliminadas. Testou-se então um modelo de ordem 3 com as defasagens 1, 2 e 7. Para o segundo modelo o critério de seleção AIC

melhorou (ficou menor); porém a estatística Q demonstrou a impossibilidade de rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação. Da observação do correlograma deste teste, foi possível constatar a presença de valores que ainda permaneciam significativamente diferentes de zero nas defasagens 4, 6 e 10. Mais alguns modelos foram testados, e na Tabela 4 consta o modelo escolhido, considerando-se o menor valor para o critério AIC e que não apresentasse evidência estatística para rejeitar a hipótese nula de ausência de correlação entre os resíduos. O melhor ajuste do modelo também pode ser observado na Figura 6. O correlograma não apresenta valores significativos para as diferentes ordens; de onde se conclui que a série dos erros se assemelha a um ruído branco e, portanto, a equação definida em (29), referente a um modelo ARMA((1,2,4,10),(6)), simula o processo gerador da série do indicador do boi gordo em primeira diferença.

Tabela 4: Modelo para DIGBd.

Média da série	0,009381	AIC	-1014,74
Desvio padrão da série	0,20342	Desvio padrão dos erros	0,161001
Variância da série	0,041382	Variância dos erros	0,025921
Número de parâmetros	6	Número de observações	1261
Q(20) (p-value)	17,295 (0,302)		

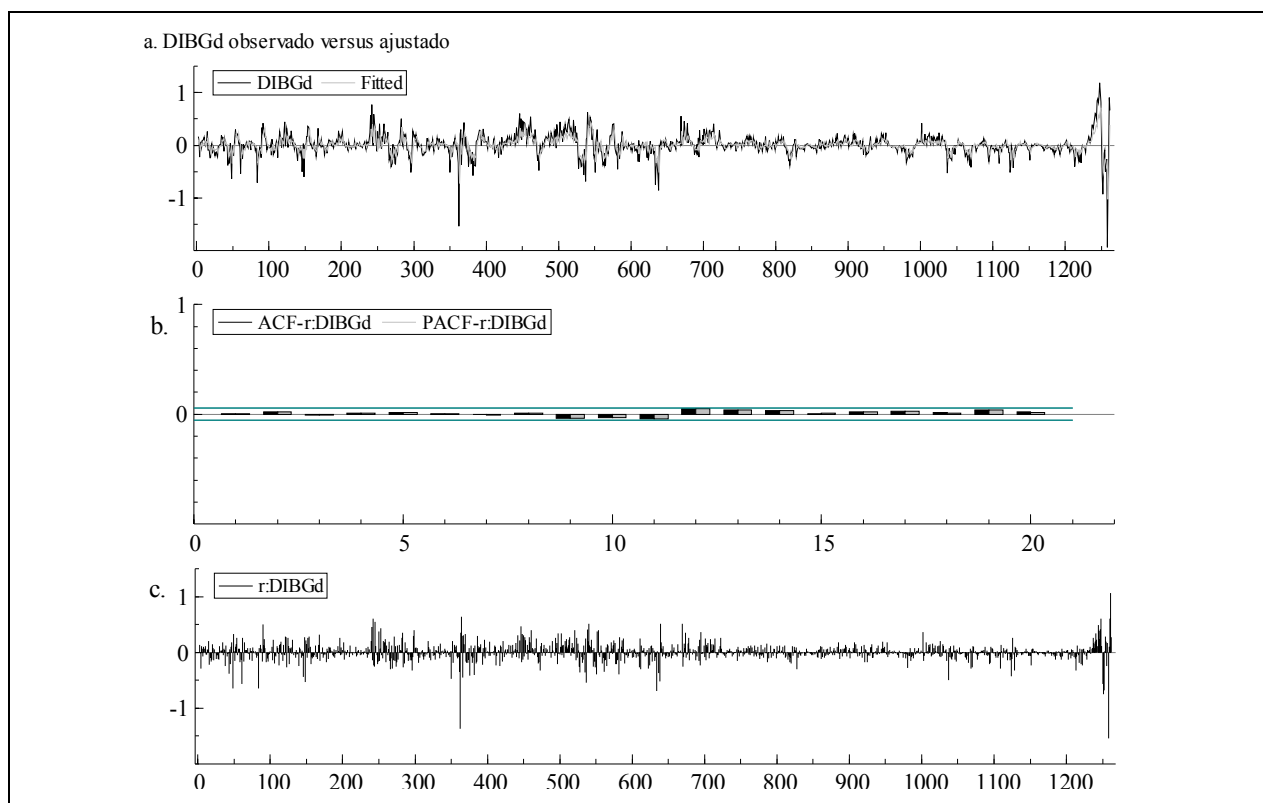
Modelo Ajustado:

$$(29)^* \quad DIBGd_t = 0,455762 DIBGd_{t-1} + 0,168666 DIBGd_{t-2} + 0,054528 DIBGd_{t-4} - \\ (0,02761) \qquad \qquad \qquad (0,02982) \qquad \qquad \qquad (0,02715) \\ -0,121883 DIBGd_{t-10} + \varepsilon_{1,t} + 0,065845 \varepsilon_{1,t-1} \\ (0,02428) \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad (0,02987)$$

* onde ε_t representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representam o desvio padrão do estimador.

A Figura 6.a demonstra o ajuste do modelo à série e os resíduos do modelo ajustado demonstrados no painel c. O ajuste do modelo é visual, corroborado pela análise do painel b., onde se pode observar a inexistência de correlação serial até a vigésima defasagem (ordem).

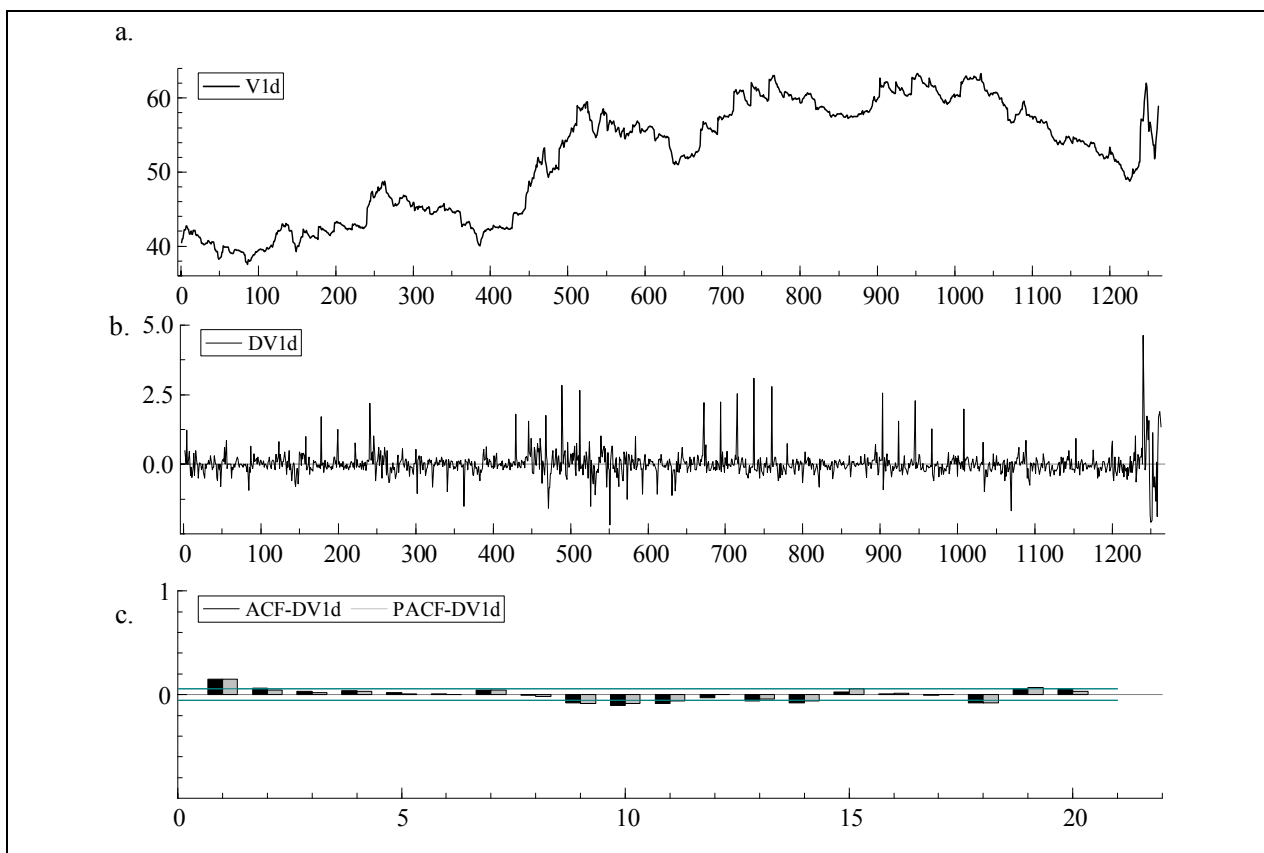
Figura 6: Modelo ajustado para a série DIBGd em R\$ por arroba



7.1.2 Análise da Série Diária dos Preços Futuros - Primeiro Vencimento

Da observação da Figura 7, painéis a e b, pode-se concluir que a série dos preços futuros não é estacionária, mas que sua primeira diferença sim o é, e que tem sua média próxima de zero (veja informação na Tabela 5), o que é coerente com a teoria da eficiência dos mercados futuros, de que os preços sigam um caminho aleatório. A análise do correlograma no painel c. da Figura 7 mostra um problema de autocorrelação dos resíduos para a primeira defasagem (de certa forma esperada) e a presença de autocorrelação para as defasagens de maior ordem, em torno da décima e décima oitava defasagens. Isto põe em dúvida a hipótese de eficiência dos mercados futuros, ainda que alguns pesquisadores aceitem empiricamente a presença de alguma influência dos preços passados, desde que não incorra em modelos de ordem alta.

Figura 7: Série diária dos preços futuros – primeiro vencimento em Reais por arroba



Após vários testes utilizando o critério de seleção AIC, conforme explicado na seção 7.1.1, determinou-se o modelo descrito pela equação (30) representativo de um processo ARMA(3,2), conforme demonstrado na Tabela 5.

Tabela 5: Série diária da diferença dos preços futuros – primeiro vencimento

Média da série	0,014572	Q(20) (p-value)	21,079 (0,1343)
Desvio padrão da série	0,45316	Desvio padrão dos erros	0,161001
Variância da série	0,020535	Variância dos erros	0,025921

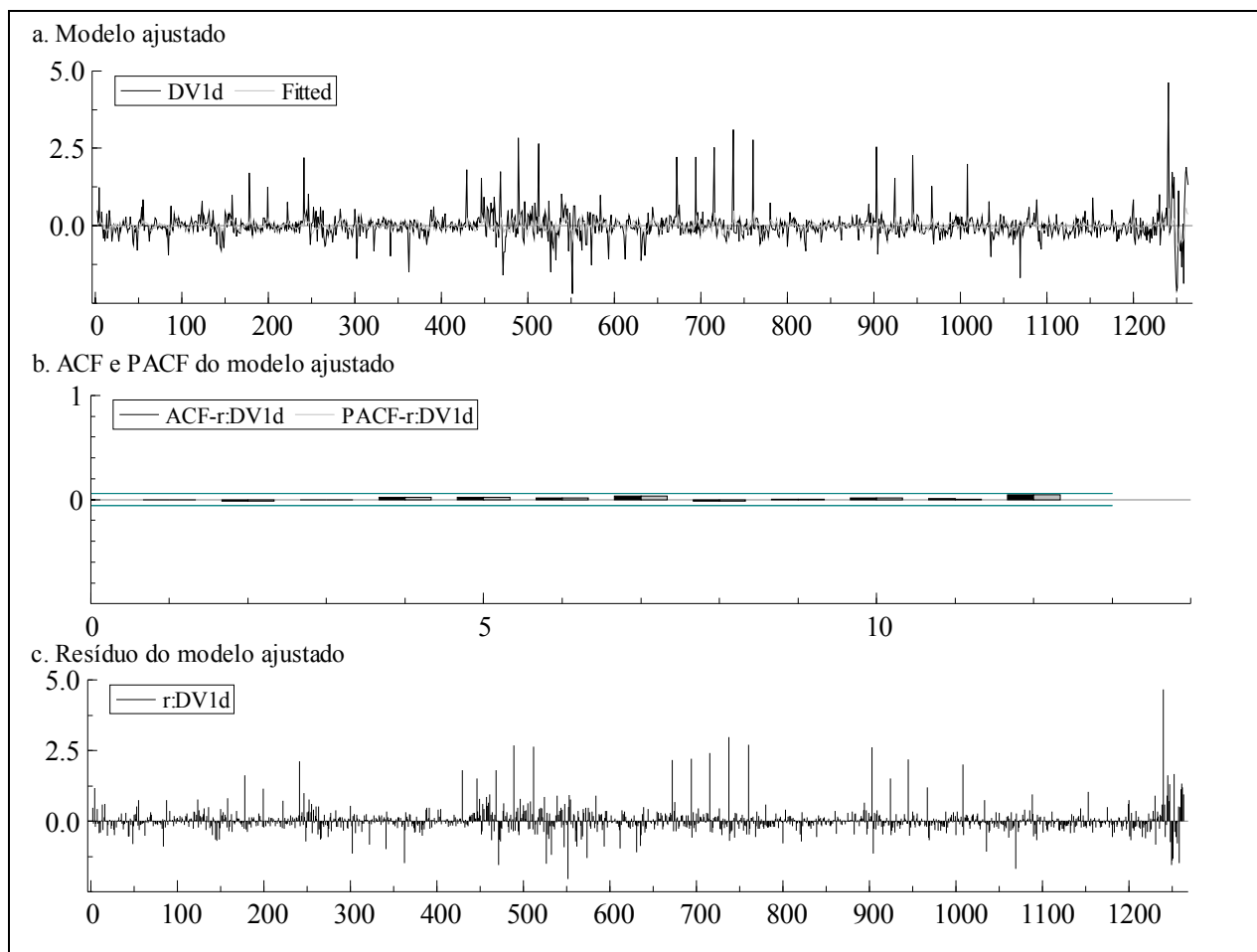
Modelo Ajustado:

$$\begin{aligned}
 (30) \quad DV1d_t = & 0,519310 DV1d_{t-1} - 0,525323 DV1d_{t-9} - 0,100676 DV1d_{t-18} - \\
 & (0,06877) \quad (0,07494) \quad (0,02931) \\
 & + \varepsilon_{2,t} - 0,393903\varepsilon_{2,t-1} + 0,453414 \varepsilon_{2,t-9} \\
 & (0,07692) \quad (0,07807)
 \end{aligned}$$

*onde ε_2 representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representam o desvio padrão do estimador.

O modelo não demonstra a presença de correlação até a vigésima defasagem, como pode ser observado pela estatística Q na Tabela 5. O mesmo pode-se concluir observando-se a Figura 8. Os painéis a e c demonstram o ajuste do modelo corroborado pela análise da função ACF e PACF demonstradas no painel b.

