

# EFEITOS DAS COTAÇÕES DO DÓLAR COMERCIAL E DO ÍNDICE PLUVIOMÉTRICO SOBRE OS PREÇOS DO BOI GORDO NO ESTADO DE SÃO PAULO, NO PERÍODO APÓS PLANO REAL<sup>1</sup>

Eder Pinatti<sup>2</sup>

**RESUMO:** As informações do mercado, principalmente o comportamento dos preços, são indispensáveis para o correto planejamento da atividade agrícola e imprescindível para manutenção da lucratividade. Este trabalho tem como objetivo analisar a influência das variações do dólar comercial e da precipitação pluviométrica sobre os preços do boi gordo no Estado de São Paulo, no pós-Real, entre 1995 e 2005. Utilizou-se o tratamento das variáveis através do método ARIMA, descrito por Box e Jenkins (1976) para séries temporais. Para a função de transferência usou-se o método elaborado por Haugh e Box (1977), tendo como base os ARIMAS construídos anteriormente e com a hipótese que existe causalidade entre a série de entrada e a de saída. Os resultados indicaram que o preço do boi gordo é influenciado pelo dólar comercial e pela precipitação pluviométrica.

**Palavras-chave:** função de transferência, modelos ARIMA, pecuária de corte, boi gordo, dólar comercial.

## THE IMPACT OF THE US DOLLAR RATE AND THE RAIN RATE ON FINISHING STEER PRICES IN SAO PAULO STATE, IN THE POST-REAL PLAN PERIOD

**ABSTRACT:** This paper analyzed the extent to which the variability in both the commercial dollar the rainfall rates affected finishing steer prices in state of São Paulo during the post-Real plan period (1995-2005). The variables were entered in the ARIMA method, described by Box and Jenkins (1976) for times series data. Based on the ARIMA platform, the parameters for the transfer function component were estimated using the method of Haugh and Box (1977). The hypothesis to be tested was whether there was a causality relation between the entry and exit series. The results indicated that finishingsteer prices are indeed influenced by the rates of both the commercial dollar and rainfall.

**Key-words:** transfer function, ARIMA model, beef cattle, finishing steer, us dollar.

**JEL Classification:** C2, C22, Q13.

---

<sup>1</sup>Registrado no CCTC, REA-02/2008.

<sup>2</sup>Zootecnista, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: pinatti@iea.sp.gov.br).

## 1 - INTRODUÇÃO

Como toda atividade econômica, a produção agrícola transforma bens e serviços, genericamente chamados de insumos, em outros bens e serviços, que são denominados de produtos agrícolas. Os fatores de produção (recursos naturais, força de trabalho e capital) influenciam a qualidade, a produtividade e o volume de produção dos produtos finais de diferentes maneiras ao longo de vários períodos, com variação nestes indicadores. Assim, o mercado de produtos agrícolas apresenta uma flutuação, tanto na quantidade como na qualidade da produção ao longo do tempo, isso leva a uma variação mais acentuada nos níveis de preços, quando comparado com o mercado de bens industriais, tendo assim, como principais características, elevado grau de instabilidade e maior amplitude na variação dos preços de seus produtos.

Dentre os insumos citados anteriormente, os fatores naturais, principalmente os edafoclimáticos, são os que mais influenciam na atividade agropecuária, pois são de difícil controle pelo homem. Além disso, os fatores macroeconômicos influenciam todas as atividades econômicas, principalmente as atividades agrícolas, sendo a taxa cambial (real por dólar americano) notadamente um fator importante, já que muitos produtos agrícolas, chamados de *commodities* são cotados em dólar, e outros têm grande parte de sua produção exportada.

A bovinocultura de corte é uma das principais atividades agrícolas do Estado de São Paulo, e o boi gordo seu principal produto. Os conceitos da cadeia produtiva da carne bovina estão sendo revistos, pois enfrenta-se uma nova realidade, em virtude da estabilidade econômica.

Segundo diversos estudos sobre transmissão de preços entre diferentes segmentos da pecuária de corte, destacando Sachs e Martins (2007), Bacchi (1999) e Hasegawa (1995), e estudos sobre previsão de preços na bovinocultura de corte como os de Bacchi (1994) e Kassouf (1988), o preço do boi gordo influencia as demais categorias animais. Assim, a informação relativa à cotação de preço do boi gordo

é a mais importante na pecuária de corte.

E, por fim, os preços dos produtos agrícolas têm um importante papel, pois norteiam as decisões tomadas por todos os agentes envolvidos nesses processos econômicos, desde a produção até o consumidor final.

