



Academia. Revista Latinoamericana de
Administración

ISSN: 1012-8255

esalgado@uniandes.edu.com

Consejo Latinoamericano de Escuelas de
Administración
Organismo Internacional

de Oliveira Neto, Odilon José; Gallo Garcia, Fabio
The efficiency of the future market for Brazilian live cattle
Academia. Revista Latinoamericana de Administración, vol. 26, núm. 2, mayo-marzo, 2013, pp. 199-
228
Consejo Latinoamericano de Escuelas de Administración
Bogotá, Organismo Internacional

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=71629938002>

- How to cite
- Complete issue
- More information about this article
- Journal's homepage in redalyc.org

redalyc.org

Scientific Information System
Network of Scientific Journals from Latin America, the Caribbean, Spain and Portugal
Non-profit academic project, developed under the open access initiative



The efficiency of the future market for Brazilian live cattle

Future market
for Brazilian
live cattle

Eficiência do mercado futuro do boi gordo Brasileiro

199

Odilon José de Oliveira Neto and Fabio Gallo Garcia
*São Paulo School of Business Administration, Getulio Vargas Foundation,
São Paulo, Brazil*

Received 9 May 2012
Revised 10 March 2013
14 March 2013
Accepted 23 March 2013

Abstract

Purpose – This paper investigates the efficiency of the futures market for Brazilian live cattle to predict prices in the spot market of Argentinian steers. The lack of derivatives related to the beef market in the futures exchange in Argentina was the main factor behind the decision to analyse the efficiency of the Brazilian live cattle futures as a predictor of spot prices of Argentinian steers.

Design/methodology/approach – We opted to employ the efficient markets hypothesis to approach the question. The hypothesis that futures prices are non-biased predictors of spot prices is considered to be a true proposition only if the efficient markets hypothesis is not rejected. In methodological terms, the efficiency of the futures market for Brazilian live cattle relative to the spot market of Argentinian steers was verified using the Johansen co-integration test. A vector error correction model – which enables verification of the question of bias in the prediction of prices, was used to estimate the long-term equilibrium between spot and futures prices.

Findings/originality/value – The results provided no evidence of bias in the prediction of prices and found the predictive efficiency of the Brazilian live cattle futures market relative to the spot market of Argentinians steers to be approximately 80 per cent. Thus, the future prices of Brazilian live cattle can expressly assist participants in the Argentinian beef production chain to predict the spot prices of steers.

Keywords Efficient market hypothesis, Futures market, Live cattle, Steer, Co-integration, Futures markets, Livestock, Brazil

Paper type Research paper

Resumo

Purpose – Esse trabalho verifica a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista dos novilhos argentinos. A ausência de derivativos relacionados ao mercado da carne bovina em bolsa de futuros na Argentina foi o principal aspecto motivador da análise da eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro como preditor dos preços a vista dos novilhos argentinos.

Design/methodology/approach – Assim sendo, optou-se por uma abordagem à luz da teoria da hipótese dos mercados eficientes. A hipótese de que os preços futuros são preditores não viesados dos preços a vista é tida como uma proposição verdadeira somente se a hipótese de eficiência de mercado não for rejeitada. No contexto metodológico, a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista dos novilhos argentinos foi verificada a partir do teste de cointegração de Johansen, enquanto que o equilíbrio no longo prazo entre os preços a vista e futuros, que possibilita a verificação da questão do viés na predição dos preços, foi estimado por um modelo vetorial de correção de erro.

Findings/Originality/value – Os resultados evidenciaram o não viés na predição dos preços e a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista dos novilhos argentinos de aproximadamente 80%. Logo, os preços futuros do boi gordo brasileiro podem auxiliar de maneira expressiva os agentes da cadeia produtiva da carne bovina argentina na predição dos preços a vista dos novilhos.

Palavras-Chave Hipótese do Mercado Eficiente, Mercado Futuro, Boi Gordo, Novilho, Cointegração



1. Introduction

The wealth generated from agricultural markets and agro industries are very important to the gross domestic product (GDP) of the economy of several South American countries. The set of operations and businesses made in this market, nominated as agribusiness, represents approximately 23 and 32 per cent of the Brazilian and Argentinean GDP, respectively, both major South American economies. In this context, the operations and businesses related to the beef market represents around 13 per cent of the agribusinesses GDP in these countries (Centre of Advanced Studies in Applied Economic (CEPEA), 2011; Ministry of Agriculture, Livestock and Fishing of Argentina (MAGYP), 2011; United States Department of Agriculture (USDA), 2011).

In 2010, together, Brazil and Argentina were expected to account for around 25 per cent of the contingent of bovine meat worldwide. Brazil, with 185.16 million of bovines, and Argentina, with 49.05 millions of bovines, hold the first and fourth place of commercial bovine cattle in the world. During this same period, the annual production of bovine meat in Brazil and Argentina was of 9.12 and 2.60 millions of tonnes, which puts them in second and fourth position in the world ranking of bovine meat production (USDA, 2011).

The exports of Brazilian and Argentinean bovine meat was of 1.56 million and 0.298 million of tonnes of bovine meat in 2010, representing 20.77 and 4 per cent of the world commodity exports, respectively (Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (ABIEC), 2011; MAGYP, 2011; USDA, 2011).

The Argentinean and Brazilian bovine meat markets share some common characteristics. Among these, it is particularly noticeable that in 2009, of the 87 countries which commercialised bovine meat with refrigerated warehouses installed in Argentina, 72 also acquired the product from refrigerated warehouses operating in Brazil, which represents 83 per cent of the common destination for the commodity export (Instituto de Promoción de la Carne Vacuna Argentina (IPVCA), 2012; Melo, 2010).

Despite the significant economic figures from bovine meat markets, it is important to highlight the existence of derivative tools negotiated in stock exchange contributing to the management of price volatility. At present, Australia, Brazil, the USA, have derivative tools dealt in the stock with the objective of mitigating the price risk generated from beef cattle spot markets. However, Argentina lacks the derivative instruments which seek to cover the risk generated by the uncertainties of the bovine meat spot markets.

In Argentina, different attempts to negotiate future contracts and price index of bovine meat were thwarted throughout the years, having these derivatives failed shortly after being launched due to lack of funds.

Relevant studies point out at the factors which led to the short life cycle of future contracts of bovine meat in Argentina, such as future contracts which did not consider the common interests of the agents dealing in the productive chain, and incompatibility of the derivative standard in terms of size, expiration and guarantee margins (Comiso, 2007; Dopchiz, 2008).

The problems faced by the agents of the productive chain of Argentinean bovine meat, as a result of the lack of derivatives in future markets, is an element which contributes to increase the research on the efficiency of other markets in managing price risk. Meanwhile, it is highlighted that the alternative to protection against risk is only possible when the efficiency market hypothesis (EMH) is not rejected.

In a future efficient market, the future current prices of a contract to deliver a product in a future date are robust estimators of the spot prices for that same date,

and they incorporate the whole set of data to predict the future price. Therefore, the ability of spot prices to incorporate the available data are what determines if a market is efficient or not (Fama, 1970; Moraes *et al.*, 2009).

Therefore, when considering the differences in production and commercialisation of beef cattle and the peculiarities of the Argentinean and Brazilian bovine meat market, and the problematic of management of price risk, in particularly the market of Argentinean bovine meat, the following question is posed: the future prices of live cattle in the Brazilian Securities, Commodities and Futures Exchange (BM&FBOVESPA) are unbiased predictors of spot prices of the Argentinean steers on the contracts expiry date?

In light of all the above, this study aims to verify the efficiency of the Brazilian future live finished cattle markets in relation of the Argentinean spot market of steers in the presence of a risk premium.

2. Theoretical foundation

An efficient market is a market where all available information is fully reflected on the prices so that any changes are only possible after incorporating new information. As such, in an efficient market, the opportunities of generating earnings through the information found in the prices are limited. This is the hypothesis defined as the EMH (Fama, 1970).

Historically, an EMH is divided into three categories, which relate to different types of information. The test “weak form EMH” verifies if all the incorporated information to the former prices is reflected in the spot price. Testing the semi-strong form EMH checks if a set of public available information is found reflected in the spot prices. The strong form EMH test ascertains if all the available information, public or not, is integrally reflected on the spot prices and if any investor would obtain higher earnings (Bodie *et al.*, 2010; Fama, 1970, 1991).

Based on the concept by Fama (1970), in which a EMH is where the prices of the actives completely reflect the available information, the efficiency of future prices are tested through the equation: $S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + u_{t+1}$, where, S_{t+1} is the spot price of the period $t + 1$; F_t and the future price in the period t ; and u_{t+1} is the independent error variable and identically distributed with a mean equal to 0 and a constant variance. The coefficients α and β are constant in an efficient market with values $\alpha = 0$ and $\beta = 1$; and therefore $E_t(S_{t+1} - F_t) = 0$.

In this context, and in order to not reject the weak-form EMH test, the price in the spot market should not only reflect the set of available information, but also the future price of the actives on the contract’s expiry date $t + 1$ must be an unbiased estimator of the spot price of the same active in moment t .

According to Fama (1970, 1991), Camargos and Barbosa (2003) and Alves *et al.* (2008) some basic suppositions of the EMH test are highlighted: the environment of perfect occurrence, concordance in terms of expectative of the investors regarding information and failure to consider the costs of transaction and of information. This is because, given the market imperfections and the admission of costly and asymmetric information, the EMH would be rejected because the results are $\beta \neq 1$ (Fama, 1970; Zulauf and Irwin, 1997).

The speed with which agents analyse the available information is an element that can cause bias in the price, if the processing ability for a few some is higher than the rest, in this case $E_t(S_{t+1} - F_t) \neq 0$. Considering that possibility account, the EMH

as stated by Fama (1970) would allow the existence of a risk premium. The bias in the price, in this instance, it is noted as $\alpha \neq 0$, being the value α defined as a risk compensation (Moraes *et al.*, 2009; Alves *et al.*, 2008; Zulauf and Irwin, 1997; Fama, 1970).

As such, there are two versions of the EMH according to Fama (1970). A first one with $\alpha = 0$ and $\beta = 1$, and a second with $\alpha \neq 0$ and $\beta \neq 1$, being the coefficients through time constant or not. Although the risk premium is controversial for the EMH, its existence is an empirical, as opposed to a conceptual, issue. Subsequently, in the second version of EMH, the risk reward does not invalidate the test since it does not depend on the absence of the latter (Moraes *et al.*, 2009; Zulauf and Irwin, 1997).

The EMH version that results in $\alpha \neq 0$ and $\beta \neq 1$ was also evidenced in the research conducted by Danthine (1978), who concluded that the presence of risk premiums does not interfere with the test, since the EMH does not depend on its absence.