Figura 8: Modelo ajustado da Série DV1d em Reais por arroba

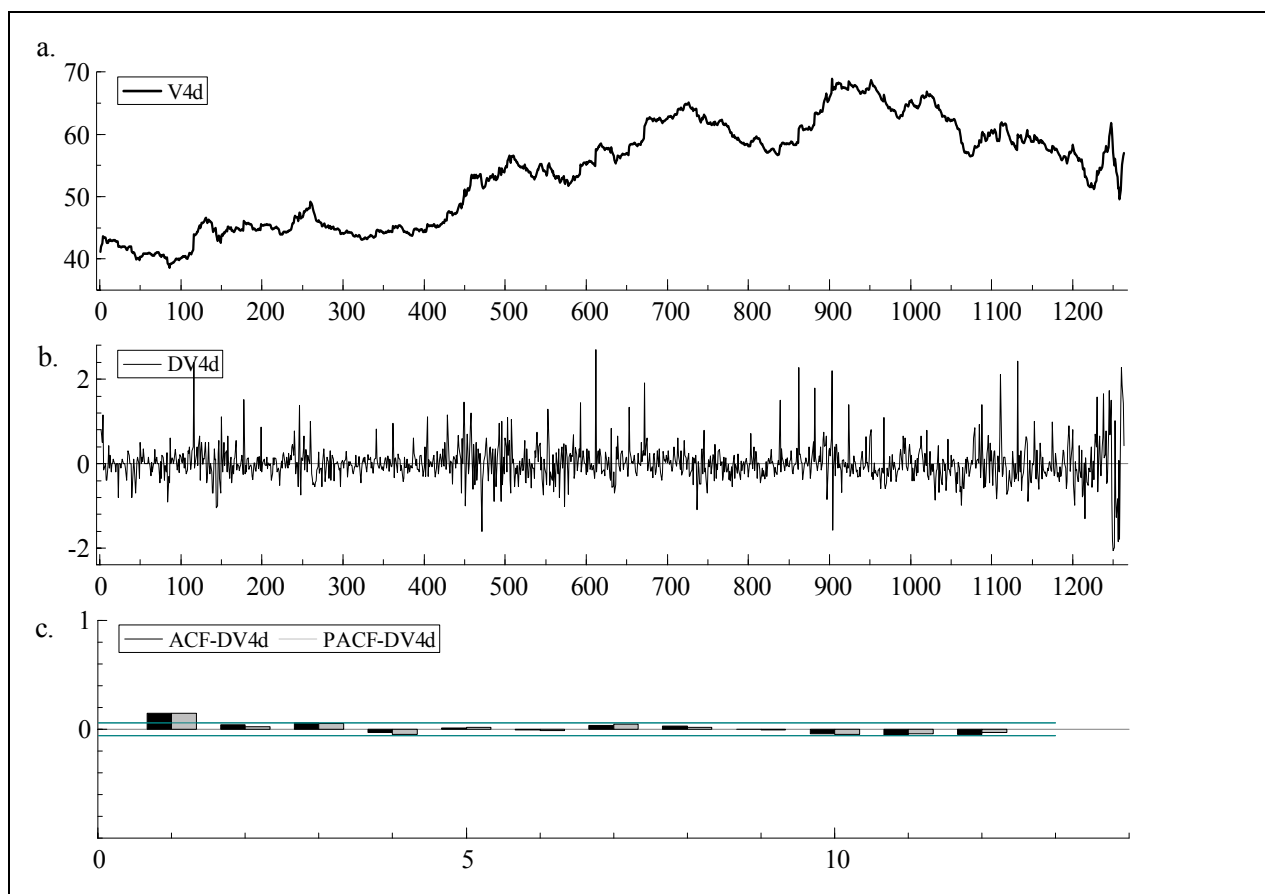


7.1.3 Análise da Série Diária dos Preços Futuros - Quarto Vencimento

Da observação da Figura 9, painéis a e b, pode-se concluir que a série dos preços futuros não é estacionária, mas que sua primeira diferença sim, o é, com média próxima de zero (veja informação na Tabela 7), o que é coerente com a teoria da eficiência dos mercados futuros, de que os preços sigam um caminho aleatório. A análise do correlograma no painel c. da Figura 9, mostra um problema de autocorrelação dos resíduos para a primeira defasagem e daí em diante os valores caem abaixo do nível de significância, diferentemente do que foi observado no painel

c. da Figura 7, para os preços futuros referentes ao primeiro vencimento. Para os contratos referentes ao quarto vencimento, a hipótese de eficiência dos mercados futuros parece ser mais consistente do que para os preços futuros referentes ao primeiro vencimento.

Figura 9: Série diária dos preços futuros – quarto vencimento em Reais por arroba



Após alguns testes e neste caso a modelagem parece bem mais óbvia, aproximando-se a um processo autorregressivo com baixa ordem, e utilizando-se o critério de seleção AIC, conforme explicado na seção 7.1, determinou-se o modelo descrito pela equação (31) representativo de um processo AR(2), conforme demonstrado na Tabela 6.

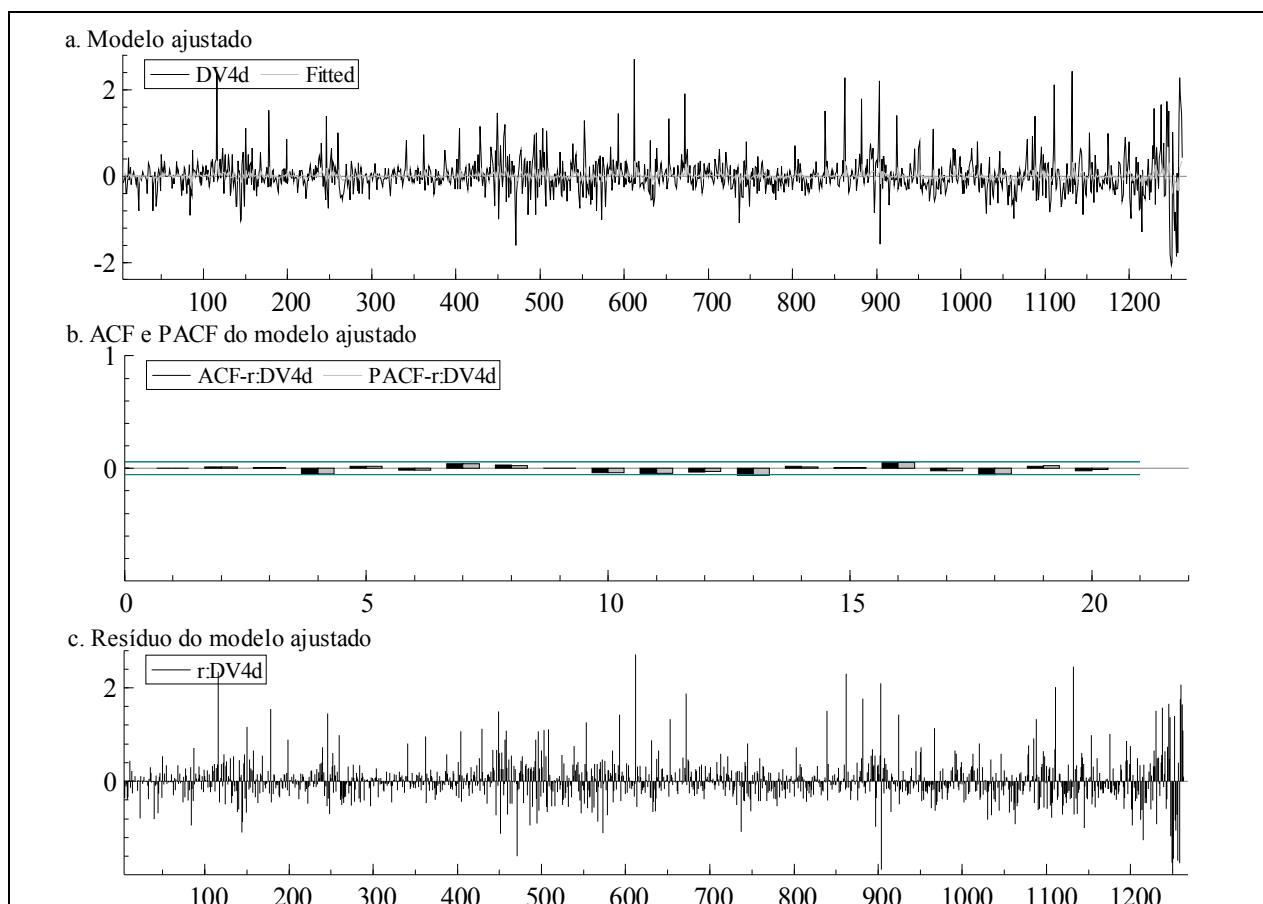
Tabela 6: Série diária das mudanças dos preços futuros – quarto vencimento

Média da série	0,012520	$Q(20)$	26,940 (0,137)
Desvio padrão da série	0,43980	Desvio padrão dos erros	0,433405
Variância da série	0,19342	Variância dos erros	0,18784
Modelo ajustado:	(31)	$DV4d_t = 0,138842 DV4d_{t-1} + 0,056471 DV4d_{t-2} + \varepsilon_{3,t}$	
		(0,02781)	(0,02808)

* onde ε_3 representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representa o desvio padrão do estimador.

O modelo não demonstra a presença de correlação até a vigésima defasagem, como pode ser observado pela estatística Q na Tabela 6. O mesmo pode-se concluir observando-se a Figura 10. Os painéis a e c demonstram o ajuste do modelo corroborado pela análise da função ACF e PACF demonstradas no painel b.

Figura 10: Modelo ajustado da Série DV4d em Reais por arroba



7.1.4 Determinação da Presença de Raízes Unitárias

O teste de raiz unitária é algo comum na econometria. Trata-se de um método formal de determinação da estacionaridade de uma série. Um processo com raiz unitária tem a propriedade de que as inovações tendem a ser persistentes ao longo do tempo (Wooldridge, 2003), o que, portanto, não caracteriza estacionaridade. Provavelmente o teste mais utilizado para determinação de raízes unitárias é o Teste t de Dickey-Fuller (DF), para modelos autorregressivos de ordem 1, e a sua versão para modelos com ordem maior que um, o Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A forma de testar se uma série tem uma raiz unitária é, na

verdade, testar sua primeira diferença para a hipótese nula de presença de raiz unitária. A estatística desenvolvida por Dickey e Fuller (1981) descreve diferentes valores críticos, dependendo não somente do grau de liberdade e tamanho da amostra, mas como também da presença ou não de tendência, constante e defasagens. Assim dada uma equação:

$$(32) \quad y_t = a + \beta y_{t-1} + \eta_t,$$

a série $\{y_t\}$ apresentará raiz unitária se $|\beta| = 1$, sendo que η representa um erro com distribuição normal com média zero e variância constante. Para poder facilitar a determinação de β usa-se um artifício simulando a análise $\{y_t\}$ em primeira diferença, de tal forma que:

$$(33) \quad y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = (\beta - 1)y_{t-1} + \eta_t.$$

O procedimento portanto passa a ser o de determinar se $(\beta - 1)$ é igual a zero, o que indicaria que β é igual a um e portanto $\{y_t\}$ não é estacionária, mas sua primeira diferença sim, o é. Para tanto, testamos a hipótese nula de presença de raiz unitária na série referente à primeira diferença de $\{y_t\}$. Caso não haja evidência para rejeitar a hipótese nula, então se diz que $\{y_t\}$ é integrada de ordem um, $I(1)$. Caso contrário (que seja possível rejeitar a hipótese nula), $\{y_t\}$ é estacionária e, portanto, integrada de ordem zero $I(0)$. Como dito anteriormente, o teste ADF é utilizado para extensões do caso padrão, ou seja, um modelo autorregressivo com ordem maior que um. Na verdade, um cuidado importante deve ser o de se testar a presença de tendência e constante na série em primeira diferença; pois ao agregar tais parâmetros o valor crítico da estatística desenvolvida por Dickey-Fuller muda (aumenta em módulo).

Os testes para as séries do Indicador do boi gordo e dos preços futuros foram realizados assumindo a presença de tendência, constantes e defasagens. Como antecipado nas análises de definição dos modelos geradores das séries do indicador do boi gordo e dos preços futuros (primeiro e quarto vencimentos) em primeira diferença, não se observou valores significativos para tendência e constante em nenhuma das séries estudadas. Assim, os valores críticos da estatística de Dickey-Fuller foram função unicamente do grau de liberdade, que variou dependendo do número de defasagens utilizados no teste. No entanto, o tamanho da amostra era grande o suficiente e não afetou o valor crítico. A equação testada para a análise de presença de raiz unitária, conforme explicado em Enders (2004), tem a forma de:

$$(34) \quad \Delta y_t = a_0 + a_2 t + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \eta$$

onde a_0 , a_2 e β_i são, respectivamente, os parâmetros da constante, tendência e das defasagens de Δy e $(\beta-1)$ é o coeficiente de interesse para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Os valores obtidos nos testes encontram-se descritos na Tabela-7.

Tabela 7: Resumo dos testes para determinação de raiz unitária

Série	IBGd	V1d	V4d
t-ADF	0,6822	0,7398	0,5864
Coeficiente ($\beta-1$) (desvio padrão)	0,000061 (0,00009)	0,000178 (0,000241)	0,0039202 (0,0026285)
No. de defasagens	1	1	1
ADF 5% significância	-1,94	-1,94	-1,94
ADF 1% significância	-2,567	-2,567	-2,567
Ordem da série I(.)	I(1)	I(1)	I(1)

Da análise da Tabela-7, é possível concluir-se que as séries diárias, dos preços futuros para ambos os vencimentos, e a série do Indicador do Boi Gordo são não-estacionárias e de mesma ordem I(1). Esta conclusão confirma a análise feita anteriormente para determinação do modelo gerador da série estacionária em primeira diferença. No entanto, a formalização da presença ou não de raiz unitária é um passo necessário para estabelecer se as séries são cointegradas. Caso sejam, será possível estabelecer um modelo de cointegração com correção de erro similar ao modelo geral desenvolvido por Myers e Thompson, demonstrado na equação (15).

7.1.5 Teste de Cointegração das Séries Diárias.

Engle e Granger (1987) estudaram a necessidade de integrar dinâmicas de curto prazo com equilíbrios de longo prazo, de onde a cointegração e os modelos de correção de erros se tornaram importantes ferramentas econométricas.

Duas séries, $\{y_t\}$ e $\{x_t\}$, integradas de mesma ordem $I(1)$ são ditas cointegradas se houver um β diferente de zero, de forma que a série $\{y_t - \beta x_t\}$ seja estacionária de ordem $I(0)$. Portanto, a regressão simples de y_t sobre x_t dada por: $y_t - \beta x_t = \eta$, onde η é o erro independente e identicamente distribuído com média zero e variância constante, representa uma série estacionária de ordem $I(0)$.

Empiricamente, portanto, uma vez determinado se as séries são integradas de mesma ordem $I(1)$, o problema passa a ser então regredir uma série sobre a outra (regressão simples) e determinar se a série formada pelos resíduos da regressão apresenta raiz unitária. Se rejeitarmos a hipótese nula de presença de raiz unitária, utilizando-se o procedimento explicado na seção anterior, pode-se então concluir que a série dos erros é estacionária e que, portanto, existe uma combinação linear entre duas séries integradas de mesma ordem $I(1)$ que as torna estacionárias. As séries nestas circunstâncias são denominadas cointegradas de ordem um ou simbolicamente, $CI(1,1)$. A seguir, descrevemos o resultados da análise de cointegração da série do indicador com as séries dos preços futuros. O procedimento de cointegração foi realizado conforme a Tabela 8.

Tabela 8: Procedimento de análise de cointegração

-
- a. Verificação se as séries do Indicador do Boi Gordo e dos preços futuros são todas integradas da mesma ordem – vide Tabela 7.
-
- b. Determinar a equação da Regressão do Indicador do Boi Gordo em função dos preços futuros.
-
- c. Análise dos resíduos da regressão do item b. e determinação quanto a presença de raiz unitária utilizando procedimento descrito no item 4 da Tabela 3.
-

Uma vez que as séries são integradas da mesma ordem realizou-se a regressão do Indicador do Boi Gordo sobre os preços futuros. As equações das regressões estão descritas abaixo, com os respectivos desvios-padrões apresentados entre parêntesis:

$$(35) \quad IBGd_t = 1.78984 + 0,961630 V1d_t + \eta_1$$

(0,2006) (0,003818)

$$(36) \quad IBGd_t = 6,36891 + 0,841619 V4d_t + \eta_2$$

(0,5015) (0,009191)

As séries $\{\eta_1\}$ e $\{\eta_2\}$, dos resíduos das equações de equilíbrio de longo prazo (35) e (36) respectivamente, foram então testadas quanto à estacionaridade. Como se trata de um resíduo gerado pelo método MQO, não há necessidade de se testar para tendência e constante, pois, por definição, os erros são independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância constante. Portanto, testando somente para defasagens, foram observados os dados mostrados na Tabela 9.

Pode-se concluir que a série do Indicador do Boi Gordo é cointegrada com cada uma das séries dos preços futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos, ou seja, são cointegradas de ordem 1 ou CI(1,1). Uma vez isto definido, o risco de estabelecer-se uma correlação espúria se esvanece e, portanto, é possível estabelecer um modelo de correção de erros que possa associar o equilíbrio de longo prazo com a dinâmica de curto prazo.