Este trabalho tem como objetivo determinar a influência das variações do dólar comercial e das variações do índice de precipitação pluviométrica (das principais regiões produtoras de bovinos de corte) sobre o preço recebido pelos produtores de boi gordo no Estado de São Paulo de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, ou seja, no período pós-Real.

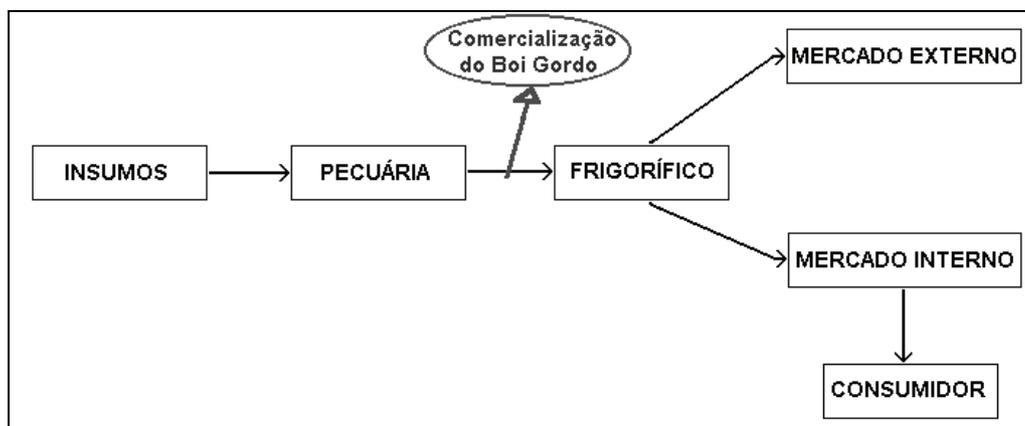
### 1.1 - Mercado do Boi Gordo

A bovinocultura de corte é uma das principais atividades agrícolas do Estado de São Paulo. Segundo estimativas do Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2007), em 2007, o volume paulista de carne bovina produzida ficara em 68,54 milhões de arrobas, sendo o respectivo valor da produção agropecuária (VPA) de R\$3,8 bilhões, que corresponde a 12,3% do VPA total do estado, que é estimado em 30,61 bilhões (TSUNECHIRO et al., 2007).

A cadeia produtiva da carne bovina (Figura 1) compreende um conjunto de agentes interativos, que são os fornecedores de insumos, os sistemas produtivos (pecuária), as indústrias de transformação, a distribuição e comercialização e os consumidores finais (interno e externo).

Todos os agentes (da cadeia produtiva) tentam influenciar a cotação do preço do boi gordo, os agentes que atuam antes da comercialização do boi gordo (Figura 1) almejam uma cotação maior e os agentes de atuação posterior à comercialização desejam o contrário, sendo que a força de cada um é variável ao longo dos períodos.

Em função dos fatores climáticos, a oferta de carne bovina tem duas fases distintas no ano, o período de safra, que corresponde aos meses de maior precipitação pluviométrica, e o período de entressafra, durante o inverno seco, quando a precipitação



**Figura 1** - Síntese da Cadeia Produtiva da Carne Bovina.

Fonte: Dados da pesquisa.

pluviométrica é menor, menos favorável ao crescimento das forrageiras, principal alimento para os animais, o que gera uma deficiência da quantidade de alimentos e conseqüente redução do peso dos animais, este ciclo é denominado de intra-anual. Com o aumento do número de animais confinados<sup>3</sup> nos últimos anos, essas fases estão menos heterogêneas.

Em fases de preços decrescentes do boi gordo, os pecuaristas da atividade de cria (produto: bezerros, vendidos para recria) acabam por enviar para o abate um número maior de fêmeas, inclusive as próprias matrizes, pois projetam uma queda nos preços dos animais de reposição (bezerro), ou seja, seu produto. Esse descarte de fêmeas acentua ainda mais a queda dos preços no curto prazo, em decorrência do excesso de animais para o abate, entretanto, seus reflexos serão sentidos no médio e longo prazo, pois em determinado momento, a oferta de animais de reposição será escassa, em função da redução do número de matrizes, isso acaba por ma-

jorar os preços dessas categorias animais, e as demais categorias animais tendem a subir também, tendo início o período de retenção de matrizes, até quando ocorre o excesso de animais para abate. O ciclo plurianual tem variado de 5 a 8 anos.