Different results for EMH tests are reported in several research works for which future markets where the main objective, which raised criticism on this subject. While studies such as the ones conducted by Beck (1994), Pizzi and Just (1998), Acker and Racine (1999), Chu *et al.* (1999), Jumah and Martin (1999), Melo *et al.* (2006), Silva Neto *et al.* (2010), Abitante (2008) and Moraes *et al.* (2009), did not reject the EMH in its weak form, other studies (Leuthold, 1979; Bressler and Covey, 1991; Lai and Lai, 1991; Alves *et al.*, 2008) rejected the EMH for the future markets investigated.

Contradicting the studies that strongly rejected the EMH, some research credited specific elements for the lack of robustness to support it. This is the case of the studies by Fama and French (1987), Kellard *et al.* (1999), McKenzie and Holt (2002) and Kenourgios (2005).

The different results obtained for the EMH test on future agricultural commodities markets are attributed to factors such as: contract owners, product characteristic, seasonality, spacing of contracts' observations, analysis period, institutional factors, governmental interventions, statistical procedures and econometric techniques of analysis, among others (Kellard *et al.*, 1999; Newbold *et al.*, 1999). Also, it is highlighted that conclusions on EMH must be interpreted with caution to the point of considering the specificities of the agricultural market and the two methods applied to the research.

The analysis on the capability of future prices in predicting spot prices uses the different research methods since EMH was first authored. Furthermore, with the development of co-integration techniques, several studies opted to use these for EHM testing. The co-integration technique developed by Engle and Granger (1987) was widely used to analyse the stationarity of the linear combination between financial series, such as the equilibrium of these in the long term. However, the limitation in the analysis of the co-integration of two or more series restricts their application throughout the research on EMH.

The Engle and Granger (1987) technique has been used since first released by these authors for research involving only two variables, particularly because is easily applicable. Studies from/by Bressler and Covey (1991), Kellard *et al.* (1999), Newbold *et al.* (1999) and Melo *et al.* (2006), achieved consistent results for EMH testing by applying the co-integration technique by Engle and Granger (1987).

The development of a co-integration technique that allows EMH testing with precision, particularly in instances where the analysis deals with more than two variables, was first developed by Johansen (1988). The co-integration technique proposed by Johansen is set out by deriving the maximum-likelihood test and follows

with the estimation of the parameters from the balance ratio between non-seasonal time series.

The Johansen (1988) co-integration test for the autoregressive vector also allows verifying the interaction between spot and future prices. The linear and seasonal combination between non-seasonal variables, required for EMH confirmation, found in Enders (2004) one of its main supporters.

The Johansen (1988) co-integration test was used for several EMH testing in future agricultural markets, mainly in view of the parsimony and robustness of the results obtained from its application. Among these studies, Kenourgios (2005), Abitante (2008), Alves *et al.* (2008) and Moraes *et al.* (2009) are the most relevant.

Since EMH was first developed, studies have been conducted using agricultural commodities such as: sugar, finished cattle, coffee, ethanol, corn, soy, among others. All of them included products and markets with similar characteristics, even within the same territorial range. However, in this study EMH is tested for markets from different countries, in this instance, future Brazilian markets and the Argentinean spot markets of beef cuts.

3. Methodology

The present research is characterised as quantitative of the descriptive type. In this sense, it seeks to establish the relation between cause and effect of the variables aiming to determine the basis for estimation with the accuracy demanded by the tested hypothesis.

The time series analysis was applied with the purpose of verifying the dynamic and temporal structure of the data. Consequently it was evaluated: the linear association, stationarity, serial autocorrelation and co-integration among the prices. The techniques of co-integration were applied with the purpose of verifying the existence of a long-term relation between future and spot prices. All the analyses will follow the rigour demanded by each particular statistical test.

The time series analyses were carried out with Eviews 7.0 software. To structure the equations the Mathtype 5 software was used. The data processing was aided by using Microsoft Excel software 2007 version.

3.1 Data and procedures

The daily series of the spot market prices of the Argentinean steer cuts and future prices of beef cattle in BM&FBOVESPA, used to test the EMH, included the period between the 2 of January of 2002 and 13 of May of 2011.

The daily quotes referring to the indicators of future beef cattle prices of the BM&FBOVESPA were obtained from the CEPEA, responsible for the daily dissemination of daily-adjusted prices of future contracts. The defined indicator, originally in Brazilian Reales, is also published in American Dollars.

The future contract of live cattle refers to 330 liquid beef (15 kilograms). The Brazilian live finished cattle is characterised as a male bovine, alive, castrated, with a convex carcass, with pasture or feedlot feeding, with a weight between 450 and 550 kilograms and maximum age of 42 months (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA), 2012).

The daily quotations of current Argentinean steers prices were obtained from the MAGYP and refer to the spot prices used in the Liniers Markets S.A, which is the most important Bovine spot transaction centre in Argentina. The prices of Argentinean

steers are counted by kilogram/live weight, and the reference currency is the Argentinean peso.

The Argentinean young steer is a male bovine, young, alive, castrated, presenting between two and four definitive incisor teeth, with a rectilinear carcass, fed on pasture or feedlot, with a weight between 300 and 430 kilograms and an age of around 30 months. As such the adult Argentinean steer differs by having a minimum of six permanent incisor teeth, conformed to a carcass between sub-convex and convex, weight between 431 and 520 kilograms and ages between 30 and 42 months (MAGYP, 2011).

The spot prices of Argentinean steers were transformed into dollars according to the daily quotes of the Argentinean Republic Central Bank, and immediately transformed in liquid arrobas, considering the equivalent profiting of 50 per cent of the carcass.

The presence of days without price quotes and the illegitimated outliers were deleted from the sample. Subsequently, a series of prices were logged in order to remove exponential tendencies and validate the linear association. There procedures follow the patterns of EMH testing with the application of co-integration techniques.

3.2 Hypothesis and statistical tests

The present study verified the hypothesis that future prices, on the due date of the future contract of the beef livestock of the BM&FBOVESPA, were unbiased predictors of the spot prices for the Argentinean steers cuts. To verify the efficiency of future markets, statistical stationary tests to assert the integrative order and the co-integration tests where sequentially applied.

The market efficiency testing demands that the variables, spot and future prices, to be co-integrated in the same order. Therefore, the series of prices must have a unit root, that is, they must not be seasonal.

From a wider perspective, the co-integration relation is taken as long-term balance phenomena, therefore, although these variables deviate from their relation in the short term, these associations will be retaken in the long term.

From these two tests of unitary roots of Augmented Dickey and Fuller (1981) and Phillips and Perron (1988), know as ADF and Phillips-Perron, respectively, it was possible to identify with higher accuracy if the series were integrated in the same order, as $I(1)$. The Phillips-Perron and ADF stationary tests verify if the null and alternative hypothesis: $H0: y_t \sim I(1)$ and $H1: y_t \sim I(0)$.

Although needed, the same order of integration does not mean necessarily that the series are co-integrated; therefore, it was opted to apply the Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) trace test to verify the linear combinations type $I(0)$. This test allows investigate the existence of long-term balance between the spot and future prices, essential conditions for EMH acceptance.

Johansen's (1988) methodology takes its starting point in the vector autoregression (VAR) of order p given by, $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$, where y_t is an $n \times 1$ vector of variables that are integrated of order one, $I(1)$. In this case, the previous equation can be re written as:

$$\Delta y_t = \mu + \prod y_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

where:

$$\Pi = \sum_{i=1}^b A_i - 1 \text{ and } \Gamma = - \sum_{j=i+1}^b A_j \quad (2)$$

If the coefficient matrix Π has a reduced rank $r < n$, then there exist $r \times n$ matrices α and β each with rank r such that $\Pi = \alpha\beta$ and $\Pi = \beta y_t$ is stationary. r is the number of co-integrating relationships, the elements of α are known as the adjustment parameters in the vector error correction (VEC) model and each column of β is a co-integrating vector.

It can be shown that for a given r , the maximum likelihood estimator β matrix defines the combination of y_{t-1} that yields the r largest canonical correlation[1] of Δy_t with y_{t-1} , after correcting for lagged differences and deterministic variables when present.

The significance of the likelihood ratio tests of the canonical correlations were obtained from the trace test, according to the following equation:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_t) \quad (3)$$

where T is the sample size, and λ_{r+1} is i -estimator largest canonical correlation. The trace test tests the null hypothesis of the number of co-integrating vectors are less or equal to r , against the alternative hypothesis that the number of co-integrating vectors are higher than r . The hypotheses, null or alternative, of the co-integrating trace test are the following:

H0. $r = 0$, there is no co-integrating.

H1. $r \geq 1$, there is co-integrating.

A significance level of 5 per cent to reject or not the hypothesis was used. The asymptotic critical values of the test can be found in Johansen and Juselius (1990) and are also given by most econometric software packages, such as Eviews 7.0, used in the empirical tests of the present study. However, it is noted that Eviews 7.0 uses the critical values of Mackinnon (1996) to test stationarity of the residuals considering the co-integrating. To test if the residual derived from the model estimations are auto correlated, the d of Durbin and Watson (1951) statistical test was applied.

If the prices cannot be co-integrated and only show a short-term relation, they have to be modelled on a bivariate VAR structure making the following equation:

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \mu_{st} \\ \Delta F_t &= c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \mu_{ft} \end{aligned} \quad (4)$$

where c is the e intercept and, β_{si} and β_{fi} are positive parameters. μ_{st} and μ_{ft} are random independent vectors and identically distributed (i.i.d.). The use of the model means

deciding which one is the lagged component, k , optimal, or which one starts with a value of one and increases one lag to each integration until the residual correlation will be eliminated from the equation system.

However, when knowing that the series are co-integrated according to what Lien and Luo (1993) showed, it is chosen to estimate a model with error correction, which takes into account the long-term equilibrium between the movement of spot and future prices, and allows to verify the bias issue on the price predictions. Therefore, the system Equations (4) of the VAR structure was transformed into a rigorous bivariate autoregressive VEC according to the following equation:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \mu_{st} \\ \Delta F_t &= c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} - \gamma_f Z_{t-1} + \mu_{ft}\end{aligned}\quad (5)$$

where γ_s and γ_f are positive parameters and Z_{t-1} is the error correction term which measures how the dependent variable is adjusted to the deviations of the previous periods promoted by the equilibrium in the long term, as specified in the following equation:

$$Z_{t-1} = -\alpha - \beta F_t + S_{t-1} \quad (6)$$

That can be transformed into the following equation:

$$S_{t-1} = -\alpha + \beta F_t + Z_{t-1} \quad (7)$$

where α is a constant and β is a co-integration vector. These two variables of the error correction model, shown in the Equations (5), correspond to the VAR(k) model in the first differences, increased in the error correction term $\gamma_s Z_{t-1}$ and $-\gamma_f Z_{t-1}$. The coefficient γ_s and γ_f are interpreted as adjustment speeds. The higher γ_s , the higher the result of S_t to the previous deviances, due to the long-term equilibrium.