Tabela 9: Resumo dos testes de raiz unitária para as séries dos resíduos

Série	η_1	η_2
t-ADF	-3,613	-2,899
Coeficiente ($\beta-1$) (desvio padrão)	-0,049321 (0,013414)	-0,011742 (0,004050)
No. de defasagens	14	1
ADF 5% significância	-1,94	-1,94
ADF 1% significância	-2,567	-2,567
Ordem da série I(.)	I(0)	I(0)

7.1.6 Determinação dos Modelos com o termo de Correção de Erros.

Engle e Granger (1987) descreveram o modelo de correção que, para o efeito deste estudo, está definido pela equação:

$$(37) \quad \Delta y_t = a_0 + a_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^p \theta_j \Delta x_{t-j} + \eta$$

onde, $y_{t-1} - \beta x_{t-1}$ é o termo de correção de erro determinado pela relação de equilíbrio de longo prazo descrito anteriormente. Assim, o resíduo gerado pela relação de longo prazo entrará na determinação (37) com uma defasagem, com o intuito de ajustar desvios da dinâmica de curto prazo para o equilíbrio de longo prazo.

Wooldridge (2003)³³ comenta que não é comum a inclusão de termos de mudança de x_t e Δx_t , porém comenta que esta adição é possível dependendo do propósito da equação; exceto, no entanto, quando o intuito for o de previsão. Para o caso deste estudo, para que se possa calcular a razão ótima de hedge, é necessário que se determine θ_0 em (37). Os resultados de θ_0 foram reportados na Tabela 10. Adicionalmente, no Apêndice I e II é possível observar-se o relatório com os resultados gerados pelo PcGive e os gráficos de ajuste para cada um dos modelos, respectivamente às regressões com a série dos preços futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos.

Tabela 10: Coeficiente θ_0 das regressões utilizando o modelo de correção dos erros para as séries diárias.

Regressão Modelo de Correção dos Erros	θ_0 (desvio-padrão)	Estatística-t (p-valor)
<i>DIBGd vs DV1d</i> (MCE _{d1})	0.0950833 (0.009530)	9.98 (0.000)
<i>DIBGd vs DV4d</i> (MDE _{d4})	0.0591462 (0.01011)	5.85 (0.000)

Uma vez calculada a razão ótima de hedge, conforme mostrado na Tabela 10, é importante observar-se como estes valores se comparam com aqueles obtidos pelas regressões simples com os preços em nível e com a mudança dos preços, conforme descrito na seção 4. Os valores das razões de hedge para os preços em nível já foram calculados anteriormente, e representam o coeficiente de inclinação da reta dada pela equação (35) relativa à regressão dos preços futuros referentes ao primeiro vencimento e o coeficiente de inclinação da reta dada pela equação (36), relativa à regressão dos preços futuros referentes ao quarto vencimento. As razões de hedge das regressões simples da mudança dos preços estão determinadas pelo coeficiente angular das retas demonstrado a seguir nas equações (38) e (39). Conforme explicado na seção 4.4, as regressões,

³³ Vide seção 18.4 página 621.

considerando-se os retornos dos preços, não são adequadas para cálculo da razão ótima de hedge e, portanto, não foram consideradas.

$$(38) \quad DIBGd_t = 0,145917 DV1d_t + \eta_3 \\ (0,01201)$$

$$(39) \quad DIBGd_t = 0,0838203 DV4d_t + \eta_4 \\ (0,01282)$$

Todos os valores relativos a razão ótima de hedge para as séries diárias foram reunidos na Tabela 11, onde é possível observa-se que, assim como antecipado por Myers e Thompson, a razão ótima de hedge determinada pelo modelo geral (neste caso o modelo com o termo de correção dos erros) descarta o modelo de regressão simples como uma abordagem apropriada para determinar a razão ótima de hedge.

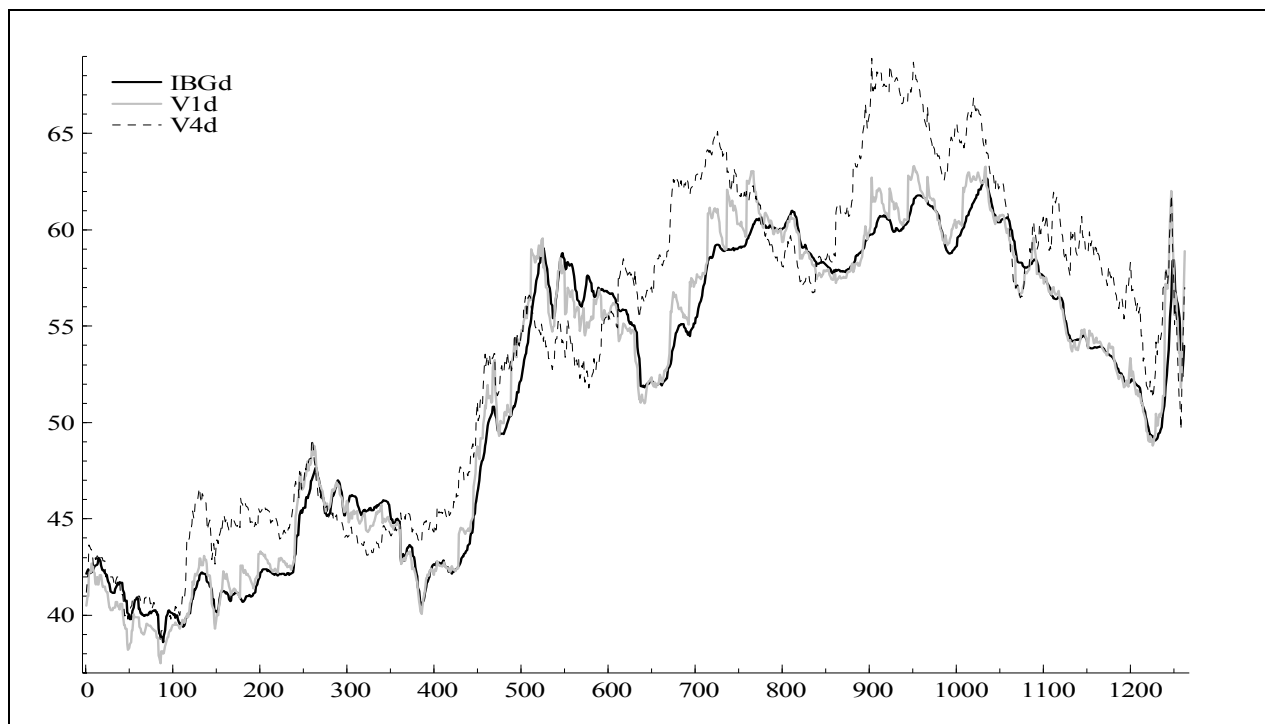
Tabela 11: Comparação entre os diferentes métodos para determinação da razão ótima de hedge – séries diárias

Regressão	Primeiro vencimento	Quarto vencimento
Regressão simples com preços em nível	0,961630	0,841619
Regressão simples com a mudança dos preços	0,145917	0,0838203
Modelo de correção dos erros (θ_0)	0,0950833	0,0591462

O modelo de regressão com a mudança dos preços apresentou valores mais próximos daqueles determinados pelo modelo geral, mas também estão distantes o suficiente para não considerá-los iguais, bastando observar o desvio padrão de cada coeficiente. Por último, os contratos com o horizonte maior (quarto vencimento) apresentam razões de hedge menores, o que de certa forma é intuitivo, considerando-se a volatilidade dos preços e a característica crescente dos preços em nível para todas as séries analisadas.

As séries têm comportamento parecido, como pode ser observado na Figura 11; o que é intrigante são os baixos valores obtidos para a razão ótima de hedge mesmo para horizontes de hedge menores, como é o caso dos contratos referentes ao primeiro vencimento.

Figura 11: Séries diárias (Reais por arroba).



7.2 Análise das Séries Semanais

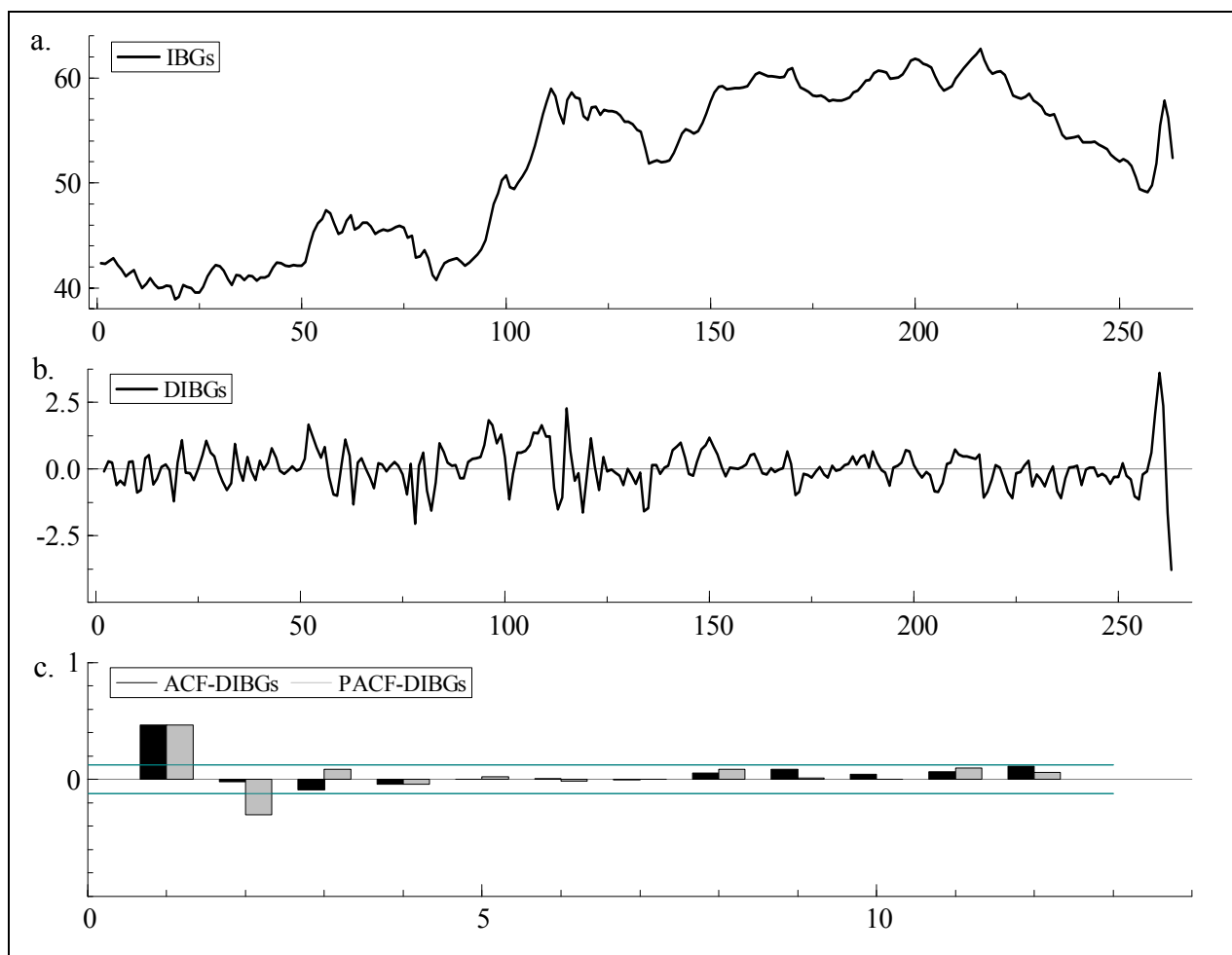
Assim como realizado para as séries diárias o mesmo procedimento foi empregado para as séries semanais, seguindo a sequência sugerida na Tabela 3. O objetivo de pesquisar a estimativa da razão ótima de hedge com as séries semanais é o de determinar se o problema da autocorrelação dos erros é minimizado quando se trabalha com estas séries. Nas seções 7.1.1, 7.1.2 e 7.1.3 determinou-se os processos que supostamente geram a primeira diferença das séries do índice do boi gordo, e dos preços futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos, obtendo-se, respectivamente, os processos ARMA(4,1), ARMA(3,2) e AR(2). A análise dos dados semanais determinou que, realmente, os processos são bem menos estruturados como será descrito nas próximas seções.

7.2.1 Análise da Série Semanal do Indicador do Boi Gordo.

Da observação da Figura 12, painéis a e b, pode-se concluir que a série dos preços futuros não é estacionária, mas que sua primeira diferença sim, o é, com média próxima de zero (veja informação na Tabela 12). A análise do correlograma no painel c. da Figura 12, mostra um problema de autocorrelação dos resíduos para a primeira defasagem principalmente. Interessante comparar este correlograma com o correlograma apresentado no painel b. da Figura-5. A série semanal apresenta uma clara diminuição no número de defasagens com correlação significativa. Esta é uma observação que se repete na literatura e uma das recomendações para se contornar empiricamente o problema da autocorrelação serial. Ao tentar definir-se o padrão gerador das séries, é possível observar a necessidade de mais parâmetros para caracterizar a série diária. No caso do Indicador, por exemplo, a série diária segue um processo ARMA(4,1) enquanto que o processo gerador da série semanal é descrito por um modelo AR(2), como pode ser observado na Tabela 12. Por outro lado, perde-se com o poder dos testes nas séries semanais, dada a menor disponibilidade de observações. Uma vez que a amostra ainda é suficientemente grande, esta não é uma preocupação nesta análise.

Após alguns testes e utilizando o critério de seleção AIC conforme explicado na seção 7.1, determinou-se o modelo descrito pela equação (40) representativo de um processo AR(2), conforme demonstrado na Tabela 12.

Figura 12: Série semanal IBGs e DIBGs em Reais por arroba



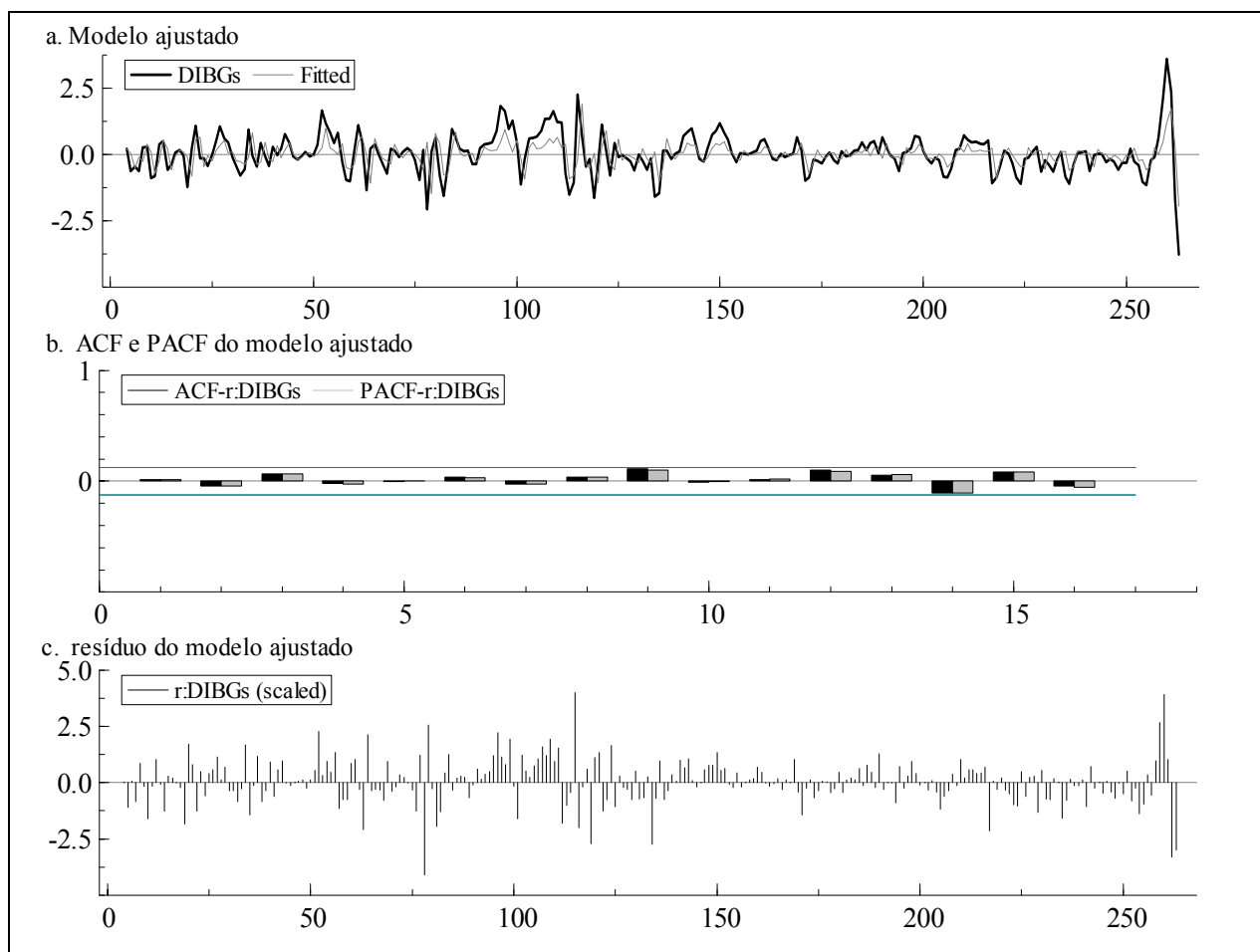
O modelo não demonstra a presença de autocorrelação até a décima sexta defasagem, como pode ser observado pela estatística Q na Tabela 12. O mesmo pode-se concluir observando a Figura 13. Os painéis a e c demonstram o ajuste do modelo corroborado pela análise das funções ACF e PACF demonstradas no painel b.