A variação do número de fêmeas abatidas, associada à variação dos preços das categorias animais (boi gordo, bezerro, garrote, boi magro, matriz, vaca magra e vaca gorda) num mesmo sentido, porém com intensidades diferentes, determina o ciclo plurianual ou ciclo de longo prazo.

Sachs (2007), que estudou a relação boi gordo e bezerro, Hasegawa (1995), que trabalhou com todas as categorias da pecuária e Bacchi (1999), que analisou a transmissão de preços entre boi gordo, boi magro e bezerro, chegaram ao mesmo resultado, ou seja, que o preço do boi gordo influencia sistematicamente os demais preços da pecuária de corte.

Os criadores de bovinos formam um conjunto muito heterogêneo em termos de utilização de tecnologia e de escala de produção. Nas últimas décadas vem ocorrendo pequeno progresso tecnológico na cadeia produtiva, especialmente na fase de produção animal, com a melhoria das pastagens, maior utilização de suplementação mineral e de forrageiras de inverno, melhorias no manejo dos animais e também no melhoramento genético do rebanho, setores nos quais estão ocorrendo investimentos, seja por parte

<sup>3</sup>O número de animais confinados no país e em São Paulo teve um aumento significativo, passando de 110 mil (1984) para 270 mil (1994) e para 550 mil animais confinados (2006), o aumento foi de 104% nos últimos 12 anos e de 400% nos últimos 22 anos, isso para São Paulo, no Brasil o aumento foi ainda maior, com 117% nos últimos 12 anos e 708% nos últimos 22 anos, segundo dados do ANUALPEC 2007 do Instituto FNP. Este aumento de animais confinados faz com que a sazonalidade dos preços seja menor, porém não a elimina completamente.

dos criadores de gado de elite<sup>4</sup>, seja por parte dos criadores comerciais. Essas mudanças tecnológicas (apesar de ainda pequenas) refletem no volume produzido e na oferta de carne, na sazonalidade da produção e também nos preços dos animais de diversas categorias e dos produtos finais, alterando inclusive a repartição dos ganhos econômicos entre os agentes da cadeia produtiva.

O cenário econômico nacional sofreu profundas transformações nas últimas décadas, com destaque ao plano de estabilização econômica brasileira (Plano Real) a partir de julho de 1994, que contribuiu para consolidar um novo perfil administrativo e margens de lucros mais deprimidas aos produtores de bovinos de corte. Conseqüentemente, os conceitos da cadeia produtiva estão sendo revistos, já que enfrenta-se uma nova realidade, na qual deve prevalecer o planejamento da atividade, tanto na parte de custo, como na receita, para que o produtor possa tornar a equação positiva.

Diante disso, as informações relativas ao mercado, principalmente o comportamento dos preços (notadamente do boi gordo), torna-se indispensável para o correto planejamento da sua atividade, e conseqüentemente imprescindível para manutenção da lucratividade.

## 2 - MATERIAL E MÉTODOS

### 2.1 - Material

Os dados utilizados para análise são três séries temporais referentes à cotação mensal do preço do boi gordo (*BOI*), cotação mensal do dólar comercial (*DOL*) e ao índice de precipitação pluviométrico mensal (*CHU*), no período de janeiro de 1995 e dezembro de 2005, ou seja, no período após o Plano Real.

A variável *BOI* refere-se à cotação mensal do preço pago aos produtores no Estado de São Paulo pelo boi gordo, em R\$/15kg, levantada pelo Instituto

de Economia Agrícola (IEA), da Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo, e extraído do Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura (ANUÁRIO IEA 1996-2006).

A variável *DOL* refere-se à cotação mensal do valor de venda do dólar americano, em R\$/US\$, código 3698, divulgada pelo Banco Central do Brasil (BACEN, 2007) e obtido em seu próprio site.

A variável *CHU* refere-se ao índice de precipitação pluviométrico mensal das principais regiões produtoras da bovinocultura de corte do Estado de São Paulo, que são Presidente Prudente, Andradina, São José do Rio Preto, Araçatuba, Bauru, Marília, Lins, Presidente Venceslau, General Salgado e Dracena, em mm/mês, obtida no site do Centro Integrado de Informações Agrometeorológicas (CIAGRO, 2007).