As such, regarding the EMH, the market price must reflect the available information, meaning, F_t of the future contracts in time $t+1$ is an unbiased estimator of the spot prices in the futures, S_{t+1} , according to the following equation:

$$S_{t-1} = \alpha + \beta F_t + u_{t-1} \quad (8)$$

The null and alternative hypotheses, for the efficiency of future Brazilian live finished cattle market in relation to the Argentinean spot market of steers, tested in the study are the following:

H0. $\alpha \neq 0$ and $\beta \neq 1$ with $(\beta \leq 0)$, the market is inefficient.

H1A. $\alpha = 0$ and $\beta = 1$ the market is efficient and there is no existence of risk premium.

H1B. $\alpha \neq 0$ and $\beta \neq 1$ com $(0 < \beta < 1)$, the market is efficient, with the presence of risk premium. In this case the degree of efficiency varies between 0 and 1.

The relaxing of the *H1A* for a *H1B*, referring to EMH, is due to the relation between spot prices and future products with similar characteristics, but not identical.

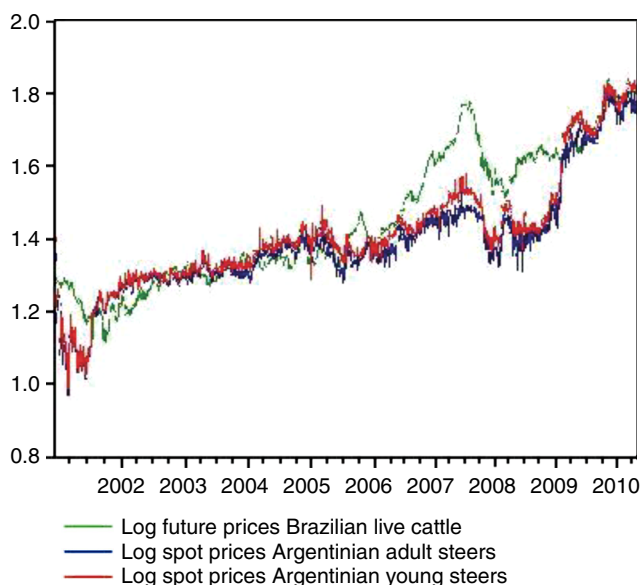
From the verification of the statistical parameters obtained by applying the Johansen's (1988) co-integration test and Johansen and Juselius (1990) and the use of the VEC model it was possible to test, respectively, the EMH and the issue of bias in the price prediction of this study.

4. Presentation and analysis of the results

The behaviour of the spot prices of Argentinean young and adult steers and future prices of the Brazilian live finished cattle logarithms, are presented in Figure 1. The movement of the price series is quite similar, however, the future prices are generally found to be slightly higher than the spot prices. Clear differences between future and spot prices are evident in the first semester of 2002 and between the years 2007 and 2009.

It is suggested that the difference of the spot prices in the 2002, in relation to the future prices shown in Figure 1, are mainly due to the devaluation in currency exchange of the Argentinean currency. On the other side, it shows that the distancing of the prices between 2007 and 2009, coincides with the numerous governmental interventions in the markets of Argentinean beef meat during this periods, such as: increase in the export taxes, weight restriction in the animal abattoir, export prohibitions, limitation in the export quotes for the Hilton export quota for 180 days. However, although other important studies such as Melo (2010), also credit the price reduction of Argentinean beef, between 2007 and 2009, to those events, they did not find enough robust information that could support this affirmation.

In Figure 1, it is possible to verify association traces and joint stochastic tendencies between spot and future prices. As such with co-integrated indexes between the prices



Source: Research Data

Figure 1.
Future prices of live cattle
and spot prices of steers

series, to carry an econometric test is essential in order to have a more accurate analyses and conclusions in this regard.

To begin the analysis process of the association between the study variables, Table I shows the linear association between the spot and future price series.

According to the results of Table I, it can be ascertained that the future prices of Brazilian live finished cattle and spot prices of Argentinean steers are strongly and positively associated with 86.43 per cent at a 1 per cent significance level. However the positive association between the Brazilian live finished cattle and spot prices of the Argentinean adult steer cattle is even stronger, reaching the 87.67 per cent with a 1 per cent statistical significance. Although these results are not conclusive in co-handling of prices, they point out a possible relation between the studied variables and therefore are indicators of mix between the long-term prices. The verification of the relation between the variables follows the unit root detection test.

The Philips-Perron and the increased ADF unit root test where used applying a series of spot and future prices with the objective of determining the presence or not of unitary roots and as a premise for the co-integration tests. The results are shown in Table II.

Based on the results of Table II, the tests do not reject the null hypothesis in the presence of unit root in the temporal series of the levelled spot and future prices. However, the tests in the first difference reject the null hypothesis, therefore there is an indication that the series of spot and future prices are integrated in one order, $I(1)$. The DW statistics, with values close to two, indicate that the spot and future price series, in the first difference, do not present issues of autocorrelation.

The optimal number of lagging in the two estimating tests of co-integration was the first step to estimate the model by incorporating information of the long-term effects. The dimension of the estimated model is the parsimony of the co-integration regression being the elements involved in this decision.

The Akaike (AIC), Schwarz (SBC) and Hanna-Quinn (HQC) information criteria, have as a characteristic to penalise the increase of new lagging of the VAR models. These were used to define the optimal number of lags. Table III present the optimal number of lagging of the estimation of co-integration tests according to the information criteria.

According to the results of Table III, the optimal number of lags of the co-integration tests between the spot prices of the young and adult Argentinean steers and future prices of live finished cattle by the SBC criteria is equal to three. Although two criteria AIC and HQC established an ideal lag number equal to seven, due to the parsimony principle, the robustness and the respective definition of information SBC criteria were respected by three lagged, alias the VAR model (3).

Table I.
Linear association
between spot prices
of Argentinian steers and
future prices of Brazilian
live cattle in the
BM&FBOVESPA

Price series	Brazilian live cattle	Argentinian young steer	Argentinian adult steer
Brazilian live cattle	1.0000*	0.8643*	0.8767*
Argentinian young steer		1.0000*	0.9941*
Argentinian adult steer			1.0000*
Note: *Significance level of 1 per cent			
Source: Data of the research			

Time series	Brazilian live cattle		Argentinian young steer		Argentinian adult steer	
<i>Phillips and Perron test (PP)</i>						
Test PP	In level	1st difference	In level	1st difference	In level	1st difference
<i>t</i> -statistics	1.68307	-42.37027	1.13498	-63.47617	1.1366	-72.88902
<i>p</i> -value (<i>t</i>)	0.9780 ^{ns}	0.00010*	0.9342 ^{ns}	0.00010*	0.9344 ^{ns}	0.00010*
Critical values						
Level 1%				-2.56613		
Level 5%				-1.94098		
Level 10%				-1.61659		
AIC	-7.46154	-7.46253	-5.52935	-5.60634	-5.22778	-5.33436
SBC	-7.45872	-7.45971	-5.52654	-5.60353	-5.22496	-5.33154
HQC	-7.4605	-7.46149	-5.52832	-5.60531	-5.22675	-5.33332
DW	1.88847	2.00679	2.54698	2.03233	2.63557	2.07406
<i>Augmented teste Dickey-Fuller (ADF)</i>						
Test ADF	In level	1st difference	In level	1st difference	In level	1st difference
<i>t</i> -statistics	1.68854	-28.34031	1.06107	-28.54646	0.79492	-32.49301
<i>p</i> -value (<i>t</i>)	0.9783 ^{ns}	0.0000*	0.9250 ^{ns}	0.0000*	0.8843 ^{ns}	0.0000*
Critical values						
Level 1%				-2.56613		
Level 5%				-1.94098		
Level 10%				-1.61659		
AIC	-7.46787	-7.46744	-5.63234	-5.63278	-5.35592	-5.35661
SBC	-7.45942	-7.46181	-5.61824	-5.6215	-5.34464	-5.34815
HQC	-7.46477	-7.46537	-5.62716	-5.62864	-5.35178	-5.3535
DW	1.99774	1.99796	2.01182	2.01156	2.0122	2.01207
Notes: ^{ns} , does not show statistical significance. *Significant level at 1 per cent						
Source: Research Data						

Notes: ^{ns}, does not show statistical significance. *Significant level at 1 per cent

Source: Research Data

Table II.
Root unitary tests
of the spot and future
price series

Table III.
Test of detecting the
optimal number of lags
of co-integration tests

Number of lags	Argentinian young steer spot prices and future prices			Argentinian adult steer spot prices and future prices		
	Information criteria			Information criteria		
	AIC	SBC	HQC	AIC	SBC	HQC
0	-2,742,109	-2,736,452	-2,740,031	-2,742,109	-2,736,452	-2,740,031
1	-1,273,362	-1,271.665	-1,272.739	-1,273.362	-1,271.665	-1,272,739
2	-1,284,898	-1,282.069	-1,283.859	-1,284.898	-1,282.069	-1,283,859
3	-1,286,871	-1,282,911 ^a	-1,285.416	-1,286.871	-12,82,911 ^a	-1,285,416
4	-1,287,325	-1,282,234	-1,285.455	-1,287.325	-1,282.234	-1,285,455
5	-1,287,640	-1,281,417	-1,285.354	-1,287.640	-1,281.417	-1,285,354
6	-1,287,953	-1,280,599	-1,285.251	-1,287.953	-1,280.599	-1,285,251
7	-1,288,624 ^a	-1,280,139	-1,285,506 ^a	-1,288,624 ^a	-1,280,139	-1,285,506 ^a

Note: ^aOptimal number of lags according to the different information criteria**Source:** Data of the research

The existence of co-integration between the spot and future prices were verified by the Johansen (1988) trace test and Johansen and Juselius (1990), as it can be seen in Table IV.

The results of the test on Table IV, reject the null hypothesis of not having no co-integration vector, with a 5 per cent statistical significance. As such, although the co-integration is an essential condition to test market efficiency, it is of fundamental importance to validate if the future prices are unbiased estimators of spot prices.

In view of all this, the evidences of market efficiency or not and the unbiased estimates of the prices in the long term were analysed with the vector equations of co-integration and two VEC estimator models, as it can be observed in Tables V and VI.

Starting from the VAR model (3) two logarithms of spot and future prices, the VEC models (2) were estimated with an inclusion of two error correction terms. This is because the properties of the third lagging of the levelled models were found to be included in the second lagging of the first difference. In Table V the regression coefficient of the vectors of co-integration between spot and future prices are presented.