Tabela 12: Série semanal das mudanças do Indicador do Boi Gordo

Média da série	0,037769	Q(16) (p-value)	15,206 (0,5096)
Desvio padrão da série	0,74691	Desvio padrão dos erros	0,615371
Variância da série	0,557882	Variância dos erros	0,3378681
Modelo Ajustado	(40)	$DIBG_{S_t} = 0,679239 DIBG_{S_{t-1}} - 0,344899 DIBG_{S_{t-9}} + \varepsilon_{4,t}$	
		(0,06877)	(0,07494)

* onde $\varepsilon_{4,t}$ representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representam o desvio padrão do estimador.

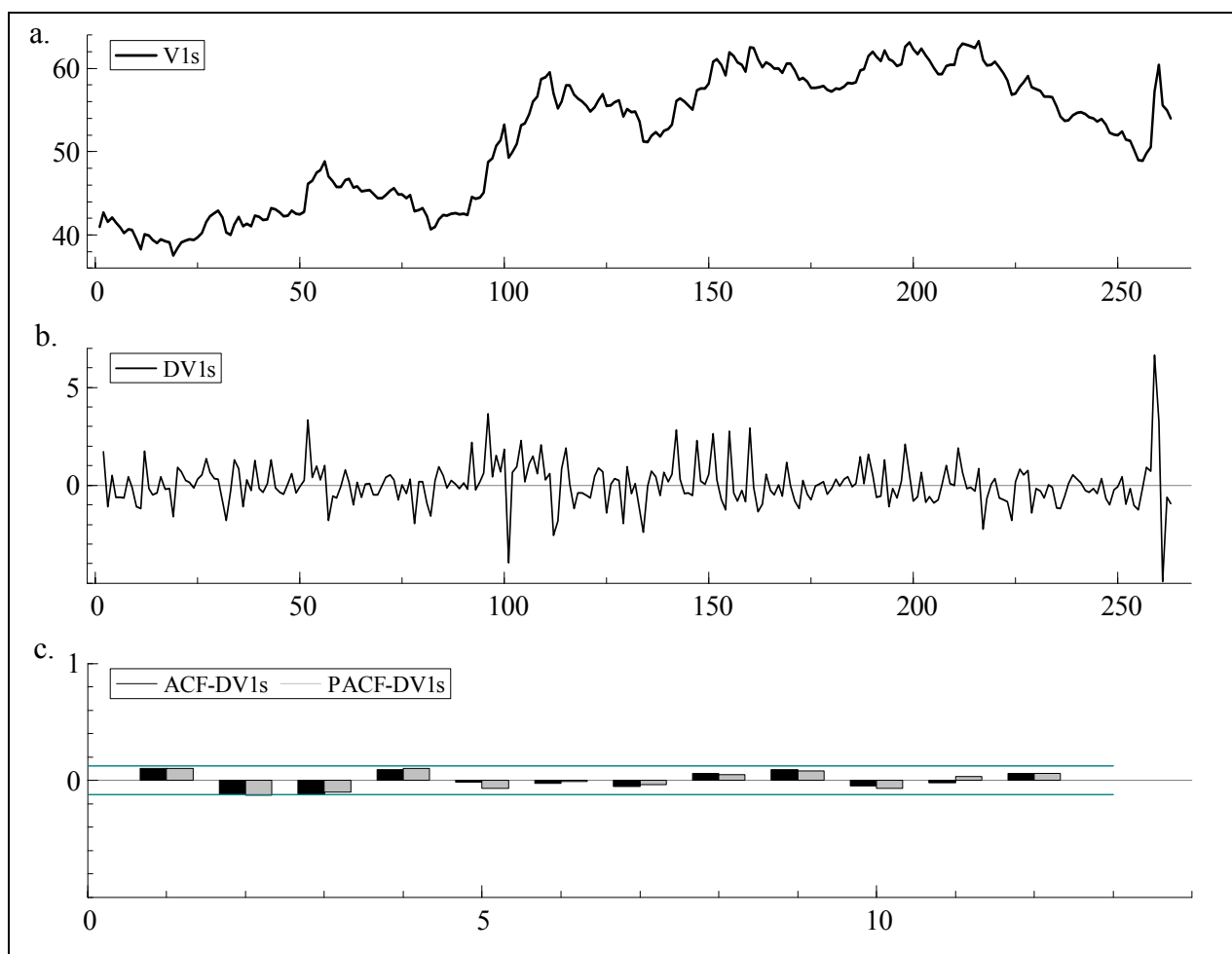
Figura 13: Modelo Ajustado da série DIBGs em Reais por arroba



7.2.2 Análise da Série Semanal dos Preços Futuros – Primeiro Vencimento

Da observação da Figura 14, painéis a e b, pode-se concluir que a série dos preços futuros não é estacionária, mas que sua primeira diferença sim, o é, com média próxima de zero (veja informação na Tabela 13). A análise do correlograma no painel c. da Figura 14, mostra a ausência de autocorrelação para a primeira diferença da série. Novamente, é interessante comparar este correlograma com o correlograma apresentado no painel c. da Figura 7. A série semanal pode ser representada por um caminho aleatório sem *drift*, enquanto que o correlograma da série diária demonstra vários problemas de autocorrelação, tanto que o processo gerador da série diária foi definido como um ARMA(3,2). Esta é uma observação importante, pois uma das premissas discutidas por Myers e Thompson é o da eficiência do mercado de futuros, que neste caso está claramente observado. A prova deste comentário pode ser vista na Tabela 13.

Figura 14: Análise da Série V1s e DV1s em Reais por arroba



O modelo descrito pela equação (41) é representativo de um processo aleatório sem autocorrelação serial, como pode ser observado no painel c. da Figura 14 e pela estatística Q , a qual rejeita a hipótese nula de presença de autocorrelação até a defasagem 20.

Tabela 13: Série semanal das mudanças dos preços futuros – primeiro vencimento

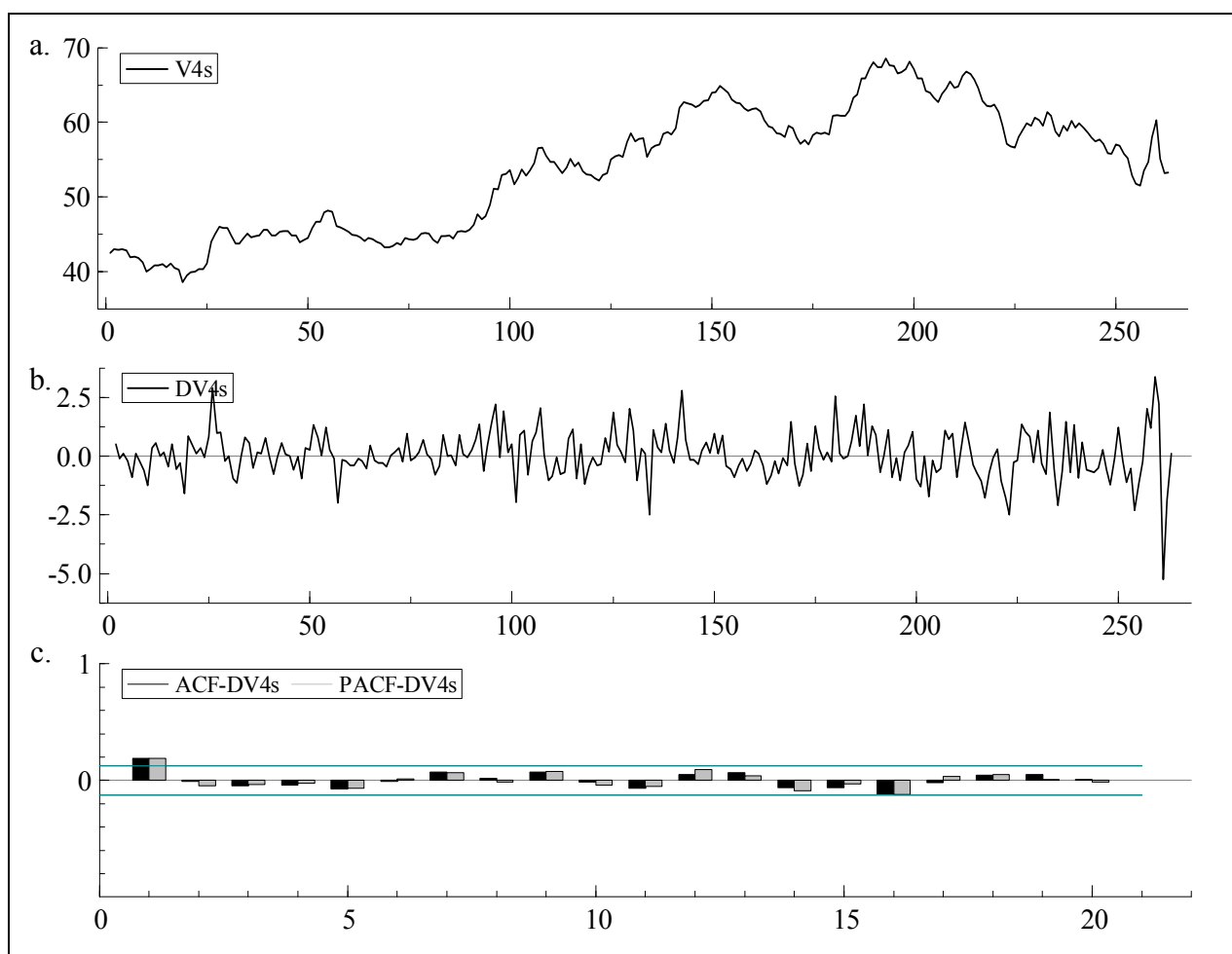
Média da série	0,043372	Q(20) (p-value)	22,827 (0,1184)
Desvio padrão da série	1,11564	Desvio padrão dos erros	1,106
Variância da série	1,24656	Variância dos erros	1,23343
Modelo ajustado:	(41) $DV1s_t = \varepsilon_{5,t}$		

* onde ε_5 representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representam o desvio padrão do estimador.

7.2.3 Análise da Série Semanal dos Preços Futuros – Quarto Vencimento

Da observação da Figura 15, painéis a e b, pode-se concluir que a série dos preços futuros não é estacionária, mas que sua primeira diferença, sim, o é, com média próxima de zero (veja informação na Tabela 14). A análise do correlograma no painel c. da Figura 15, mostra autocorrelação significativa para a primeira defasagem da primeira diferença da série. Novamente, é interessante comparar este correlograma com o correlograma apresentado no painel c. da Figura 9. Tanto a série semanal como a série diária, referentes ao quarto vencimento, podem ser representados por processos geradores autorregressivos de baixa ordem. Para a série diária o processo determinado foi um AR(2) e para a série semanal o processo determinado foi um AR(1).

Figura 15: Análise da Série V4s e DV4s em Reais por arroba



O modelo descrito pela equação (42) é representativo de um processo AR(1) sem autocorrelação serial, como pode ser observado pela estatística Q , a qual rejeita a hipótese nula de presença de autocorrelação até a defasagem 20.

Tabela 14: Série semanal das mudanças dos preços futuros – quarto vencimento

Média da série	0,039464	$Q(20)$	15,177 (0,7113)
Desvio padrão da série	0,98330	Desvio padrão dos erros	0,966208
Variância da série	0,966884	Variância dos erros	0,933559
Modelo ajustado:	(42)	$DV4s_t = 0,189098 DV4s_{t-1} + \varepsilon_{6,t}$ (0,060650)	

* onde ε_6 representa o erro entre o valor ajustado e o valor observado e os números entre parêntesis representam o desvio padrão do estimador.

7.2.4 Determinação da Presença de Raízes Unitárias

Utilizando os mesmos conceitos explicados na seção 7.1.4, realizou-se o teste de identificação de raízes unitárias para as séries semanais. A análise formal da estacionaridade das séries confirmou as observações feitas nas seções 7.2.1 a 7.2.3, de que as séries são estacionárias em sua primeira diferença. Da análise da Tabela 15, é possível concluir-se que as séries diárias, dos preços futuros para ambos os vencimentos, e a série do Indicador do Boi Gordo são não estacionárias e de mesma ordem I(1). Como visto anteriormente, a formalização da presença ou não de raiz unitária é um passo necessário para estabelecer se as séries são cointegradas e, portanto, para determinar através do modelo de correção de erros o modelo geral proposto por Myers e Thompson.

Tabela 15: Resumo dos testes para determinação de raiz unitária – séries semanais

Série	IBGs	V1s	V4s
t-ADF	0,03657	0,4771	0,2914
Coeficiente ($\beta-1$) (desvio padrão)	0,000028 (0,000776)	0,000631 (0,001322)	0,000321 (0,001102)
n. de defasagens	1	0	1
ADF 5% significância	-1,94	-1,94	-1,94
ADF 1% significância	-2,573	-2,573	-2,573
Ordem da séire I(.)	I(1)	I(1)	I(1)

7.2.5 Teste de Cointegração das Séries Semanais

Conforme visto anteriormente na seção 7.1.5, com relação as séries diárias, é necessário definir os modelos de equilíbrio de longo prazo para que se possa determinar se as séries são cointegradas. Uma vez que as séries são integradas da mesma ordem, realizou-se a regressão do Indicador do Boi Gordo sobre os preços futuros. As equações das regressões estão descritas abaixo, com os respectivos desvios-padrões apresentados entre parentesis:

$$(43) \quad IBGs_t = 1,82769 + 0,960969V1s_t + \eta_5$$

$$(0,4389) \quad (0,008370)$$

$$(44) \quad IBGs_t = 6,46027 + 0,839750V4s_t + \eta_6$$

$$(1,080) \quad (0,01983)$$

As séries $\{\eta_5\}$ e $\{\eta_6\}$, dos resíduos das equações de equilíbrio de longo prazo (43) e (44) respectivamente, foram então testadas quanto a estacionaridade. Como se trata de um resíduo gerado pelo método MQO, não há necessidade de testar para tendência e constante, pois por definição os erros são independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância constante. Portanto, testando somente para defasagens foram observados os dados mostrados na Tabela 16.

Tabela 16: Resumo dos testes de raiz unitária para as séries dos resíduos

Série	η_5	η_6
t-ADF	-4,776	-5,7299
Coeficiente ($\beta-1$)	-0,26572	-0,16467
(desvio padrão)	(0,055636)	(0,028739)
n. de defasagens	2	13
ADF 5% significância	-1,94	-1,94
ADF 1% significância	-2,573	-2,574
Ordem da série I(.)	I(0)	I(0)

Pode-se concluir que a série do Indicador do Boi Gordo é cointegrada com cada uma das séries dos preços futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos, ou seja, são cointegradas de

ordem 1 ou CI(1,1). Uma vez isto definido, é possível estabelecer-se um modelo de correção de erros, que possa associar o equilíbrio de longo prazo com a dinâmica de curto prazo.