The β coefficient of the first regression of the co-integration vector in Table V determines that, in the long term, the rising of future prices in Brazilian live finished cattle has a 1 per cent concomitant transaction of approximately, 0.81 per cent of the spot price of Argentinean young steers in the spot market. The equilibrium in the long term between spot prices of Argentinean young steers and future prices of Brazilian

Table IV.
Trace tests to verify the
co-integration between the
spot and future prices

Co-integration test	Argentinian young steer spot prices and future prices				Argentinian adult steer spot prices and future prices			
	Trace				Trace			
Number of co-integration vectors	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Critical value (5%)	p-value	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Critical value (5%)	p-value
$= 0^a$	0.00855	27.73047	25.87211	0.02910	0.00763	26.14387	25.87211	0.04630
≤ 1	0.00538	10.69583	12.51798	0.09890	0.00551	10.95745	12.51798	0.08990

Note: ^aMark the rejection of hypothesis at 5 per cent level**Source:** Research Data

Co-integration vector	Young steer	Adult steer	Future market for Brazilian live cattle
Constant	−0.255387	−0.307886	
β	−0.812112*	−0.746209*	211
SE	0.12139	0.11871	
t -statistic	−6,69023	−6,28603	Table V. Co-integration equation between spot prices and future prices
Hypothesis testing	Reject H_0 Reject H_{1A} Does not reject H_{1B}	Reject H_0 Reject H_{1A} Does not reject H_{1B}	

Notes: (H_{1B}) $\alpha \neq 0$ and $\beta \neq 1$ with $(0 < \beta < 1)$, the efficient markets with a presence of risk premium.
***Significant** level of 5 per cent
Source: Research Data

VEC model	Young steer	Adult steer	Table VI. Coefficients of the VEC (2) model with the inclusion of the error correction mechanisms for spot prices of the Argentinian steers
Constant	0.000280 (0.85562)	0.000272 (0.72755)	
Z_{t-1}	−0.009129 (−2.21422)	−0.011361 (−2.43142)	
ΔS_{t-1}	−0.287047 (−12.7675)	−0.350613 (−15.6080)	
ΔF_{t-1}	−0.022090 (−0.30844)	0.033710 (0.52268)	
ΔS_{t-2}	−0.017412 (−3.15060)	−0.115728 (−5.18050)	
ΔF_{t-2}	0.084631 (1.49863)	0.075580 (1.17156)	
DCR	7.06E−09	9.20E−09	
Log likelihood	13000.71	12,737.97	
AIC	−13.08485	−12.82012	
SBC	−13.04540	−12.78067	

Notes: t -statistic is present in parentheses. DCR, Determinant of the residual covariance
Source: Research data

live finished cattle, according to the first equation of co-integration vectors of Table V, is 81.21 per cent efficient.

On the other hand, the β coefficient of the second regression of co-integration vectors in Table V indicates that, in the long term, a future price increase in Brazilian live finished cattle with a 1 per cent concomitant transaction of around 0.75 per cent of the price of the Argentinean adult steers in the spot market. The equation of co-integration vector in Table V shows the presence of risk premiums. The equilibrium in the long term between spot prices of adult Argentinean steers and future prices of Brazilian live finished cattle, according to the co-integration equation of Table VI is 74.62 per cent efficient.

When the equation of the co-integration vectors in Table V and the models VEC (2) in Table VI were analysed, the lagged error terms were detected Z_t , of the co-integration regressions. Based on Equation (8), these are different from zero with 5 per cent significance level.

The number of coefficient of the VEC model (2) estimates, with significance at 1 and 5 per cent make the statistical values t presented in brackets on Table VI corroborate the results of this trace for co-integration between spot and future prices presented in Table IV. As such, the conclusions on the hypothesis of efficient markets continue to be valid.

5. Conclusions

The objective of this paper was to verify the efficiency of future market of Brazilian live finished cattle in BM&FBOVESPA, as a predictor of the prices of steer cuts in the Argentinean spot market in the presence of risk premiums.

Initially, a strong positive linear association higher than 85 per cent was found between the spot and future markets. Subsequently for the unit root test, it was found in the first difference, that the prices are seasonal, hence integrated in order one.

The result of the trace test indicates the presence of the co-integration vector between the spot prices of Argentinean steers and future prices of the Brazilian live finished cattle. The application of the error correction model, VEC, allows to test for the EMH with the presence of premium risk. The results showed that the risk premium does not cause the rejection of the hypothesis of unbiased future prices.

The results show that for a market efficiency in the long term between the spot prices of Argentinean young steers and future prices of Brazilian live finished cattle of approximately of 81 per cent. In regards to the market efficiency in the long term between the spot prices of Argentinean adult steers and future prices of Brazilian live finished cattle, is around 75 per cent. These results suggest that the future beef cattle prices can significantly help to predict spot prices of Argentinean steers.

Therefore, in can be stated based on the results of the co-integration tests and unbiased on the prices, that the future markets of Brazilian live finished cattle is efficient, and in the long term the future prices of beef are unbiased estimates of the spot prices of Argentinean steers.

The results obtained in this study contrast with the ones found by Bressler and Covey (1991), McKenzie and Holt (2002) and Alves *et al.* (2008). Although it corroborates the research of Kellard *et al.* (1999), Melo *et al.* (2006), Abitante (2008) and Moraes *et al.* (2009).

The results found in the different EMH tests for future agricultural markets are credited to diverse factors, specifically the analysis period, seasonality, governmental intervention and institutional structures. In this context, the differences among the products, the spot market and the pattern of the derivatives of the future markets in regards to this study contribute to the research of different perspective of the EMH.

Therefore, the maturity of the future market of the live finished cattle, added to the growth of the participation of different agents of the productive chain of the bovine meat, is an indicative, of the future contracts of the live finished cattle of the BM&FBOVESPA. These tend to be used more every time as a protection tool against the price changes in the spot market, not only by agents that act on the Brazilian bovine market, but also in other market. It already happens in a significant volume with other commodities, in other stocks as for examples soy and its derivatives in the Chicago Board of Trade.

The great number of methods that can be used to test the EMH allows that different researches on the relation between markets with similar characteristics as this study to be made, especially, within the context of comparing the efficiency between the derivatives of different stocks to mitigate the risk of agricultural price commodities of countries that lack or do not have these tools available.

1. Introdução

As riquezas geradas pelos mercados agrícolas e agroindustriais são muito importantes para a composição do produto interno bruto (PIB) da economia de diversos países da América do Sul. O conjunto de operações e negócios realizados neste mercado,

denominado agronegócio, representa, aproximadamente, 23% e 32% do PIB do Brasil e da Argentina, respectivamente, maiores economias sul-americanas. Neste contexto, as operações e negócios relacionados ao mercado da carne bovina representam cerca de 13% do PIB do agronegócio nesses países (CEPEA, 2011; MAGYP, 2011; USDA, 2011).

Em 2010, juntos, Brasil e Argentina responderam por algo perto de 25% do contingente de bovinos de corte no mundo. O Brasil, com 185,16 milhões de bovinos e a Argentina, com 49,05 milhões de bovinos, ocupam a primeira e a quarta colocação em rebanho bovino comercial no mundo. Neste mesmo período, a produção anual de carne bovina no Brasil e na Argentina foi de 9,12 e 2,60 milhões de toneladas, o que os coloca na segunda e quarta posições no ranking mundial em produção de carne bovina (USDA, 2011).

As exportações de carne bovina brasileira e argentina foram de 1,56 milhões e 298 mil toneladas de carne bovina em 2010, representando, respectivamente, 20,77% e 4% das exportações mundiais da *commodity* (ABIEC, 2011; MAGYP, 2011; USDA, 2011).

O mercado da carne bovina brasileira e argentina apresenta algumas características em comum, dentre estas, salienta-se que em 2009, dos 87 países que comercializaram carne bovina com frigoríficos instalados na Argentina, 72 também adquiriram o produto de frigoríficos atuantes no Brasil, o que representa 83% de destino comum para exportação da *commodity* (IPVCA, 2012; Melo, 2010).

Apesar dos números significativos do mercado da carne bovina, ressalta-se a importância da existência de instrumentos derivativos negociados em bolsa organizada que propiciem o gerenciamento da volatilidade dos preços. Austrália, Brasil, Estados Unidos da América (EUA), atualmente, contam com instrumentos derivativos negociados em bolsa com objetivo de mitigar os riscos de preços do mercado a vista de bovinos de corte. Porém, a Argentina carece de instrumentos derivativos que objetivem a cobertura do risco gerada pelas incertezas do mercado a vista da carne bovina.

Na Argentina, diversas tentativas de negociação de contratos futuros e de índice de preços de carne bovina foram frustradas ao longo dos anos, sendo estes derivativos lançados e em um curto espaço de tempo fracassados por falta de liquidez.

Importantes estudos apontam para elementos que levaram ao curto ciclo de vida dos contratos futuros de carne bovina na Argentina, como contratos futuros que não atendiam a interesses comuns dos agentes da cadeia produtiva, e incompatibilidade dos padrões dos derivativos em termos de tamanho, vencimento e margens de garantia (Comiso, 2007; Dopchiz, 2008).

O problema enfrentado pelos agentes da cadeia produtiva da carne bovina argentina, decorrente da carência de derivativos em mercados futuros, é um elemento que colabora para que se realize a investigação sobre a eficiência de outro mercado na administração do risco de preços. No entanto, ressalta-se que a alternativa de proteção contra o risco só é possível quando não se rejeita a hipótese do mercado eficiente (HME).

Em um mercado futuro eficiente, os preços futuros correntes de um contrato para entrega de um produto em uma data futura são estimadores robustos dos preços a vista para essa mesma data, e incorporam todo o conjunto de informações para prever o preço futuro. Logo, a capacidade dos preços a vista em incorporar as informações disponíveis é que determina se um mercado é ou não eficiente (Fama, 1970; Moraes *et al.*, 2009).

Portanto, ao considerar as diferenças da produção e comercialização de bovinos de corte e as particularidades do mercado da carne bovina brasileira e argentina, e a

problemática no gerenciamento dos preços, em especial, a enfrentada na bovinocultura de corte e mercado da carne bovina argentina, é que emerge a questão: os preços futuros do boi gordo na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros – São Paulo/Brasil (BM&FBOVESPA) são preditores não viesados dos preços a vista dos novilhos de corte argentinos na data do vencimento dos contratos?

Assim sendo, este estudo tem por objetivo verificar a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista argentino de novilhos de corte na presença de prêmio ao risco.

2. Fundamentação teórica

Um mercado eficiente é aquele em que as informações disponíveis encontram-se totalmente refletidas nos preços e quaisquer mudanças que venham a ocorrer só são possíveis pela incorporação de novas informações. Desta forma, em um mercado eficiente, as oportunidades de geração de lucros por meio do conteúdo informacional inserido nos preços são limitadas. Esta é a denominada hipótese do mercado eficiente (HME) (Fama, 1970).

Historicamente, a HME se divide em três categorias, sendo estas relacionadas a tipos distintos de informações. O teste da forma fraca da HME verifica se todas as informações incorporadas aos preços anteriores encontram-se refletidas no preço a vista. O teste da forma semiforte da HME constata se o conjunto de informações publicamente disponíveis encontra-se refletida nos preços a vista. Já o teste da forma forte da HME, apura se todas as informações, publicamente ou não, disponíveis, encontram-se integralmente refletidas nos preços a vista e se qualquer investidor conseguiria obter lucros superiores (Bodie *et al.*, 2010; Fama, 1991, 1970).