7.2.6 Determinação dos Modelos com Termo de Correção de Erros.

Seguindo o mesmo procedimento descrito em 7.1.6 para as séries diárias realizou-se a determinação dos modelos com o termo de correção de erros para as séries semanais. Desta forma determinou-se θ_0 em (37). Os resultados de θ_0 foram reportados na Tabela 17 para as séries semanais. Adicionalmente no Apêndice III e IV é possível observar o relatório com os resultados gerados pelo PcGive e os gráficos de ajuste para cada um dos modelos, respectivamente às regressões com a série dos preços futuros referentes ao primeiro e quarto vencimentos.

Tabela 17: Coeficiente θ_0 das regressões utilizando o modelo com termo de correção dos erros para as séries semanais

Modelo com Termo de Correção de Erros	θ_0 (desvio-padrão)	Estatística-t (p-valor)
<i>DIBGs vs DV1s</i>	0,352058 (0,02237)	15,7 (0,000)
<i>DIBGs vs DV4s</i>	0,192794 (0,03375)	5,71 (0,000)

Uma vez calculada a razão ótima de hedge, conforme mostrado na Tabela 17, é importante observar-se como estes valores se comparam com aqueles obtidos pelas regressões simples com os preços em nível e com a mudança dos preços, conforme descrito na seção 4. Os valores das razões de hedge para os preços em nível já foram calculados anteriormente e representam o coeficiente de inclinação da reta dada pela equação (43), relativa à regressão dos preços futuros referentes ao primeiro vencimento, e coeficiente de inclinação da reta dada pela equação (44), relativa à regressão dos preços futuros referentes ao quarto vencimento. As razões de hedge das regressões simples com as mudanças dos preços estão determinadas pelos coeficientes angulares das retas, demonstrados a seguir nas equações (45) e (46). Conforme explicado na seção 4.4, as regressões, considerando-se os retornos dos preços, não são adequadas para cálculo da razão ótima de hedge e, portanto, não foram consideradas.

$$(45) \quad DIBG_{s_t} = 0,381083 DV1_{s_t} + \eta_7$$

$$(0,03376)$$

$$(46) \quad DIBG_{s_t} = 0,235925 DV4_{s_t} + \eta_8$$

$$(0,04461)$$

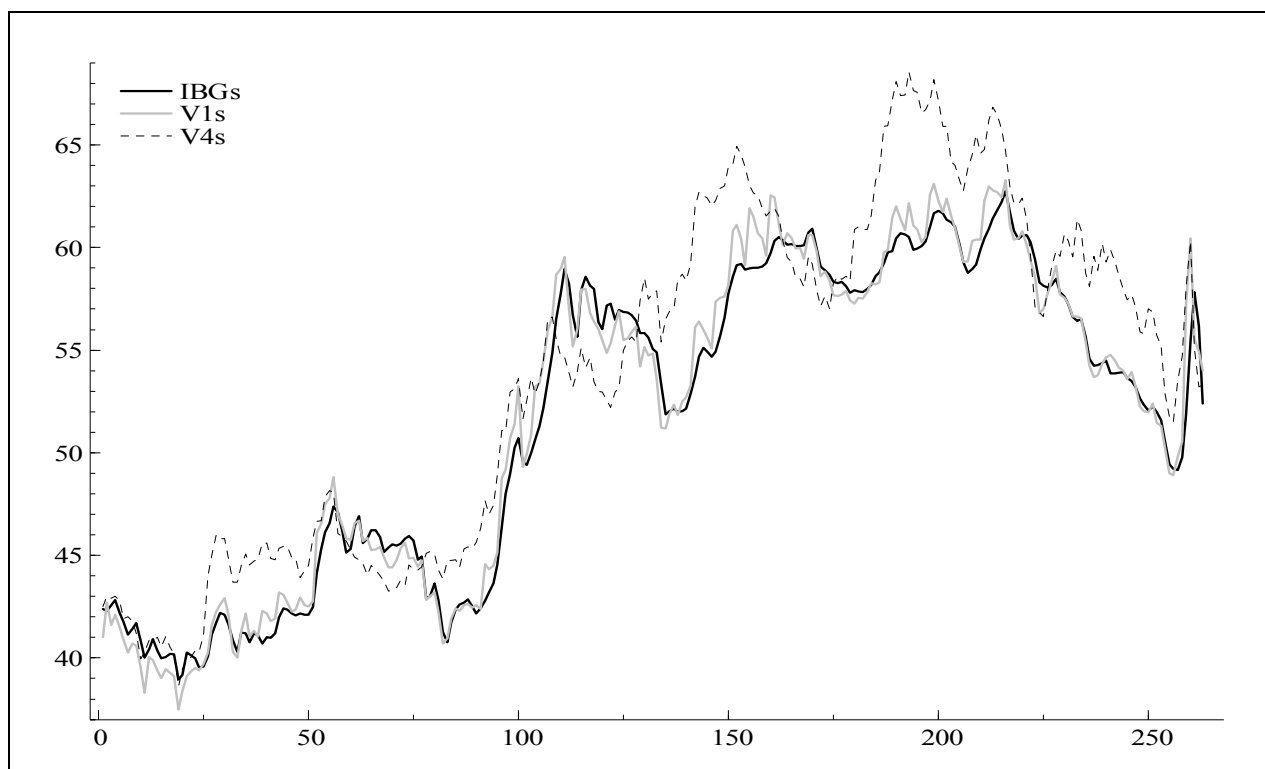
Todos os valores relativos às razões ótimas de hedge para as séries semanais foram reunidos na Tabela 18, de onde é possível observar que, assim como antecipado por Myers e Thompson, a razão ótima de hedge determinada pelo modelo geral (neste caso o modelo com o termo de correção dos erros) descarta o modelo de regressão simples como uma abordagem apropriada para determinar a razão ótima de hedge. O modelo de regressão com a mudança dos preços apresentou valores mais próximos daqueles determinados pelo modelo geral. Neste caso, diferentemente dos resultados obtidos com as séries diárias, os valores são bem próximos e estão dentro da variação de 1 a 2 desvios-padrões. Por último, os contratos com o horizonte de hedge maior (quarto vencimento) apresentam razões de hedge menores, o que de certa forma é intuitivo considerando-se a volatilidade dos preços e a característica crescente dos preços em nível para todas as séries analisadas.

Tabela 18: Comparação entre os diferentes métodos para determinação da razão ótima de hedge – séries semanais

Regressão	Primeiro vencimento	Quarto vencimento
Regressão simples com preços em nível	0,9610	0,8398
Regressão simples com a mudança dos preços	0,3811	0,2359
Modelo de correção o termo de correção dos erros	0,3520	0,1927

As séries têm comportamento parecido, como pode ser observado na Figura 16 e, portanto, era esperado que tivessem uma razão de hedge significativa. No entanto, assim como observado nas séries diárias, para o caso das séries semanais as razões de hedge também apresentaram valores relativamente baixos.

Figura 16: Séries Semanais IBGs, V1s e V4s em Reais por arroba



7.3 Comparação dos Resultados das Séries Diárias e semanais.

Os estudos realizados anteriormente para o mercado de boi gordo também encontraram valores relativamente baixos para a razão ótima de hedge. Silveira (2002), utilizando séries semanais dos preços em dólares para a determinação de *cross-hedge* envolvendo bezerro e boi gordo, encontrou valores entre 40 a 55% que variaram em função da praça estudada. Oliveira (2002) determinou a razão de hedge de 24% trabalhando com as séries transformadas para a primeira diferença do logaritmo dos preços em dólares. Ao transformar a série para logaritmo e determinar a primeira diferença, obtém-se o logaritmo da taxa de retorno. Segundo Myers e Thompson, a taxa de retorno não é apropriada para o cálculo da razão ótima de hedge, a menos que as séries da primeira diferença sejam um processo aleatório de média zero e variância constante, e que os preços futuros para uma determinada data no futuro sejam iguais aos preços à vista (vide seção 4.4). Ambos os estudos trabalharam com os preços futuros referentes ao primeiro vencimento.

Os resultados das Tabelas 11 e 18 foram sumarizados na Tabela 19, para que se pudesse analisar o efeito das opções de trabalhar com horizontes de hedge distintos e com a frequência distinta dos dados. Fica muito claro que a mudança da frequência dos dados de diários para semanais aumenta a razão de hedge, independentemente do vencimento dos contratos.

Tabela 19: Sumário da diferentes estimativas da razão de hedge.

Regressão	Séries Diárias		Séries Semanais	
	Primeiro vencimento	Quarto vencimento	Primeiro vencimento	Quarto vencimento
Regressão simples com preços em nível	0,9616	0,8416	0,9610	0,8398
Regressão simples com a mudança dos preços	0,1459	0,0950	0,3811	0,2359
Modelo com o termo de correção dos erros	0,0838	0,0591	0,3520	0,1927

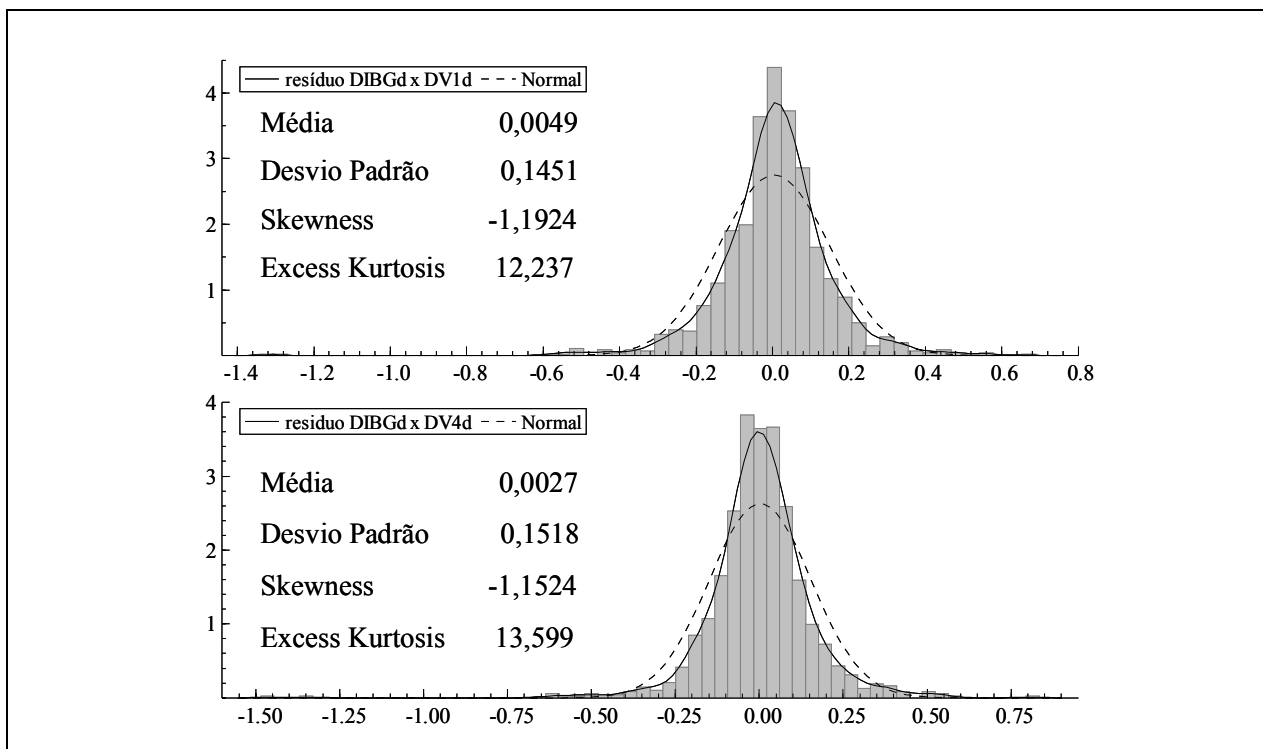
É possível observar-se também que a mudança de estratégia com respeito ao horizonte de hedge causa uma diminuição da razão ótima de hedge, quando se adota os contratos referentes ao quarto vencimento.

7.4 A Questão da Normalidade das Séries.

Como exposto na Seção 5, as commodities agrícolas violam a premissa de normalidade e isto foi constatado nas séries analisadas neste estudo também. A transformação das séries, também não ajudou a obter séries com distribuição normal. Sob estas circunstâncias a utilização de regressões simples é questionável, no que tange a determinação de estimadores não viesados. No entanto os artigos até então, pouca ou nenhuma referência fazem sobre este tema e como visto anteriormente, tendem a preferir os modelos com regressões simples, dada a boa aproximação destes aos modelos não lineares.

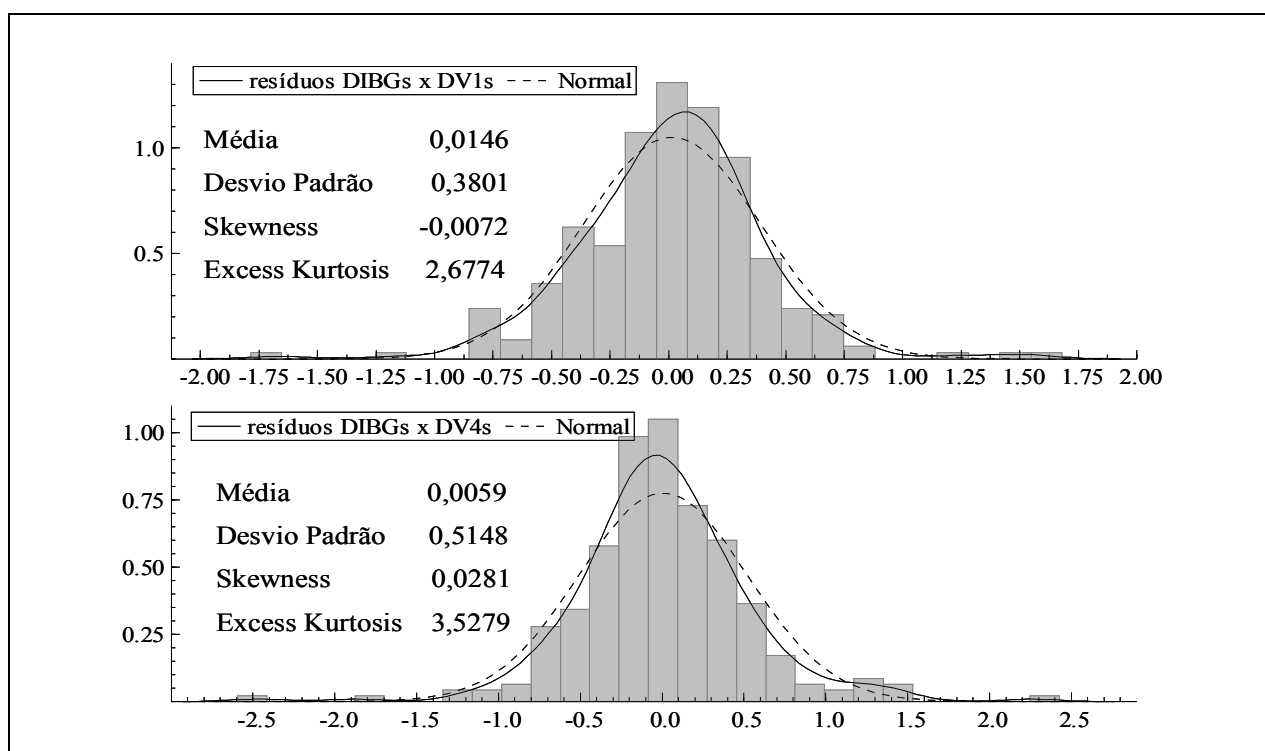
Uma outra observação da análise dos dados está refletida nas Figuras 17 e 18. É possível observar que as distribuições dos erros, dos modelos ajustados usando as séries diárias (Figura 17), não passam pelo teste de normalidade. Ambos os casos apresentam uma distribuição leptocúrtica e assimétrica.

Figura 17: Análise da distribuição dos erros dos modelos com termo de correção de erros para as séries diárias.



No caso das distribuições dos erros dos modelos ajustados, usando as séries semanais (Figura 18), é possível identificar que estas tem menos problema de assimetria e curtosis, dos que as respectivas distribuições utilizando as séries diárias. No caso das séries semanais o problema de assimetria diminui substancialmente, porém ainda apresenta acentuada curtosis.