Baseando-se na concepção de Fama (1970), de que a HME é aquela em que os preços dos ativos refletem completamente as informações disponíveis, a eficiência dos preços futuros vem sendo testada por meio da equação: $S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + u_{t+1}$, onde, S_{t+1} é o preço a vista no período $t + 1$; F_t é o preço futuro no período t ; e u_{t+1} é o termo de erro independente e identicamente distribuído com média igual a zero e variância constante; os coeficientes α e β são constantes de um mercado eficiente com valores $\alpha = 0$ e $\beta = 1$; e, portanto, $E_t(S_{t+1} - F_t) = 0$.

Nesse contexto, para não rejeitar o teste da HME na forma fraca, o preço no mercado a vista não só deve refletir o conjunto de informações disponíveis, como também o preço futuro do ativo na data de vencimento do contrato $t + 1$ deve ser um estimador não viesado do preço a vista deste mesmo ativo no momento t .

Fundamentado em Fama (1991, 1970), Camargos and Barbosa (2003) e Alves *et al.* (2008) chamam a atenção para alguns pressupostos elementares do teste da HME, são eles: o ambiente de concorrência perfeita, concordância em termos das expectativas dos investidores sobre as informações e a não consideração dos custos de transação e de informação. Isto porque, dadas as imperfeições do mercado e a admissão de informações custosas e assimétricas, a HME seria rejeitada, uma vez que o resultado seria $\beta \neq 1$ (Fama, 1970; Zulauf and Irwin, 1997).

A velocidade dos agentes em analisar as informações disponíveis é um elemento que pode gerar viés no preço, caso a capacidade de processamento de uns seja superior a dos demais, neste caso, $E_t(S_{t+1} - F_t) \neq 0$. Considerando esta possibilidade, a HME de Fama (1970) permitiria a existência de um prêmio pelo risco. O viés no preço, neste caso, é denotado como $\alpha \neq 0$, sendo o valor α definido como a compensação pelo risco (Moraes *et al.*, 2009; Alves *et al.*, 2008; Zulauf and Irwin, 1997; Fama, 1970).

Dessa forma, existiriam duas versões para a HME de Fama (1970), a primeira com $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ e, a segunda com $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$, sendo os coeficientes constantes ou não no tempo. Apesar do prêmio ao risco ser controverso para a HME, a existência deste é uma questão empírica e não conceitual. Logo, na segunda versão da HME, o prêmio ao risco não invalida o teste, visto que ele não depende da ausência deste (Moraes *et al.*, 2009; Zulauf and Irwin, 1997).

A versão da HME que resulta em $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$ foi também evidenciada na investigação de Danthine (1978), que concluíram que a presença do prêmio ao risco não interfere no teste, já que a HME não depende da ausência deste.

Resultados distintos sobre os testes da HME estão presentes em várias investigações que tem como objeto os mercados futuros, o que fomenta críticas a seu respeito. Enquanto estudos como os de Beck (1994), Pizzi and Just (1998), Acker and Racine (1999), Chu *et al.* (1999), Jumah and Martin (1999), Melo *et al.* (2006), Silva Neto *et al.* (2010), Abitante (2008) e Moraes *et al.* (2009), não rejeitaram a HME na forma fraca, outros, como os de Leuthold (1979) e Bressler and Covey (1991), Lai and Lai (1991), e, Alves *et al.* (2008), rejeitaram a HME para os mercados futuros investigados.

Contrariando os estudos que se definem pela forte rejeição da HME, algumas investigações creditam a elementos específicos a falta de robustez para suportá-la. Essa situação é evidenciada nos estudos de Fama and French (1987), Kellard *et al.* (1999), McKenzie and Holt (2002), e Kenourgios (2005).

Os resultados diferentes para os testes da HME em mercados futuros de *commodities* agrícolas são atribuídos a fatores como: padrões dos contratos, características dos produtos, sazonalidade, espaçamento das observações de contratos, período de análise, fatores institucionais, intervenções governamentais, procedimentos estatísticos e técnicas econométricas de análise, entre outros (Kellard *et al.*, 1999; Newbold *et al.*, 1999). Logo, destaca-se que as conclusões sobre a HME devem ser cautelosas a ponto de considerarem as especificidades do mercado agrícola e dos métodos aplicados à investigação.

A análise sobre a capacidade dos preços futuros na de predição dos preços a vista utiliza-se de diferentes métodos de investigação desde a origem da HME. Todavia, com o desenvolvimento das técnicas de cointegração, vários estudos optaram pelo seu uso para testá-la. A técnica de cointegração desenvolvida por Engle and Granger (1987) foi amplamente usada para analisar a estacionariedade da combinação linear entre séries financeiras, assim como o equilíbrio destas no longo prazo. Porém a limitação em analisar a cointegração de mais de duas séries restringiu sua aplicação ao longo da pesquisa sobre a HME.

A técnica de Engle and Granger (1987) vem sendo utilizada desde então para investigações que envolvam apenas duas variáveis, em especial, em razão de sua facilidade de aplicação. Estudos de Bressler and Covey (1991); Kellard *et al.* (1999); Newbold *et al.* (1999), e Melo *et al.* (2006), alcançaram resultados consistentes para os testes da HME pela aplicação da técnica de cointegração de Engle and Granger (1987).

O desenvolvimento de uma técnica de cointegração que permitisse testar a HME com precisão, mesmo em situações em que a análise envolve mais de duas variáveis, teve Johansen (1988) como um dos precursores. A técnica de cointegração proposta por Johansen parte da derivação do teste pelo método de máxima-verossimilhança e segue com a estimação dos parâmetros da relação de equilíbrio entre as séries não estacionárias.

O teste de cointegração de Johansen (1988) pelo vetor autorregressivo permite ainda a verificação das interações entre preços a vista e futuros. A combinação linear e

estacionária entre variáveis não estacionárias, exigida para confirmação da HME, tem Enders (2004) como um dos principais defensores.

O teste de cointegração de Johansen (1988) foi usado em diversos testes da HME em mercados futuros agrícolas, principalmente em vista da parcimônia e robustez dos resultados conseguidos pela sua aplicação; dentre estes estudos, destacam-se Kenourgios (2005), Abitante (2008), Alves *et al.* (2008), Moraes *et al.* (2009), e entre outros.

Desde o surgimento da HME, estudos têm sido realizados com *commodities* agrícolas, como: açúcar, boi gordo, café, etanol, milho, soja, entre outras, todos envolvendo produtos e mercados com características muito semelhantes, inclusive com a mesma abrangência territorial. Porém, testa-se neste estudo a HME para mercados de diferentes países, neste caso, o mercado futuro brasileiro e o mercado a vista argentino, de bovinos de corte.

3. Metodologia

A presente pesquisa caracteriza-se como quantitativa do tipo descritiva. Neste sentido, buscou-se estabelecer a relação entre causa e efeito das variáveis visando determinar uma base de estimação com rigor exigido pelos testes de hipóteses.

A análise de séries temporais foi aplicada com propósito de verificar as dinâmicas e estruturas temporais dos dados. Em seguida foram avaliadas: a associação linear, estacionariedade, autocorrelação serial e cointegração entre os preços. As técnicas de cointegração são aplicadas visando verificar a existência do relacionamento de longo prazo entre os preços futuros e a vista. Todas as análises seguiram os rigores exigidos para cada teste estatístico em particular.

As análises das séries temporais foram apoiadas pelo uso do *software EvIEWS 7.0*. Para estruturação das equações foi usado o *software Mathtype 5*. Já o tratamento dos dados apoiou-se no uso do *software Microsoft Excel* versão 2007.

3.1 Dados e procedimentos

As séries diárias de preços do mercado a vista dos novilhos de corte argentinos e preços futuros da arroba do boi gordo na BM&FBOVESPA, utilizados para testar a HME, compreendem o período entre 02 de janeiro de 2002 e 13 de maio de 2011.

As cotações diárias referentes ao indicador de preços futuros da arroba do boi gordo da BM&FBOVESPA foram obtidas junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), responsável pela divulgação diária de preços de ajuste diário dos contratos futuros. O Indicador é definido, originalmente, em reais, e também divulgado em dólares americanos.

O contrato futuro do boi gordo refere-se a 330 arrobas líquidas (15 quilogramas). O boi gordo brasileiro é caracterizado como um bovino macho, vivo, castrado, com carcaça convexa, alimentado a pasto ou confinamento, com peso entre 450 e 550 quilogramas e idade máxima de 42 meses (BM&FBOVESPA, 2012).

As cotações diárias referentes aos preços a vista dos novilhos de corte argentinos foram obtidas junto ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Pesca da Argentina (MAGYP) e referem-se aos preços a vista praticados no Mercado de Liniers S.A, que é o mais importante centro de transações a vista de bovinos na Argentina. Os preços dos novilhos argentinos são cotados por quilograma/peso vivo, e a moeda referencial é o peso argentino.

O novilho precoce argentino é um bovino macho, jovem, vivo, castrado, apresentando entre dois e quatro dentes incisivos definitivos, com carcaça retilínea, alimentado a pasto ou confinamento, com peso entre 300 e 430 quilogramas e idade em

torno de 30 meses. Já o novilho adulto argentino diferencia-se por ter, no mínimo seis dentes incisivos permanentes, conformação de carcaça entre subconvexa e convexa, peso entre 431 e 520 quilogramas e idade entre 30 e 42 meses (MAGYP, 2011).

Os preços a vista dos novilhos argentinos foram transformados em dólar conforme cotação diária do Banco Central da República da Argentina e, em seguida, transformados em arrobas líquidas, considerando o aproveitamento equivalente à carcaça de 50%.

A presença de dias sem cotação de preços e os *outliers* não legítimos foram eliminados da amostra. Em seguida, as séries de preços foram logaritmizadas visando remover as tendências exponenciais e avaliadas quanto à associação linear. Esses procedimentos seguem os padrões dos testes da HME com a aplicação de técnicas de cointegração.

3.2 Hipótese e Testes Estatísticos

No presente estudo foi verificada a hipótese de que os preços futuros, na data do vencimento dos contratos futuros de boi gordo na BM&FBOVESPA, são preditores não viesados dos preços a vista dos novilhos de corte argentinos. Para verificar a eficiência do mercado futuro foram aplicados, sequencialmente, os testes estatísticos de estacionariedade para a constatação da ordem de integração e os testes de cointegração.

O teste de eficiência de mercado exige, necessariamente, que as variáveis, preços a vista e futuros, sejam cointegradas na mesma ordem. Portanto, as séries de preços devem possuir raiz unitária, ou seja, ser não estacionárias.

Posto de forma mais generalizada, uma relação de cointegração é tida como um fenômeno de equilíbrio de longo prazo, ou seja, mesmo que essas variáveis se desviem do seu relacionamento no curto prazo, esta associação será retomada no longo prazo.