Figura 18: Análise da distribuição dos erros dos modelos com termo de correção de erros para as séries semanais.



8. CONCLUSÕES

8.1 Sumário

De forma geral, as observações relatadas por Myers e Thompson em seu artigo “Generalized Optimal Hedge ratio Estimation” de 1989 também foram constatadas neste estudo, utilizando o boi gordo como a *commodity* de interesse. Vários pesquisadores na época utilizavam o coeficiente da regressão simples dos preços em nível ou dos retornos dos preços ou da mudança dos preços como estimador da razão ótima de hedge, o que Myers e Thompson demonstraram ser inapropriados, teórica e empiricamente, exceto em situações especiais. Tais situações são bastante restritivas para o caso das regressões com os preços em nível e com os retornos dos preços, porém muito plausíveis para as regressões com a mudança dos preços. Para poder constatar tal conclusão, Myers e Thompson desenvolveram um modelo geral, robusto, que pudesse gerar os parâmetros para comparar as diferentes abordagens para estimar a razão ótima de hedge. Todo o problema está em poder estimar a matriz condicional de covariância entre os preços a vista e futuros e a variância condicional dos preços futuros no momento da tomada de decisão do hedge, pois a divisão das duas resulta na razão ótima de hedge. Esta razão teórica é empiricamente determinada pelo coeficiente angular da reta da regressão dos preços à vista sobre os preços futuros. A controvérsia está no fato de que, na regressão simples, esta relação reflete o equilíbrio de longo prazo e, portanto, são valores não condicionais. Partindo-se da premissa que os mercados futuros são eficientes e que seus preços seguem um processo martingale (caminho aleatório sem *drift*), e que ambas as séries dos preços à vista e dos preços futuros são estacionárias em sua primeira diferença, é possível demonstrar-se que a regressão simples da variação dos preços gera razões de hedge próximas do valor ótimo, determinado pelo modelo geral.

Neste estudo, utilizou-se o modelo de cointegração com o termo de correção de erros para simular o modelo geral, o Indicador ESALQ/BM&F como a série representativa dos preços à vista e o valor de ajuste diário da BM&F para o contrato de boi gordo (referentes ao primeiro e quarto vencimentos) com o objetivo: a) constatar as observações feitas por Myers e Thompson para o caso do boi gordo brasileiro; b) observar o efeito do horizonte de hedge sobre a razão ótima de hedge e c) observar o efeito da utilização da série diária e da série semanal sobre a estimativa da razão ótima de hedge.

Estudar o efeito do maior horizonte de hedge é um aspecto interessante e único deste estudo, uma vez que os trabalhos anteriores consideraram os contratos referentes ao primeiro vencimento somente. Este aspecto é relevante para os agentes na cadeia de produção de carne, uma vez que os contratos referentes ao primeiro vencimento (prazo de até 30 dias) são muito restritivos para as operações normais dos pecuarista ou dos frigoríficos.

8.2 Resultados obtidos

Observou-se que as séries dos preços à vista são estacionárias na sua primeira diferença e que, de forma geral, os termos constantes das regressões simples destas séries são pouco significativos. Os processos geradores das séries em primeira diferença são mais estruturados (maior número de parâmetros) nas séries diárias do que nas séries semanais.

As séries dos preços futuros, a exemplo da série dos preços à vista, também são estacionárias na sua primeira diferença. Estas séries (da primeira diferença), foram caracterizadas por modelos autorregressivos, que diminuíram de ordem quando se trabalhou com as séries semanais, demonstrando pouca influência das ocorrências passadas sobre os preços correntes, para uma determinada data futura.

Obteve-se modelos robustos de cointegração com o termo de correção de erros, que replicaram o comportamento dos preços à vista utilizando os preços futuros e defasagens dos próprios preços à vista como variáveis exógenas.

As razões ótimas de hedge determinadas a partir dos modelos gerais apresentaram valores relativamente baixos, que diminuíram ainda mais quando se aumentou o horizonte de hedge (quarto vencimento).

As razões ótimas de hedge estimadas a partir das séries semanais apresentaram consistentemente valores maiores do que aquelas obtidas com as séries diárias.

As razões ótimas de hedge estimadas pelas regressões simples com os preços em nível estiveram próximas da unidade, enquanto aquelas estimadas pelas regressões com a mudança

dos preços estiveram próximas dos valores obtidos com o modelo geral. Para o caso da série semanal, a diferença entre as estimativas do modelo geral e da regressão com a mudança dos preços não diferiu por mais do que dois desvios padrão da estimativa geral.

Optou-se por não fazer a transformação das séries para o logaritmo dos preços, por não ajudar a distribuição dos mesmos a aproximarem-se de uma distribuição normal. Uma segunda razão para não preferir a transformação dos preços, foi devido ao fato de as mudanças dos logarítimos (séries estacionárias) também não se aproximarem de uma distribuição normal. Adicionalmente, a diferença (mudança) dos logarítimos dos preços, é igual ao logaritmo dos retornos dos preços, o que segundo Myers e Thompson, somente seria apropriado para estimar a razão ótima de hedge, sob a forte restrição de que os preços à vista fossem iguais aos preços futuros.

8.3 Conclusões

As estimativas das razões de hedge utilizando regressões simples dos preços em nível, definitivamente, diferem muito daquelas obtidas pelo modelo geral; enquanto as razões de hedge obtidas pelas regressões das mudanças dos preços apresentam valores mais próximos daquelas obtidas pelo modelo geral. Neste último caso, os valores são ainda mais próximos quando se utilizam as séries semanais. Esta observação comprova de forma semelhante à conclusão de Myers e Thompson quanto à utilização das regressões simples da mudança dos preços para estimar a razão ótima de hedge.

A razão de hedge diminui quando aumentamos o horizonte de hedge (neste caso do primeiro para o quarto vencimento), dada provavelmente pela diminuição da covariância condicional entre os preços à vista e futuros combinado com o aumento da variância condicional dos preços futuros. O fato de utilizar-se a série semanal ao invés da série diária demonstrou ser pertinente, uma vez que gerou modelos menos parametrizados e com menores problemas de autocorrelação serial para serem resolvidos.

Uma atenção especial deveria ser dada em futuras pesquisas, à questão da distribuição dos preços em nível e da mudança dos preços, relaxar a premissa da variância dos erros ser constante e verificar do ajuste de modelos não lineares para estimar a razão ótima de hedge.

Outra área de interesse para futuras pesquisas, deveria abordar o fato de estes e os outros estudos realizados para o boi gordo no Brasil, terem obtido razões de hedge relativamente baixas. Sabe-se, de forma geral, que os agentes na cadeia da pecuária, tendem à especulação e, não tomam posições para administrar o risco. Seja pelo custo ou pelo grau de aversão ao risco, a análise destes tópicos com certeza deverá consolidar a hipótese, do potencial do mercado de futuros para esta *commodity* aqui no Brasil.

REFERÊNCIAS:

- ANDERSON, D.R., SWEENEY, D.J., WILLIAMS, T.A. *Estatística Aplicada à Administração e Economia*. 2. ed. São Paulo: Thomson Learning Ltda, 2003.
- ANDERSON, R.W.; DANTHINE, J. *Cross Hedging*. Chicago: Journal of Political Economy, v. 89, n. 6, p. 1182-1196, 1981.
- BENNINGA, S.; ELDOR, R.; ZILCHA, I. The optimal Hedge Ratio in Unbiased Futures Markets. New York: J. Futures Markets, vol. 4, p. 155 – 159, 1984.
- BERA, A. K.; GARCIA, P.; ROH, J. *Estimation of Time-Varying Hedge Ratios for Corn and Soybeans: BGARCH and Random Coefficient Approaches*. Urbana: (OFOR Paper Number 97-06), dec. 1997.
- BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS – BM&F. *Estatísticas dos Mercados Físico e Futuro – Boi e Bezerro*. São Paulo: [s.n.], 2005.
- BROWN, S. L. *A Reformulation of the Portfolio Model of Hedging*. Amer. J. Agr. Econ., v. 67, p. 508-512, 1985.
- BROWN, S. L. *A Reformulation of the Portfolio Model of Hedging: Reply*. Amer. J. Agr. Econ., v. 68, p. 1010 - 1012, 1986.
- CENTRO de ESTUDOS AVANÇADOS em ECONOMIA APLICADA - CEPEA. *Cadeia Agroindustrial do Boi*. Piracicaba, SP, [199-]. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/indicador/boi/cadeia_boi.pdf>. Acesso em 12 out. 2005.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, n.4, jul. 1981.
- DORFMAN, J. H.; SANDERS, D. R. Generalized Hedge Ratio estimation with an Unknown Model. [S.I.]: [s.n], abr. 2004.
- EDERINGTON, L. H. *The Hedging Performance of the New Futures Markets*. J. Finance, v. 34, p. 157 – 170, 1981.
- ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. 2nd ed. New York: John Willey & Sons Inc., 2004.
- ENGLE, Robert. E., Granger, C. W. J. *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. *Econometrica* v. 55, n. 2, pp 251-76, mar. 1987.
- FNP CONSULTORIA E INFORMATIVOS. *Anuário da Pecuária Brasileira – Anualpec*. São Paulo: [s.n.], 2004
- HANSON, S. D.; MYERS, R. J. *Optimal Dynamic Hedging in Unbiased Futures Markets*. Amer. J. Agr. Econ., v. 78, p. 13-20, feb. 1996.

- HARRIS, R.D.F.; SHEN, J. *Robust Estimation of the Optimal Hedge Ratio*. Journal of Futures Markets, New York, v. 23 n. 8, p. 799, Aug2003.
- HULL, J. *Options, Futures, and Other Derivatives*. 5th ed. New Jersey: Prentice hall, 2003.
- KAHL, K. H. *A Reformulation of the Portfolio Model of Hedging*: Comment. Amer. J. Agr. Econ., v. 68, p. 1007 - 1009, 1986.
- LUENBERGER, D. G. *Investment Science*. New York: Oxford University Press Inc, 1998.
- MADDALA, G.S. *Introdução à Econometria*. 3. ed. São Paulo: Livros Técnicos e Científicos Editora SA., 2003.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C.M.C. *Análise de Séries Temporais*. São Paulo: Editora Edgard Blücher Ltda, 2004.
- MOSCHINI, G.; MYERS, R.J. *Testing for Constant Hedge Ratio in Commodities Markets: A Multivariate GARCH Approach*. Iowa State University, (Working Paper 01-WP 268), 2001.
- MYERS, R. J. *Estimating-Time Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets*. Journal of Futures Markets, New York, v. 11, n. 1, p.39-53. 1991
- MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R.: *Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation*. American Journal of Agricultural Economics, v.71, n.4, p. 858-867, nov/1989.
- NOUSSINOV, M. A.; LEUTHOLD, R.M. *Optimal Hedging Strategies for U.S. Cattle Feeder*. OFOR Paper Number 98-02, Abril/1998.
- OLIVEIRA, A. F.; BACCHI, M.R.P. Modelos para estimar a razão ótima de hedge: aplicação em contratos futuros agropecuários. Artigos Técnicos de Derivativos Agropecuários. São Paulo, n.2, p. 18-36, abr. 2002.
- ROCHELLE, T. C. P. *O Contrato Futuro de Boi Gordo: Uma Análise do Impacto da Introdução da Liquidação Financeira sobre o Risco de Base*. 1997. Dissertação (Mestrado), Escola Superior de de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ/USP, Piracicaba, SP, 1997.
- ROLFO, J. *Optimal Hedging under Price and Quantity Uncertainty: The Case of a Cocoa Producer*. Chicago: The Journal of Political Economy, v. 88, n. 1, p. 100 – 116, feb. 1980.
- SILVEIRA, R.L.F. *Análise das Operações de Cross Hedge do Bezerro e do Hedge do Boi Gordo no Mercado Futuro da BM&F*. 2002, Dissertação (Mestrado em Ciências), Escola Superior de de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ/USP, Piracicaba, SP, 2002.
- STEIN, J.L. *The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices*. American Economic Review, v. 51, p. 1012-1025, 1961.
- TORRES, A.M.; ROSA, F.R.T.; TONINI, M.G.O. *Balanço e perspectivas para a pecuária de corte e de leite*. In: Perspectivas para o Agronegócio 2004-2005. 2004. São Paulo. Disponível em :

<http://www.bmf.com.br/2004/pages/clearing1/derivativosnovo/agropecuarios/ApresentacoesSeminaroAgroB_2004and5.asp>. Acesso em 12 out. 2005.

TORRES, A.M.; ROSA, F.R.T.; TONINI, M.G.O. *Antes e depois da Aftosa*. Artigo Scott Consultoria. Novembro/2005.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory Econometrics*. Mason: South-Western, A division of Thompson Learning, Inc., 2003.

YANG, S.R.; BRORSEN, B.W. *Non Linear Dynamics of daily Cash Prices*. Amer. J. Agr. Econ., p. 706-715, aug. 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE I: Relatório do PcGive para a Regressão de DIBGd versus DV1d – Modelo com Termo de Correção de Erros.

EQ(6) Modelling DIBGd by OLS (using dayly data.xls)
The estimation sample is: 12 to 1262

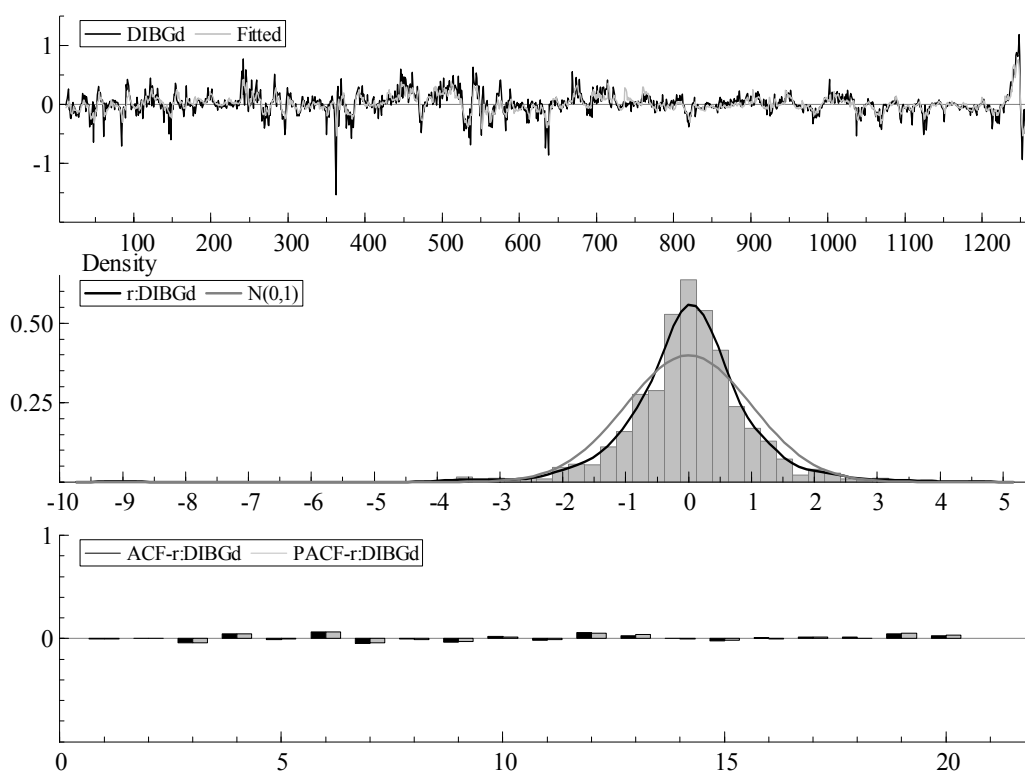
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DIBGd_1	0.273584	0.02727	10.0	0.000	0.0749
DIBGd_2	0.130139	0.02654	4.90	0.000	0.0190
DIBGd_10	-0.117365	0.02246	-5.23	0.000	0.0215
r IBGd_V1d_1	-0.049596	0.00518	-9.57	0.000	0.0686
DV1d	0.0950833	0.00953	9.98	0.000	0.0742
DV1d_1	0.0407527	0.01048	3.89	0.000	0.0120
DV1d_2	0.0370751	0.01053	3.52	0.000	0.0099
DV1d_4	0.0219336	0.01025	2.14	0.033	0.0037
sigma	0.14563		RSS		26.3617
no. of observations	1251		no. of parameters		8