A partir dos testes de raiz unitária de Dickey and Fuller *Aumentando* (1981) e Phillips and Perron (1988), de conhecidos por *Phillips-Perron* e *ADF*, respectivamente, foi possível identificar com maior acurácia se as séries são integradas em mesma ordem, ou seja, $I(1)$. Os testes de *Phillips-Perron* e *ADF* para estacionariedade verificam as hipóteses nula e alternativa: $H_0: y_t \sim I(1)$ e $H_1: y_t \sim I(0)$.

Apesar de necessária, a integração de mesma ordem não quer dizer que as séries sejam cointegradas; assim sendo, optou-se pela aplicação do teste traço de Johansen (1988) e Johansen and Juselius (1990) para a verificação de combinações lineares do tipo $I(0)$. Este teste permitiu investigar a existência de equilíbrio a longo prazo entre os preços a vista e futuros, condições fundamentais para aceitação da HME.

A metodologia de Johansen (1988) tem como ponto de partida o vetor autorregressivo de ordem p dado por, $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$, onde y_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis que são integradas de ordem um, $I(1)$. Neste caso, a equação anterior pode ser reescrita como:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 \text{ and } \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (2)$$

Se o coeficiente da matriz Π tem posto reduzido $r < n$, então, existem $r \times n$ matrizes α e β , cada uma com posto r , tal que $\Pi = \alpha\beta$ e $\Pi = \beta y_t$ é estacionária, onde r é o número de relações de cointegração, os elementos de α são conhecidos como parâmetros de ajustamento no vetor de correção do erro e cada coluna de β é um vetor de integração.

Pode-se mostrar que, para um dado r , o estimador de máxima verossimilhança da matriz β define uma combinação de y_{t-1} que produz r correlações canônicas[2] maiores entre Δy_t e y_{t-1} , após as correções de diferenças de defasagem e variáveis determinísticas quando presentes.

A significância da razão de verossimilhança das correlações canônicas foram conseguidas a partir do teste traço, conforme a equação (3).

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Onde T é o tamanho da amostra, e λ_{r+1} é a i -ésima maior correlação canônica. O teste traço avalia a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores de cointegração é superior a r . As hipóteses, nula e alternativa, do teste traço de cointegração são as seguintes:

H0. $r = 0$, não há cointegração.

H1. $r \geq 1$, há cointegração.

Considera-se o nível de significância de 5% para rejeição ou não rejeição das hipóteses. Os valores críticos assintóticos do teste $\lambda_{traço}$ podem ser encontrados em Johansen and Juselius (1990) e muitos pacotes de *software* econométricos, como o *Eviews* 7.0, utilizado nos testes empíricos do presente estudo. Porém, destaca-se que o *Eviews* 7.0 emprega os valores críticos de Mackinnon (1996) para testar a estacionariedade dos resíduos considerando a cointegração. Para testar se os resíduos originados da estimação do modelo são autocorrelacionados, foi aplicada a estatística d de Durbin and Watson (1951).

No caso dos preços não serem cointegrados e apresentarem somente uma relação de curto prazo, esses devem ser modelados sob uma estrutura vetorial autorregressiva bivariada (VAR) conforme o sistema de equações 4.

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \mu_{st} \\ \Delta F_t &= c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} + \mu_{ft} \end{aligned} \quad (4)$$

Onde, c é o intercepto e, β_{si} e β_{fi} são parâmetros positivos. μ_{st} e μ_{ft} são vetores aleatórios independente e identicamente distribuídos (*i.i.d*). A aplicação do modelo implica decidir qual é o seu comprimento de defasagem, k , ótimo, o qual se inicia com o valor um e acrescenta-se uma defasagem a cada interação até que a correlação residual seja eliminada do sistema de equações.

Porém, ao saber que as séries são cointegradas conforme o exposto por Lien and Luo (1993), deve-se optar por estimar um modelo com correção de erro, que leve em conta o equilíbrio de longo prazo entre os movimentos dos preços a vista e futuros, e possibilita verificar a questão do viés na predição dos preços. Assim, o sistema de equações 4 da estrutura do VAR foi transformado em uma estrutura vetorial autorregressiva bivariada com correção de erro (VEC) conforme a equação 5.

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta F_{t-i} + \gamma_s Z_{t-1} + \mu_{st} \quad (5)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta F_{t-i} - \gamma_f Z_{t-1} + \mu_{ft}$$

Onde γ_s e γ_f são parâmetros positivos e Z_{t-1} é o termo de correção do erro que mede como a variável dependente se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo equilíbrio no longo prazo, como especificado na equação 6.

$$Z_{t-1} = -\alpha - \beta F_t + S_{t-1} \quad (6)$$

Que pode ser transformada na equação 7.

$$S_{t-1} = -\alpha + \beta F_t + Z_{t-1} \quad (7)$$

Onde, α é uma constante, e β é o vetor de cointegração. Estas duas variáveis do modelo de correção do erro, expressas no sistema de equações 5, correspondem ao modelo VAR(k) na primeira diferença, acrescido do termo correção do erro $\gamma_s Z_{t-1}$ e $-\gamma_f Z_{t-1}$. Os coeficientes γ_s e γ_f são interpretados como a velocidade de ajustamento. Quanto maior γ_s , maior a resposta de S_t aos desvios anteriores, devido ao equilíbrio no longo prazo.

Assim sendo, sob a HME, o preço do mercado deve refletir as informações disponíveis, ou seja, F_t do contrato futuro no tempo $t+1$ é um estimador não viesado do preço a vista no futuro, S_{t+1} , conforme a equação 8.

$$S_{t-1} = \alpha + \beta F_t + u_{t-1} \quad (8)$$

As hipóteses, nula e alternativa, para eficiência do mercado futuro brasileiro do boi gordo brasileiro em relação ao mercado a vista argentino dos novilhos de corte, testadas no estudo, são às seguintes:

H0. $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$ com ($\beta \leq 0$), o mercado é ineficiente.

H1A. $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, o mercado é eficiente e não existe prêmio ao risco.

H1B. $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$ com ($0 < \beta < 1$), o mercado é eficiente, com a presença de prêmio ao risco. Neste caso, o grau de eficiência varia entre 0 e 1.

O relaxamento da H_{1A} para a H_{1B} , referente à HME, deve-se à relação entre preços a vista e futuros de produtos com características similares, porém não idênticas.

A partir da verificação dos parâmetros estatísticos obtidos pela aplicação dos testes de cointegração de Johansen (1988) e Johansen and Juselius (1990) e do uso do modelo *VEC* foi possível testar respectivamente, a HME e a questão do viés da predição de preços proposta pelo estudo.

4. Apresentação e análise dos resultados

O comportamento dos preços a vista do novillo precoce e novillo adulto argentinos e dos preços futuros do boi gordo brasileiro, logaritmizados, é apresentado na figura 1. O movimento das séries de preços é bastante similar, porém os preços futuros, geralmente, se encontram um pouco acima, preços a vista. Diferenças expressivas entre os preços futuros e a vista são evidentes no primeiro semestre de 2002 e entre os anos de 2007 e 2009.

Sugere-se que a diferença dos preços a vista no ano de 2002, em relação aos preços futuros exibidos na figura 1, deve-se, em grande parte, à desvalorização cambial da moeda argentina. Por outro lado, foi verificado que o distanciamento dos preços, entre 2007 e 2009, coincide com as inúmeras intervenções governamentais no mercado da carne bovina argentina neste período, como: aumento das taxas de exportação, restrições ao peso para o abate de animais, proibição de exportações, limitação das cotas de exportação pela cota *Hilton* por 180 dias. Porém, Apesar de outros estudos importantes, como o de Melo (2010), também creditarem a redução dos preços da carne bovina argentina, entre 2007 e 2009, a esses eventos, não se encontram informações suficientemente robustas que possam suportar essa afirmação.

Pela figura 1, é possível verificar rastros de associação e tendências estocásticas conjuntas entre os preços a vista e futuros. Mesmo com indícios de cointegração entre as séries de preços, a realização de testes econométricos é fundamental para dar maior precisão à análise e conclusão a este respeito.

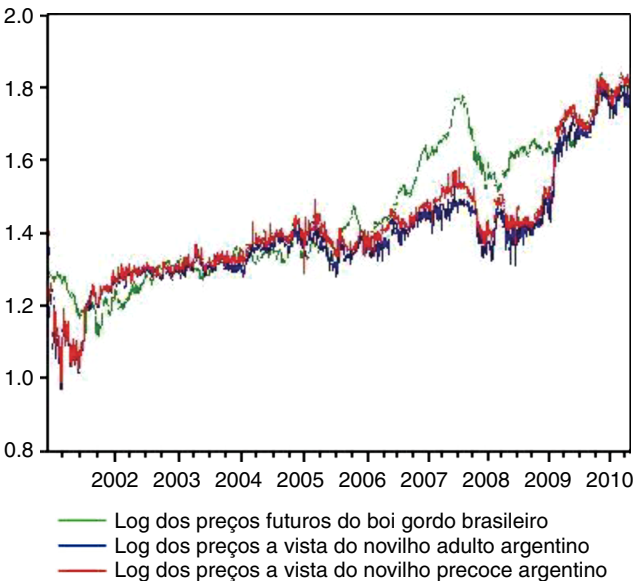


Figura 1.
Preços futuros do boi gordo e preços a vista dos novillos

Fonte: Dados da pesquisa

Dando início ao processo de análise da combinação entre as variáveis em estudo, a tabela 1 exhibe a associação linear entre as séries de preços a vista e futuros.

Com base nos resultados da tabela 1, pode-se assegurar que os preços futuros do boi gordo brasileiro e preços a vista do novilho precoce argentino são forte e positivamente associados em 86,43%, com nível de significância de 1%. Porém a associação positiva entre os preços futuros do boi gordo brasileiro e preços a vista do novilho adulto argentino é ainda mais forte, chegando a 87,67%, com significância estatística de 1%. Estes resultados apesar de não serem conclusivos em termos de comovimentação de preços, sinalizam uma possível relação entre as variáveis estudadas e, por consequência são indicativos da combinação entre os preços a longo prazo. A verificação sobre a relação entre as variáveis segue com os testes de detecção de raiz unitária.

O teste da raiz unitária *Philips-Perron* e de *Dickey & Fuller Aumentando* foram aplicados às séries de preços a vista e futuros com objetivo de determinar a presença ou não de raízes unitárias e como premissa para o teste de cointegração. Os resultados são expostos na tabela 2.

Com base nos resultados da tabela 2, os testes não rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária nas séries temporais de preços a vista e futuros em nível. Porém os testes, na primeira diferença, rejeitaram a hipótese nula, ou seja, há indícios de que as séries de preços a vista e futuros são integradas de ordem um, $I(1)$. A estatística de *DW*, com valores próximos a dois, indicam que as séries de preços a vista e futuros, na primeira diferença, não apresentam problemas de autocorrelação.

O número ótimo de defasagens da estimativa dos testes de cointegração foi o primeiro passo para estimação do modelo com incorporação informacional dos efeitos de longo prazo. A dimensão do modelo estimado e a parcimônia da regressão de cointegração são os elementos envolvidos nesta decisão.