Residual correlogram (ACF) from lag 1 to 20:

0.0094283	0.035237	-0.10814	0.015715	-0.029415	0.025145
-0.036196	-0.014111	-0.019702	-0.036853	0.010033	0.035342
0.029507	0.023387	-0.0072018	0.010166	0.018274	-0.0059127
0.019069	0.018812				

Partial autocorrelation function (PACF):

0.009428	0.035151	-0.10894	0.017092	-0.022422	0.013134
-0.031878	-0.020510	-0.012186	-0.044442	0.010719	0.033175
0.020410	0.022917	-0.005378	0.014299	0.020917	-0.010190
0.023150	0.023319				



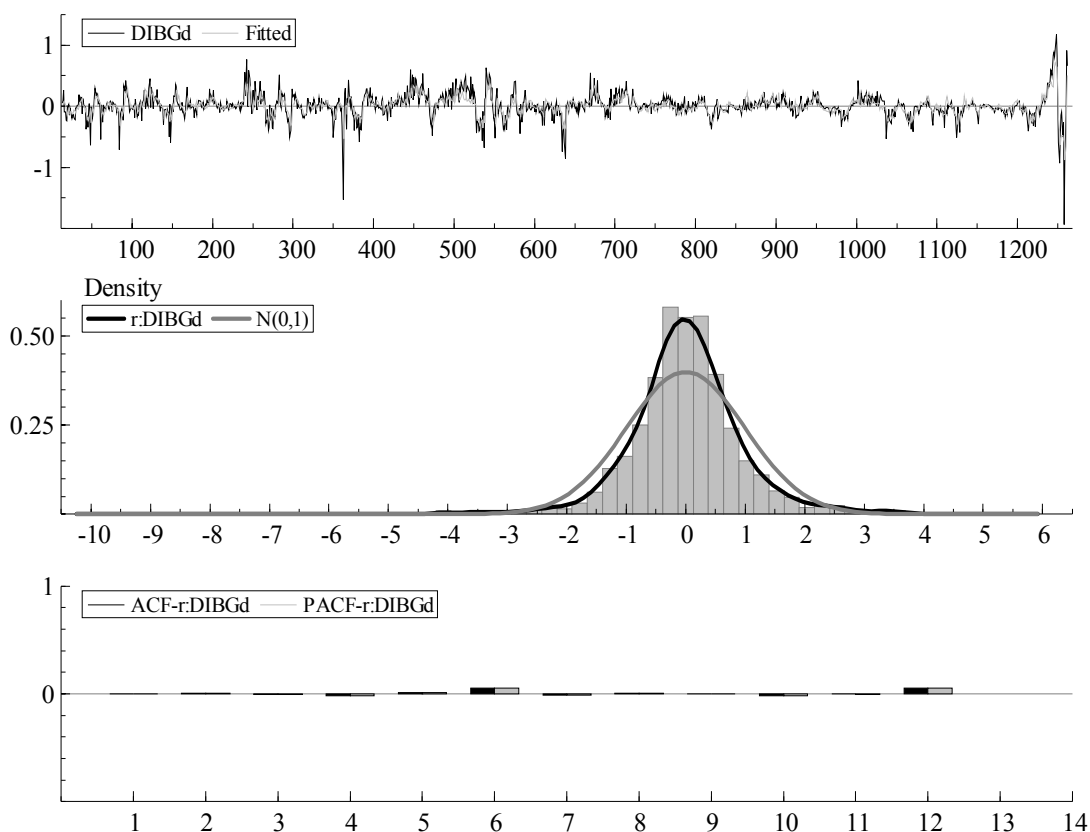
APÊNDICE II: Relatório do PcGive para a Regressão de DIBGd vs. DV4d – Modelo com Termo de Correção de Erros.

EQ(14) Modelling DIBGd by OLS (using daily data.xls)

The estimation sample is: 13 to 1262

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R^2
DIBGd_1	0.344685	0.02782	12.4	0.000	0.1101
DIBGd_2	0.151274	0.02916	5.19	0.000	0.0212
DIBGd_10	-0.0739342	0.02340	-3.16	0.002	0.0080
DIBGd_4	0.102924	0.02568	4.01	0.000	0.0128
r IBGd_V4d_1	-0.0047400	0.00168	-2.82	0.005	0.0064
DV4d	0.0591462	0.01011	5.85	0.000	0.0269
DV4d_1	0.0522642	0.01033	5.06	0.000	0.0202
DV4d_2	0.0785461	0.01056	7.44	0.000	0.0427
DV4d_3	0.0259835	0.01067	2.44	0.015	0.0048
DV4d_4	0.0264242	0.01070	2.47	0.014	0.0049

sigma	0.152397	RSS	28.79
no. of observations	1250	no. of parameters	10

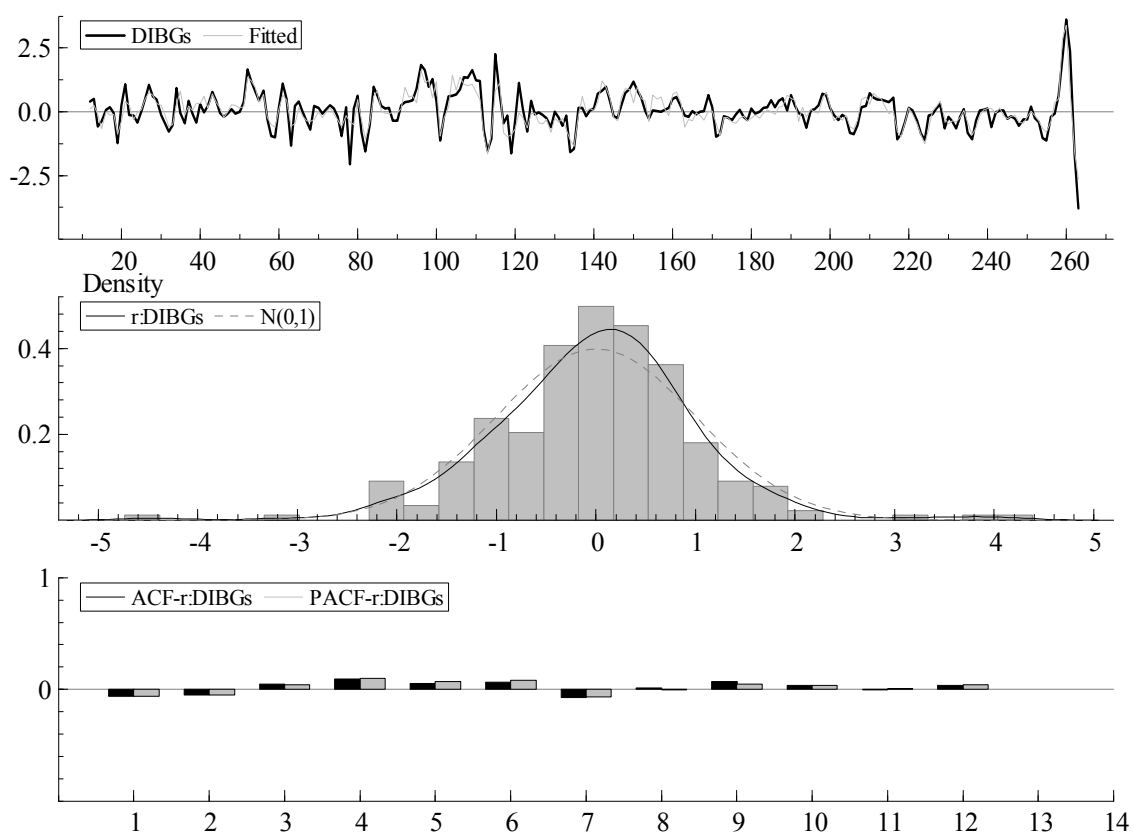


APÊNDICE III: Relatório do PcGive para a Regressão de DIBGs versus DV1s – Modelo com Termo de Correção de Erros.

EQ(26) Modelling DIBGs by OLS (using weekly data.xls)

The estimation sample is: 12 to 263

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DIBGs_1	0.211405	0.05749	3.68	0.000	0.0525
DIBGs_2	-0.318524	0.04469	-7.13	0.000	0.1723
DIBGs_5	0.0938671	0.05275	1.78	0.076	0.0128
rIBGs_V1s_1	-0.242411	0.03724	-6.51	0.000	0.1480
DV1s	0.352058	0.02237	15.7	0.000	0.5037
DV1s_1	0.104128	0.03879	2.68	0.008	0.0287
DV1s_2	0.153764	0.03425	4.49	0.000	0.0763
DV1s_5	-0.0759630	0.03462	-2.19	0.029	0.0193
sigma	0.386594		RSS		36.4669
no. of observations	252		no. of parameters		8



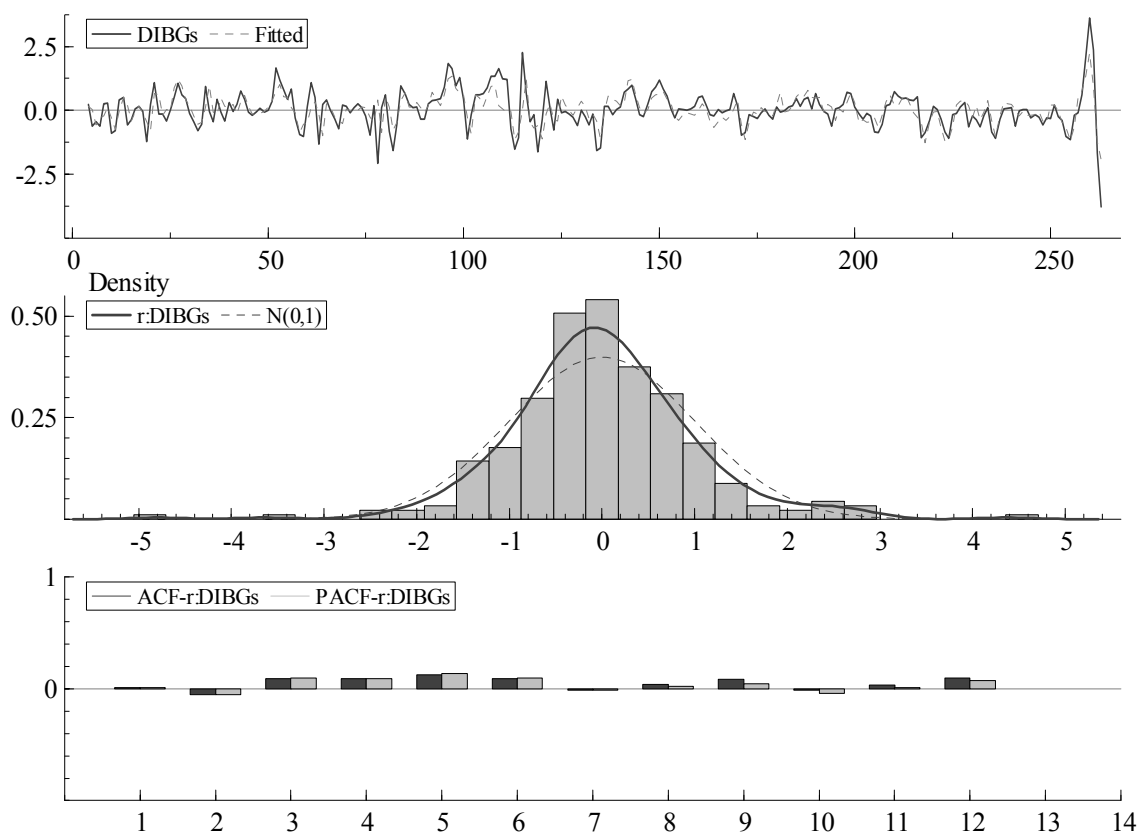
APÊNDICE IV: Relatório do PcGive para a Regressão de DIBGs versus DV4s – Modelo com Termo de Correção de Erros.

Modelling DIBGs by OLS (using weekly data.xls)

The estimation sample is: 4 to 263

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
DIBGs_1	0.511552	0.05704	8.97	0.000	0.2398
DIBGs_2	-0.202359	0.05430	-3.73	0.000	0.0516
rIBGs_V4s_1	-0.0375862	0.01282	-2.93	0.004	0.0326
DV4s	0.192794	0.03375	5.71	0.000	0.1135
DV4s_1	0.219545	0.03826	5.74	0.000	0.1144

sigma	0.519538	RSS	68.8295993
no. of observations	260	no. of parameters	5



ANEXOS

ANEXO I: Indicador de Preços do Boi Gordo ESALQ/BM&F

O Indicador de Preços do Boi Gordo ESALQ/BM&F representa a média ponderada das negociações realizadas no Estado de SP, em valores à vista, referentes à arroba do boi gordo cotada em moeda nacional (R\$/@). Os valores a prazo são convertidos para à vista pela taxa de desconto CDI (Certificado de Depósito Interbancário).

Este foi o primeiro indicador diário desenvolvido pelo Cepea, a partir de um convênio com a BM&F, com a finalidade principal de servir de instrumento para a liquidação dos contratos futuros negociados pela BM&F. O trabalho de pesquisa para definição das regiões e dos informantes que movimentam esse mercado - os quais formariam a rede de colaboradores e passariam a ser contactados periodicamente - começou em dezembro de 1993 e desde 01 de março de 1994 o indicador é divulgado diariamente, após as 18 horas (horário de Brasília). Além da liquidação de contratos futuros, o Indicador ESALQ/BM&F é usado pelo Banco do Brasil para lastrear a Cédula do Produto Rural financeira (CPR), pelo Carrefour e outras entidades/empresas como referência para o fechamento de negócios.

Metodologia

A metodologia de cálculo do Indicador de preços ESALQ/BM&F do boi gordo segue os seguintes critérios de ponderação:

- 1) Os preços do boi são coletados em quatro regiões do Estado de SP: Presidente Prudente, Araçatuba, Bauru/Marília e São José do Rio Preto.
- 2) Os pesos de cada região na composição do Indicador são definidos com base nos dados de volume de abate dos frigoríficos amostrados - atualizado mensalmente. A participação de cada região é definida pela soma dos volumes de abate das unidades que possuem cadastro no Serviço de Inspeção Federal - SIF, consideradas no levantamento do dia. Tem-se, desta forma, um painel mensal de ponderação que leva em conta os padrões sazonais de abate de cada região.
- 3) Quando uma unidade sai da amostra, devido à falta de relato do preço ou exclusão pelo critério estatístico, o peso relativo dessa unidade é redistribuído entre as demais. Desta forma, o sistema de ponderação pode modificar-se diariamente, de acordo com a participação dos frigoríficos na amostra.

Rastreabilidade

Os preços que compõem a amostra devem estar dentro do intervalo de dois desvios padrão. No caso dos preços dos animais rastreados, os preços que estiverem fora desse intervalo são retirados dos cálculos do Indicador. Os preços que estão dentro desse intervalo são considerados, independentemente do relato de rastreabilidade, pois não existe documentação do valor preciso pago pela rastreabilidade. Por conseguinte, é impossível descartar ou acrescentar uma informação por outro critério que não seja o estatístico, definido na metodologia.

Outras Regiões

As coletas de preços são realizadas também junto a leiloeiras, comerciantes e pecuaristas dos estados de Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Pará, Rondônia, Rio Grande do Sul, regiões do Triângulo Mineiro e do noroeste do Paraná, além do mercado atacadista da carne na região da Grande São Paulo. Essas coletas adjacentes são importantes para o acompanhamento e interpretação global do mercado.

É importante observar que na Praça de Campo Grande (MS), de modo especial, a média abrange tanto os valores dos animais provenientes da Área 1 como da Área 2. Geralmente, o valor

máximo divulgado corresponde ao praticado na Área 1 e o mínimo, ao negociado na Área 2, mas isso não pode ser visto como regra.

Preços dos Animais de Reposição

Em paralelo ao sistema de levantamento de preços da arroba de boi gordo, desde 01 de março de 1994, o Cepea registra também as cotações do bezerro, garrote, boi magro, novilhas e vacas, separando estes animais por raça e idade. A coleta de informações do Cepea abrange a movimentação de animais nelores, anelorados, mestiços e resultantes de cruzamento industrial, machos e fêmeas de oito meses até reprodutores.

Atendendo às principais demandas do mercado, o Cepea divulga diariamente, a partir das 18 horas, os valores de bezerros nelores, de 8 meses a 12 meses; de bois magros nelores com idade de 18 meses a 3 anos, aproximadamente; de vacas e novilhas gordas, estas consideradas em um único grupo, e vacas paridas, que incluem o bezerro ao pé. Já os preços de machos e fêmeas mestiços, anelorados e resultantes de cruzamento não são divulgados sistematicamente, apesar de serem registrados no banco de dados do Cepea.

Preços da Carne Bovina

O Cepea acompanha também o mercado de carne no atacado, registrando diariamente os preços do traseiro, dianteiro e ponta de agulha nas regiões da Grande São Paulo, no Grande Rio de Janeiro e no interior do estado de São Paulo, particularmente na região de Campinas. Este levantamento é feito desde 1995 e, seguindo a tendência do mercado, o Cepea ampliou sua pesquisa também sobre os preços de cortes desossados nas mesmas regiões.

ANEXO II: Especificações do Contrato Futuro de Boi Gordo Denominado em Reais

- 1) Objeto de negociação
 - a) Boi gordo acabado para abate.
 - b) Tipo: bovinos machos, castrados, bem acabados (carcaça convexa), em pasto ou confinamento.
 - c) Peso: vivo individual entre o mínimo de 450 quilos e o máximo de 550 quilos, verificado na balança do local de entrega.
 - d) Idade máxima: 42 meses.
- 2) Cotação
 - a) Reais por arroba líquida, com duas casas decimais.
- 3) Variação mínima de apregoação
R\$0,01 (um centavo de real) por arroba líquida.
- 4) Oscilação máxima diária
O limite de oscilação será fixado pela BM&F, através de Ofício Circular.
A BM&F poderá, a qualquer momento, alterar os limites de oscilação, bem como sua aplicação aos diversos vencimentos.
- 5) Unidade de negociação
330 arrobas líquidas.
- 6) Meses de vencimento
Todos os meses.
- 7) Número de vencimentos em aberto
No mínimo quinze, conforme autorização da Bolsa.
- 8) Data de vencimento e último dia de negociação
Último dia útil do mês de vencimento.
- 9) Dia útil
Considera-se dia útil, para efeito deste contrato, o dia em que há pregão na BM&F. Entretanto, para efeito de liquidação financeira, a que se referem os itens 10, 11, 12.1, 12.2(d) e 16.1, considerar-se-á dia útil o dia que, além de haver pregão na BM&F, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque, EUA.
- 10) Day trade
São admitidas operações day trade (compra e venda, no mesmo dia, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo cliente, por intermédio da mesma Corretora de Mercadorias e sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações se fará no dia útil subsequente, sendo os valores apurados de acordo com o item 11(a), observado, no que couber, o disposto no item 17.
- 11) Ajuste diário
As posições em aberto ao final de cada pregão serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, estabelecido no call de fechamento, conforme regras da Bolsa, com liquidação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto nos itens 12 e 17. O ajuste diário será calculado de acordo com as seguintes fórmulas:
 - a) ajuste das operações realizadas no dia

$$AD = (PA_t - PO) \times 330 \times n \quad (1)$$
 - b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD = (PA_t - PA_{t-1}) \times 330 \times n \quad (2)$$
 onde:
 AD = valor do ajuste diário;
 PA_t = preço de ajuste do dia;

PO = preço da operação;

n = número de contratos;

PAt-1 = preço de ajuste do dia anterior.

O valor do ajuste diário, se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o valor seja negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor. O ajuste diário das posições em aberto será realizado até a data de vencimento.

12) Liquidação no vencimento

As posições que não forem encerradas em pregão até o último dia de negociação mediante a realização de operações de natureza (compra ou venda) inversa, poderão ser liquidadas no vencimento, alternativamente, de duas formas: liquidação por índice de preços ou liquidação por entrega.

Os clientes residentes poderão optar tanto pela liquidação por índice de preços quanto pela liquidação por entrega. Os clientes não-residentes não poderão optar pela liquidação por entrega.

12.1). Liquidação por índice de preços

As posições em aberto, após o encerramento do pregão do último dia de negociação, que não atenderem às condições necessárias à liquidação por entrega, descritas no item 12.2, serão liquidadas pela BM&F na data de vencimento, mediante o registro de operação de natureza (compra ou venda) inversa à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo preço calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$(3) PO_i = \frac{1}{5} \sum_{t=d-4}^d IBG_t$$

onde:

PO_i = preço da operação relativa à liquidação por índice de preços, expresso em reais por arroba líquida;

IBG_t = Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo ESALQ/BM&F, relativo ao último dia de negociação, expresso em reais por arroba líquida, apurado pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ) e divulgado pela Bolsa em seu Boletim Diário;

d-4 = quarto dia útil anterior à data de vencimento do contrato;

d = data de vencimento do contrato.

Os valores relativos à liquidação da posição por índice de preços serão liquidados financeiramente no dia útil subsequente ao último dia de negociação, observado, no que couber, o disposto no item 17.

12.2) Liquidação por entrega

a) Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega

A liquidação das posições mediante o procedimento de entrega só poderá ser realizada caso o vendedor queira realizar a entrega e caso haja compradores interessados por seu recebimento.

O cliente-vendedor que optar pela liquidação por entrega deverá, por intermédio de sua Corretora de Mercadorias, apresentar o Aviso de Intenção de Liquidação por Entrega (AILE) à BM&F no período compreendido entre o quinto dia útil anterior à data de vencimento, inclusive, e o dia útil anterior à data de vencimento, inclusive. O AILE poderá, nesse período, ser apresentado das 8:30 às 18:00, devendo ser protocolado pela Diretoria de Liquidação e Custódia (DLC).

Os AILES que forem apresentados até as 9:00 serão divulgados ao mercado no mesmo dia, durante o pregão; os que forem apresentados após as 9:00 serão divulgados no dia útil subsequente. Os AILES ficarão disponíveis na sala de negociações até a data de vencimento.

Os clientes-compradores interessados por seu recebimento deverão comunicar essa intenção à BM&F no mesmo dia. Terão prioridade no recebimento os compradores com posições mais antigas, ou seja, que tiverem sido abertas há mais tempo.

Não havendo nenhum cliente-comprador interessado pelo recebimento dos bois, a(s) posição(ões) será(ão) liquidada(s) pelo índice de preços, conforme o item 12.1.

No caso de um cliente-vendedor apresentar o AILE após as 9:00 e decidir, mediante operação de compra em pregão, encerrar sua posição de venda ou reduzi-la a um número de contratos inferior ao constante do AILE, este deverá comunicar tal fato, até as 18:00 do dia da operação, à BM&F, que cancelará o AILE.

Havendo vendedores interessados pela entrega e compradores interessados pelo recebimento, confirmados pela BM&F, estes acertarão entre si a data de pesagem, que deverá ser realizada em qualquer dia do período compreendido entre o segundo, inclusive, e o oitavo, inclusive, dias úteis posteriores à data de vencimento. A Corretora de Mercadorias do cliente-vendedor deverá comunicar esse acerto à BM&F, mediante apresentação do Aviso de Entrega até as 18:00 do sexto dia útil posterior à data de vencimento. Caso a BM&F não receba o Aviso de Entrega no prazo estabelecido, esta determinará compulsoriamente a data de pesagem.

O cliente-vendedor deverá anexar ao Aviso de Entrega a seguinte documentação, para efeito de faturamento:

- declaração de propriedade da mercadoria e de que está livre de ônus de qualquer natureza, de emissão do cliente-vendedor;
- declaração de estabelecimento da data de pesagem, emitida em conjunto com o cliente-comprador.

É facultado aos clientes-vendedores e compradores indicar terceiros para entrega e recebimento dos bois, mas somente por ocasião da apresentação do Aviso de Entrega. Nesse caso, os terceiros indicados deverão igualmente fornecer as informações para faturamento e assumirão todas as obrigações e exigências deste contrato, até sua liquidação final. Adicionalmente, o comprador e o vendedor originais assumirão total responsabilidade pelas obrigações dos terceiros por eles indicados, até a liquidação final do contrato.

b) Ponto de entrega

Curral localizado no município de Araçatuba (SP), credenciado pela BM&F.

c) Procedimentos de entrega

A entrega dos animais deverá ser realizada, no curral determinado pela BM&F, das 7:00 às 22:00 do dia anterior à data de pesagem, quando o recinto será fechado, para reabertura no dia seguinte. A movimentação física dos animais, do local de origem do cliente-vendedor, dentro do Estado de São Paulo, ao curral credenciado pela BM&F em Araçatuba, SP, estará amparada por Regime Especial de ICMS, concedido pela Secretaria de Fazenda do Estado de São Paulo.

A pesagem e a classificação dos animais serão efetuadas pela BM&F no dia posterior à entrada dos animais no curral, dentro do horário estabelecido pela Bolsa, podendo os clientes-comprador e vendedor fiscalizar esses atos. Haverá reidratação dos animais, desde o momento da chegada ao curral até o momento da pesagem. Não será oferecida ração aos animais no curral credenciado. A ordem de pesagem obedecerá à ordem de chegada de cada caminhão ao curral.

Poderá haver a pesagem dos animais no mesmo dia em que derem entrada no curral, caso os clientes-comprador e vendedor estejam de acordo, devendo as duas partes assinar tal acordo em impresso apropriado e comunicar essa decisão às respectivas Corretoras e estas, à BM&F.

Para a formação do lote de 330 arrobas líquidas, deverão ser observados os seguintes critérios:

- (a) os animais deverão ser pesados individualmente;
- (b) o peso bruto de cada animal deverá estar em estrita observância ao disposto no item I;
- (c) considerar-se-á peso líquido de cada animal 54% (rendimento líquido) de seu respectivo peso bruto;
- (d) o peso líquido do lote, apurado com duas casas decimais, será o somatório dos pesos líquidos dos animais;
- (e) o peso obtido no item iv acima deverá ser igual a 330 arrobas, com tolerância, para mais ou para menos, de 5%.

No ato da entrega, o cliente-vendedor deverá comprovar o bom estado dos animais, por meio de atestado sanitário exigido por lei.

Concluída a pesagem, os animais deverão ser retirados do curral, não havendo nenhuma responsabilidade do curral, nem da BM&F, sobre os animais. Caso o cliente-comprador não esteja presente para a retirada dos animais, estes serão pesados e arbitrados, permanecendo no curral.

Durante o período em que os animais estiverem sob a responsabilidade do curral, terão a cobertura de apólice de seguro.

A responsabilidade pelo transporte dos bois ao curral de entrega, bem como pelos custos e despesas correspondentes, inclusive aqueles relativos ao seguro, caberá ao cliente-vendedor. Após a pesagem, constatada sua conformidade, todas as despesas e a responsabilidade pela retirada dos animais caberão ao cliente-comprador.

O não cumprimento de qualquer das obrigações previstas nos procedimentos descritos acarretará multa à parte faltosa, a ser fixada pela BM&F.

d) d) Liquidação financeira da entrega

A liquidação financeira, relativa à entrega e ao recebimento dos bois-objeto de negociação, será realizada pelo cliente-comprador no dia útil anterior ao de pesagem dos animais, observado, no que couber, o disposto no item 17.

O valor de liquidação por contrato será calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$(4) \quad VL = \frac{1}{5} \sum_{t=d-4}^d IBG_t \times 330$$

onde:

VL = valor de liquidação por contrato;

IBG t, d-4 e d = variáveis definidas no item 12.1.

No dia de pesagem, será feito um ajuste no valor de liquidação, com base no peso efetivo apurado no curral de entrega, que será creditado ou debitado no dia útil seguinte, mais o ICMS, se devido, menos a Contribuição de Seguridade Social.

A BM&F somente pagará à Corretora de Mercadorias, e esta ao cliente-vendedor, um dia útil depois de o cliente-comprador comprovar o recebimento dos bois, mediante documento próprio, disponibilizado pela BM&F. Caso o cliente-comprador não esteja presente no dia de pesagem para comprovar o recebimento, o representante da BM&F no curral de entrega assinará o documento à revelia do mesmo, não cabendo, nesse caso, nenhum recurso.

e) e) Arbitramento

Todas as entregas serão arbitradas por árbitros escolhidos pela BM&F, que acompanharão o processo de entrega. A arbitragem assim realizada será final, não cabendo nenhum recurso contra ela.

13) Hedgers

Pecuaristas, frigoríficos, indústrias processadoras e comerciantes de carne.

14) Margem de garantia

Valor por contrato, com redução de 20% para hedgers, alterável a qualquer momento, a critério da Bolsa.

A margem será devida no dia útil subsequente ao de abertura da posição. No caso de clientes não-residentes, se o dia útil subsequente for feriado bancário em Nova Iorque, a margem será devida no primeiro dia, após o de abertura da posição, em que não for feriado bancário naquela praça.

No caso de clientes não-residentes, quando o atendimento da exigência de margem for feito em dinheiro, deverá ser observado, no que couber, o disposto no item 17.

15) Ativos aceitos como margem

Dinheiro, títulos públicos federais, ouro, cotas do Fundo dos Intermediários Financeiros (FIF) e, mediante autorização prévia da Bolsa, títulos privados, cartas de fiança, ações e cotas de fundos fechados de investimento em ações. Para não-residentes, dólares dos Estados Unidos e, mediante autorização prévia da BM&F, títulos do governo dos Estados Unidos (T-Bonds, T-Notes e T-Bills).

16) Custos operacionais

Taxa operacional básica

Operação normal: 0,30%; day trade: 0,07%.

A taxa operacional básica, sujeita a valor mínimo estabelecido pela Bolsa, será calculada sobre o preço de ajuste do dia anterior do segundo vencimento em aberto.

Taxa de liquidação por entrega

0,45% sobre o valor de liquidação financeira no vencimento.

Taxas da Bolsa (emolumentos e fundos)

6,32% da taxa operacional básica.

Taxa de registro

Valor fixo divulgado pela BM&F.

Taxa de arbitramento

Valor estabelecido pela BM&F e devido pelo comprador.

Os Sócios Efetivos pagarão no máximo 75% da taxa operacional básica e da taxa de liquidação por entrega e 75% das taxas de registro e da Bolsa.

16.1) Data de pagamento

- i) As taxas operacional básica, da Bolsa e de registro serão devidas no dia útil seguinte ao da operação, observado, no que couber, o disposto no item 17.
- ii) A taxa de liquidação por entrega será devida na data de liquidação financeira no vencimento, observado, no que couber, o disposto no item 17.
- iii) A taxa de arbitramento será devida no dia útil seguinte ao de sua realização.

17) Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira

A liquidação financeira das operações day trade, de ajustes diários, das liquidações financeiras relativas à liquidação por índice de preços e à liquidação por entrega, de depósitos de margem em dinheiro e dos custos operacionais será realizada observando-se o seguinte:

- a) para os clientes não-residentes: em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, EUA, por meio do Banco Liquidante das operações da BM&F no Exterior, por ela indicado. A conversão dos valores respectivos de liquidação financeira, quando for o caso, se fará pela Taxa de Câmbio Referencial BM&F, descrita no Anexo I deste contrato e relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:
 - i) na liquidação de operações day trade: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação;
 - ii) na liquidação de ajuste diário: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia a que o ajuste se refere;
 - iii) na liquidação financeira relativa à liquidação por índice de preços: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do último dia de negociação;
 - iv) na liquidação dos custos operacionais: a Taxa de Câmbio Referencial BM&F do dia da operação.
- b) para os clientes residentes: em reais, de acordo com os procedimentos normais dos demais contratos da BM&F não autorizados à negociação pelos investidores estrangeiros, observado o disposto no item 9.

18) Normas complementares

Fazem parte integrante deste contrato o Anexo I e, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&F, definidos em seus Estatutos Sociais, Regulamento de Operações e Ofícios Circulares³⁴, bem como normas específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos do mesmo³⁵.

³⁴ Última atualização: Ofício Circular 116/2000 – DG, de 06.09.2000

³⁵ Veja comentário adicional na especificação do contrato com relação à metodologia da apuração da taxa de câmbio referencial: Reais por Dólar Americano.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)