Os critérios de informação de Akaike (*AIC*), Schwarz (*SBC*) e Hanna-Quinn (*HQC*), que têm por característica penalizar o acréscimo de novas defasagens aos modelos *VAR*, foram aplicados para a definição do número ótimo de defasagens. A tabela 3 apresenta o número ótimo de defasagens das estimativas dos testes de cointegração segundo os critérios de informação.

Conforme os resultados da tabela 3, o número ótimo de defasagens do teste de cointegração entre os preços a vista dos novilhos precoces e novilhos adultos argentinos e preços futuros do boi gordo é igual três, pelo critério *SBC*. Apesar dos critérios *AIC* e *HQC*. estabelecerem um número ideal de defasagens igual a sete, devido o princípio da parcimônia, foram respeitadas a robustez e a respectiva definição do critério de informação *SBC* Por três defasagens, ou seja, modelo *VAR* (3).

Série de Preços	Boi Gordo Brasileiro	Novilho Precoce Argentino	Novilho Adulto Argentino
Boi Gordo Brasileiro	1,0000*	0,8643*	0,8767*
Novilho Precoce Argentino		1,0000*	0,9941*
Novilho Adulto Argentino			1,0000*

(*) Significante ao nível de 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela I.
Associação linear entre
preços a vista dos novilhos
argentinos e preços
futuros do boi gordo na
BM&FBovespa

Tabela II.
Testes da raiz unitária das
séries de preços a vista e
futuros

Série temporal	Futuros do Boi Gordo Brasileiro	A Vista do Novilho Precoce Argentino	A Vista do Novilho Adulto Argentino
<i>Teste de Phillips & Perron (PP)</i>			
Teste PP	Em nível		
Estatística <i>t</i>	1ª diferença	1ª diferença	1ª diferença
ρ – valor (t)	-42,37027	-63,47617	-72,88902
	0,00010*	0,00010*	0,00010*
Valores críticos			
Nível 1%	-2,56613		
Nível 5%	-1,94098		
Nível 10%	-1,61659		
AIC	-7,46154	-5,52935	-5,22778
SBC	-7,45872	-5,52654	-5,22496
HQC	-7,4605	-5,52832	-5,22675
DW	1,8847	2,54698	2,63557
<i>Teste de Dickey & Fuller Aumentando (ADF)</i>			
Teste ADF	Em nível	Em nível	Em nível
Estatística <i>t</i>	1ª diferença	1ª diferença	1ª diferença
ρ – valor (t)	-28,34031	-28,54646	-32,49301
	0,0000*	0,0000*	0,0000*
Valores críticos			
Nível 1%	-2,56613		
Nível 5%	-1,94098		
Nível 10%	-1,61659		
AIC	-7,46744	-5,63234	-5,35592
SBC	-7,45942	-5,61824	-5,34464
HQC	-7,46477	-5,62716	-5,35178
DW	1,99774	2,01182	2,0122

(*) significativo ao nível de 1%, e (ns) não apresenta significância estatística

Fonte: Dados da pesquisa

Número de Defasagens	Preços a vista do Novilho Precoce Argentino e Preços Futuros			Preços a vista do Novilho Adulto Argentino e Preços Futuros		
	Critérios de Informação			Critérios de Informação		
	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>HQC</i>	<i>AIC</i>	<i>SBC</i>	<i>HQC</i>
0	-2.742.109	-2.736.452	-2.740.031	-2.742.109	-2.736.452	-2.740.031
1	-1.273.362	-1.271.665	-1.272.739	-1.273.362	-1.271.665	-1.272.739
2	-1.284.898	-1.282.069	-1.283.859	-1.284.898	-1.282.069	-1.283.859
3	-1.286.871	-12.82911*	-1.285.416	-1.286.871	-12.82911*	-1.285.416
4	-1.287.325	-1.282.234	-1.285.455	-1.287.325	-1.282.234	-1.285.455
5	-1.287.640	-1.281.417	-1.285.354	-1.287.640	-1.281.417	-1.285.354
6	-1.287.953	-1.280.599	-1.285.251	-1.287.953	-1.280.599	-1.285.251
7	-12.88624*	-1.280.139	-12.85506*	-12.88624*	-1.280.139	-12.85506*

(*) Número ótimo de defasagens conforme os critérios de informação

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela III.

Teste de detecção
do número ótimo
de defasagens dos testes
de cointegração

A existência de cointegração entre os preços a vista e futuros foi verificada a partir do teste traço de Johansen (1988) e Johansen and Juselius (1990), conforme pode ser constatado na tabela 4.

Os resultados dos testes da tabela 4 rejeitaram a hipótese nula de não haver nenhum vetor de cointegração, com 5% de significância estatística. No entanto, apesar da cointegração ser uma condição essencial para atestar a eficiência de mercado, é de fundamental importância avaliar se os preços futuros são estimadores não viesados dos preços a vista.

Diante disso, as evidências ou não da eficiência do mercado e não viés das estimativas de preços a longo prazo foram analisadas por meio das equações do vetor de cointegração e dos modelos *VEC* estimados, como pode ser visto nas tabelas 5 e 6.

Partindo do modelo *VAR* (3) dos logaritmos dos preços a vista e futuros, foram estimados os modelos *VEC* (2) com a inclusão dos elementos de correção de erros, isto porque as propriedades da terceira defasagem dos modelos nivelados encontram-se incluídas na segunda defasagem da primeira diferença. A tabela 5 apresenta os coeficientes das regressões dos vetores de cointegração entre os preços a vista e futuros.

O coeficiente β da primeira regressão do vetor de cointegração na tabela 5 determina que, a longo prazo, a elevação no preço futuro do boi gordo brasileiro em 1% comovimenta, aproximadamente, 0,81% o preço a vista do novilho precoce argentino

Teste de cointegração	Preços a Vista do Novilho Precoce Argentino e Preços Futuros				Preços a Vista do Novilho Adulto Argentino e Preços Futuros			
	Traço				Traço			
	<i>Eigen</i> <i>value</i>	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (5%)	<i>p-valor</i>	<i>Eigen</i> <i>value</i>	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico (5%)	<i>p-valor</i>
= 0*	0,00855	27,73047	25,87211	0,02910	0,00763	26,14387	25,87211	0,04630
≤ 1	0,00538	10,69583	12,51798	0,09890	0,00551	10,95745	12,51798	0,08990

(*) Denota rejeição da hipótese ao nível de 5%

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela IV.

Testes traço para
verificação
da cointegração entre
os preços a vista e futuros

Tabela V.
Equação de cointegração
entre os preços a vista e
preços futuros

Vetor de Cointegração	Novilho Precoce	Novilho Adulto
Constante	-0,255387	-0,307886
β	-0,812112*	-0,746209*
Erro Padrão	0,12139	0,11871
Estatística t	-6,69023	-6,28603
	<i>Rejeita H_0</i>	<i>Rejeita H_0</i>
Teste de Hipóteses	<i>Rejeita H_{1A}</i> <i>Não Rejeita H_{1b}</i>	<i>Rejeita H_{1A}</i> <i>Não Rejeita H_{1b}</i>
$(H_{1b}) \alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$ com $(0 < \beta < 1)$, o mercado é eficiente, com a presença de prêmio ao risco (*) significativa ao nível de 5% Fonte: Dados da pesquisa		

Tabela VI.
Coeficientes do modelo
VEC (2) com a inclusão
do mecanismo de correção
de erro para preços a vista
do novilho precoce e
novilho adulto argentinos

Modelo VEC	Novilho Precoce	Novilho Adulto
Constante	0,000280 (0.85562)	0,000272 (0.72755)
Z_{t-1}	-0,009129 (-2.21422)	-0,011361 (-2.43142)
ΔS_{t-1}	-0,287047 (-12.7675)	-0,350613 (-15.6080)
ΔF_{t-1}	-0,022090 (-0.30844)	0,033710 (0.52268)
ΔS_{t-2}	-0,017412 (-3.15060)	-0,115728 (-5.18050)
ΔF_{t-2}	0,084631 (1.49863)	0,075580 (1.17156)
DCR	7,06E-09	9,20E-09
<i>Log likelihood</i>	13000,71	12737,97
AIC	-13,08485	-12,82012
SBC	-13,04540	-12,78067
(.) Estatística t (DCR) Determinante da Covariância dos Resíduos Fonte: Dados da pesquisa		

no mercado a vista. O equilíbrio a longo prazo entre preços a vista do novilho precoce argentino e preços futuros do boi gordo brasileiro, conforme a primeira equação do vetor de cointegração da tabela 5, é de 81,21% de eficiência.

Por outro lado, o coeficiente β da segunda regressão do vetor de cointegração na tabela 5 indica que, a longo prazo, o aumento do preço futuro do boi gordo brasileiro em 1%, comovimenta, aproximadamente, 0,75% o preço do novilho adulto argentino no mercado a vista. As equações do vetor de cointegração da tabela 5 atestam a presença do prêmio ao risco. O equilíbrio a longo prazo entre preços a vista do novilho adulto argentino e preços futuros do boi gordo brasileiro, conforme a equação de cointegração da tabela 6, é de 74,62% de eficiência.

Examinadas as equações dos vetores de cointegração na tabela 5 e os modelos VEC (2) na tabela 6, detectou-se que os termos de erro defasados, Z_t , das regressões de cointegração, baseados na equação 8, são diferentes de zero com nível de significância de 5%.

O número de coeficientes do modelo VEC (2) estimados significantes a 1% e 5% conforme os valores da estatística t apresentado entre parênteses na tabela 6, corroboram os resultados do teste traço para cointegração entre preços a vista e futuro

apresentados na tabela 4. Desse modo, as conclusões sobre a hipótese do mercado eficiente continuam válidas.

5. Conclusões

O objetivo deste artigo foi verificar a eficiência do mercado futuro do boi gordo brasileiro na BM&FBOVESPA, como preditor dos preços dos novilhos de corte no mercado a vista argentino na presença de prêmio ao risco.

Inicialmente, constatou-se uma associação linear forte e positiva acima de 85% entre os preços a vista e futuro. Em seguida, pelos testes de raiz unitária, detectou-se que na primeira diferença, as séries de preços são estacionárias, ou seja, integradas em ordem um.

Os resultados do teste traço indicaram a presença do vetor de cointegração entre os preços a vista dos novilhos argentinos e preços futuros do boi gordo brasileiro. A aplicação do modelo de correção de erros, *VEC*, permitiu testar a HME com a presença do prêmio ao risco. Os resultados mostraram que o prêmio ao risco não causa rejeição da hipótese de não viés dos preços futuros.

Os resultados apontam para uma eficiência de mercado a longo prazo entre os preços a vista do novilho precoce argentino e preços futuros do boi gordo brasileiro de aproximadamente 81%. Enquanto a eficiência de mercado a longo prazo entre os preços a vista do novilho adulto argentino e preços futuros do boi gordo brasileiro, gira em torno de 75%. Esses resultados sugerem que os preços futuros do boi gordo brasileiro podem auxiliar de maneira expressiva a predição dos preços a vista dos novilhos argentinos.

Portanto, pode-se afirmar com base nos resultados dos testes de cointegração e de não viés dos preços, que o mercado futuro do boi gordo brasileiro é eficiente, e que a longo prazo os preços futuros do boi gordo são estimadores não viesados dos preços a vista dos novilhos argentinos.

Os resultados obtidos neste estudo contrastam com os encontrados por Bressler and Covey (1991), McKenzie and Holt (2002) e Alves *et al.* (2008). Por outro lado, corroboram os resultados das investigações de Kellard *et al.* (1999), Melo *et al.* (2006), Abitante (2008) e Moraes *et al.* (2009).

Os resultados encontrados em diferentes testes da HME para mercados futuros agrícolas são creditados a diversos fatores, em especial: período de análise, sazonalidade, intervenções governamentais e estruturas institucionais. Neste contexto, as diferenças entre os produtos, o mercado a vista e os padrões dos derivativos no mercado futuro referentes a este estudo contribuem para a investigação de diferentes perspectivas sobre a HME.

Porém, a maturidade do mercado futuro do boi gordo, somado ao crescimento da participação de diferentes agentes da cadeia produtiva da carne bovina nele, é um indicativo de que os contratos futuros de boi gordo da BM&FBOVESPA tendem a ser cada vez mais utilizados como instrumentos de proteção contra as oscilações de preços no mercado a vista, não só por agentes que atuam no mercado da carne bovina brasileira, como também de outros mercados, o que já acontece em volume significativo com outras *commodities*, em outras bolsas, como, por exemplo, a soja e seus derivados, na *Chicago Board of Trade* (CBOT).

O grande número de métodos que podem ser usados para testar a HME permite que diferentes investigações sobre a relação entre mercados com características semelhantes aos deste estudo sejam realizadas, em especial, no sentido de comparar a eficiência entre derivativos de diferentes bolsas para a mitigação do risco de preços

de *commodities* agrícolas de países que tenham carência ou indisponibilidade destes instrumentos.

Notes

1. The scope of canonical correlations is to determine a linear combination for each group of variables (dependent or independent) which maximises the correlation between the two groups (Rigão, 2009). Different canonical correlations, the multiple correlations, the association regression between the variables indicates the degree of association between these variables. Therefore, it is not only associated with the dependent variables but also with the intercorrelations between the dependent variables (Henriques *et al.*, 2005).
2. A finalidade da correlação canônica é determinar uma combinação linear para cada grupo de variáveis (dependentes e independentes) que maximize a correlação entre os dois grupos (Rigão, 2009). Diferente da correlação canônica, a correlação múltipla, ou regressão de associação entre as variáveis, indica o grau de associação entre as variáveis. Portanto, está relacionada não só às variáveis dependentes, mas também com as intercorrelações entre variáveis dependentes (Henriques *et al.*, 2005).

References

- Abitante, K.G. (2008), "Cointegração entre os mercados spot e futuro: Evidências dos mercados de boi gordo e soja", *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Vol. 46 No. 1, pp. 75-96.
- Acker, L.F. and Racine, M.D. (1999), "Stochastic trends and cointegration in the market for equities", *Journal of Economics and Business*, Vol. 51 No. 2, pp. 133-143.
- Alves, J.S., Duarte, G.S. and Lima, R.C. (2008), "Teste de eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil: Uma análise de cointegração", *Revista de Economia do Nordeste, Fortaleza*, Vol. 39 No. 1, pp. 174-184.
- Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes (ABIEC) (2011), "Estatísticas", available at: www.abiec.com.br/41_exportacao_ano.asp (accessed 10 April 2011).
- Beck, S.E. (1994), "Cointegration and market efficiency in commodity futures markets", *Applied Economics*, Vol. 26 No. 3, pp. 249-257.
- Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A.J. (2010), *Investimentos*, AMGH, Porto Alegre.
- Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA) (2012), "Contratos agropecuários", available at: [www.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/Contratos-Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros – Agropecuarios.pdf](http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/a-bmfbovespa/download/Contratos-Bolsa-de-Valores-Mercadorias-e-Futuros-Agropecuarios.pdf) (accessed 15 January 2012).
- Bressler, D.A. and Covey, T. (1991), "Cointegration: some results on US cattle prices", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11 No. 4, pp. 461-474.
- Camargos, M.A. and Barbosa, F.V. (2003), "Teoria e evidência informacional do mercado de capitais brasileiro", *Caderno de Pesquisas em Administração*, Vol. 10 No. 1, pp. 1-15.
- Centre of Advanced Studies in Applied Economic (CEPEA) (2011), "PIB do agronegócio Brasileiro", available at: www.cepea.esalq.usp.br/pib/ (accessed 15 May 2011).
- Chu, Q.C., Hsieh, W.G. and Tse, Y. (1999), "Price discovery on the S & P 500 index markets: an analysis of spot index, index futures, and SPDRs", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 8 No. 1, pp. 21-34.
- Comiso, M.G. (2007), *Factibilidad de un mercado de futuros y opciones de ganado bovino para faena en Argentina*, Tese (Economia), Departamento de Economia, Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca.
- Danthine, J.P. (1978), "Information, futures prices and stabilizing speculation", *Journal of Economic Theory*, Vol. 17 No. 1, pp. 79-98.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49 No. 4, pp. 1057-1072.

- Dopchiz, M.Y. (2008), *La implementación de un mercado de futuros en el sector ganadero argentino*, Tese (Economía), Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Universidad Nacional de Mar del Plata, Mar del Plata, Argentina.
- Durbin, J. and Watson, G.S. (1951), "Testing for serial correlation in least-squares regression II", *Biometrika*, Vol. 38 No. 1, pp. 159-178.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometrics Time Series*, Wiley, Hoboken, NJ.
- Engle, R. and Granger, C. (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, Vol. 55 No. 2, pp. 251-276.
- Fama, E.F. (1970), "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work", *The Journal of Finance*, Vol. 25, pp. 383-417.
- Fama, E.F. (1991), "Efficient capital markets II", *The Journal of Finance*, Vol. 46 No. 5, pp. 1575-1617.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1987), "Commodity futures prices: some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage", *Journal of Business*, Vol. 60, pp. 55-73.
- Henriques, A., Neves, C. and Pesquita, I. (2005), "Estudos correlacionais e estudos causal-comparativos: Metodologia da Investigação I", available at: www.educ.fc.ul.pt/docentes/ichagas/mil/t1textoestcorrelacionais.pdf (accessed 10 April 2012).
- Instituto de Promoción de la Carne Vacuna Argentina (IPVCA) (2012), "Estadísticas", available at: www.ipcva.com.ar/estadisticas/ (accessed 23 January 2012).
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vector", *Journal of Econometric Dynamic and Control*, Vol. 12 No. 2, pp. 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52 No. 2, pp. 169-210.
- Jumah, K. and Martin, W.C. (1999), "Temporal relationship among prices on commodities futures markets", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81 No. 4, pp. 987-989.
- Kellard, N., Newbold, P., Rayner, T. and Ennew, C. (1999), "The relative efficiency of commodity futures markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 19 No. 4, pp. 413-432.
- Kenourgios, D.F. (2005), "Testing efficiency and the unbiasedness hypothesis of the emerging Greek futures market", *European Review of Economics and Finance*, Vol. 4 No. 1, pp. 3-20.
- Lai, K.S. and Lai, M. (1991), "A cointegration test for market efficiency", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11 No. 5, pp. 567-575.
- Leuthold, R.M. (1979), "An analysis of the futures – cash prices basis for live beef cattle", *North Central Journal of Agricultural Economics*, Vol. 1 No. 1, pp. 47-52.
- Lien, D. and Luo, X. (1993), "Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13 No. 8, pp. 909-920.
- Mckenzie, A.M. and Holt, M.T. (2002), "Market efficiency in agricultural futures markets", *Applied Economics*, Vol. 34 No. 12, pp. 1519-1532.
- Mackinnon, J.G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11 No. 6, pp. 601-618.
- Melo, A.S., Lima, R.C. and Moraes, A.S. (2006), "Análise da eficiência dos mercados futuros de commodities agrícolas brasileiras utilizando cointegração", Artigo apresentado no XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 23-27 Julho, Fortaleza.
- Melo, G.B. (2010), *Integração entre os mercados de boi para abate na Argentina e no Brasil*, Dissertação (Economia Aplicada), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, Brasil.

- Ministry of Agriculture, Livestock and Fishing of Argentina (MAGYP) (2011), "Sistema integrado de información agropecuária", available at: www.siiia.gov.ar/ (accessed 8 April 2011).
- Moraes, A.S., Lima, R.C. and Melo, A.S. (2009), "Análise da eficiência do mercado futuro brasileiro de boi gordo usando co-integração", *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Vol. 47 No. 3, pp. 601-614.
- Newbold, P., Rayner, A., Ennew, C. and Marrocu, E. (1999), "Futures markets efficiency: evidence from unevenly spaced contracts", Discussion paper No. 34, School of Economics, University of Nottingham, Nottingham.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988), "Testing unit roots in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75 No. 2, pp. 335-346.
- Pizzi, J. and Just, A. (1998), "Efficiency of commodity futures", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80 No. 2, pp. 347-359.
- Rigão, M.H. (2009), *Correlação canônica para identificação de caracteres importantes na seleção precoce de tubérculos de batata*, Tese (doutorado em agronomia), Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.
- Silva Neto, W.A., Fraga, G.J. and Marques, P.V. (2010), "Eficiência de mercado: evidências empíricas para os preços spot e futuro de boi gordo", *Revista de Economia*, Vol. 36 No. 3, pp. 7-24.
- United States Department of Agriculture (USDA) (2011), "Data and statistics", available at: www.usda.gov/wps/portal/usda/usdahome?navid=DATA_STATISTICS&navtype=RT&parentnav=AGRIBUSI_COOP (accessed 17 June 2011).
- Zulauf, C.R. and Irwin, S.H. (1997), "Market efficiency and marketing to enhance income of crop producers", Economic Paper Series 97-04, OFOR, Urbana-Champaign.

About the authors

Odilon José de Oliveira Neto is PhD student in Business Administration by the São Paulo School of Business Administration at the Getulio Vargas Foundation (EAESP/FGV), Brazil. He is Professor of Finance in the course on Management at the Federal University of Uberlândia (UFU) and leader of the Research Group on "Intelligence in Finance and Markets" at the Faculty of Integrated Sciences of Pontal at the Federal University of Uberlândia (FACIP/UFU). Odilon José de Oliveira Neto is the corresponding author and can be contacted at: odilon.neto@gmail.br

Fabio Gallo Garcia is PhD in Business Administration by the São Paulo School of Business Administration at the Getulio Vargas Foundation (EAESP/FGV), Brazil. He is Professor of Finance at the Getulio Vargas Foundation (EAESP/FGV) and Pontifical Catholic University of Sao Paulo (PUC/SP).