O cálculo da precipitação pluviométrica foi feito pela média aritmética simples das 10 regiões mencionadas<sup>5</sup>. Após este cálculo foi necessária a transformação da unidade em milímetros (mm) para decâmetros (dam), assim dividiu-se cada valor do índice pluviométrico por 10.000, isso para se evitar problemas em relação às outras duas variáveis, por estarem em níveis muito diferentes. O principal problema quando se trabalha com séries em níveis diferentes ou escalas não homogêneas é que, apesar do teste *t* ser significativo, o valor correspondente aos parâmetros da respectiva variável pode tornar-se muito reduzido, dando a falsa impressão de que ela não é importante na formação do modelo que está em estudo (MARGARIDO et al., 1996).

Para atender ao objetivo do estudo, houve a necessidade de que as variáveis *BOI* e *DOL* fossem trabalhadas na forma logarítmica, já a variável *CHU* não necessitou ser logaritimizada.

Para captar possíveis efeitos provocados por eventos exógenos, sobre a cotação do preço do boi gordo (*BOI*) e do dólar comercial (*DOL*), foram introduzidas variáveis binárias do tipo *dummy*, que as-

<sup>4</sup>Animais selecionados, que possuem características superiores. Seus descendentes são utilizados como reprodutores, visando o melhoramento genético do rebanho comercial, ou seja, uma melhoria da produtividade do rebanho.

<sup>5</sup>O uso da média das regiões e não do Estado é pelo fato que são as principais regiões produtoras e também as formadoras de preço, para a bovinocultura de corte no Estado, logo se espera que a variação das precipitações pluviométricas nestas regiões tenha maior impacto sobre a formação de preço do boi gordo, do que a utilização dos índices pluviométricos para todo o Estado.

sumem valor igual a 1 (um) no instante da ocorrência do evento e 0 (zero) fora da ocorrência do evento para o tipo *pulse*; ou assumem valor igual a 1 (um) a partir da ocorrência do evento e 0 (zero) antes da ocorrência do evento para o tipo *step* ou *ramp*.

Os eventos foram em janeiro de 1999 quando ocorreu a alteração da política cambial (APC) e em outubro de 2002 em virtude da eleição presidencial (EPR), ambos ocorridos no período analisado.

Os valores do boi gordo (BOI) e do dólar comercial (DOL) foram utilizados na sua forma nominal, ao invés da real, assim não foi feita deflação dos valores utilizados, para se evitar a introdução de viés nas séries estudadas, já que o uso de algum deflator pode contaminar as séries ao inserir elementos estranhos à série original e, conseqüentemente, levar à identificação de modelos viesados (MARGARIDO et al., 1996). A possibilidade de se trabalhar com as séries de tempos nominais foi demonstrada em Pino e Rocha (1994), em que as séries deflacionadas são aproximadamente equivalentes ao modelo com série sem deflação, ainda mais em período onde os níveis de inflação são moderados, como é o caso deste estudo.

Os dados foram analisados utilizando-se o software Statistical Analysis System, SAS Institute (SAS, 2001), versão 8.02, através do procedimento *Proc ARIMA*.

## 2.2 - Metodologia

A metodologia de análise empregada neste trabalho foi o tratamento das variáveis através do método de Box e Jenkins (1976) para séries temporais, cuja idéia principal é que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por si mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e pelos próprios erros presentes e passados (parâmetros de médias móveis), que é denominado modelos Auto-Regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA - *Auto-Regressive Integrated Moving Average*).

Primeiramente, trata-se a série original para torná-la estacionária, condição necessária para garantir a inversibilidade do processo, ou seja, os valo-

res projetados possam ser transformados na base original. A seguir, tem-se a etapa de identificação do processo gerador da série temporal, em função das suas autocorrelações regular (ACF) e parcial (PACF), identificando se o processo é auto-regressivo (AR) e/ou de médias móveis (MA), bem como qual a ordem do processo. Construído o filtro e submetida a série à esse filtro, passa-se para a análise dos resíduos, para verificar a eficácia da filtragem aplicada. A hipótese nula é que a filtragem resultará num resíduo chamado de ruído branco (*white noise*), que é aleatório e com distribuição normal.

O trabalho foi iniciado pela análise univariada das variáveis acima delineadas, a seguir fez-se a identificação da função de transferência.

Identificar uma função de transferência significa analisar a estrutura dinâmica que envolve o relacionamento entre duas ou mais variáveis temporais, isto é, encontrar o fator de "arrasto" da influência de  $X$  sobre  $Y$ , a partir de  $b$  (defasagem máxima de  $Y$  em relação a  $X$ );  $b$  é chamado de *delay*, ou seja, impacto inicial de entrada de  $X$  em  $Y$ , ou ainda, primeira defasagem (*lag*) significativa de  $X$  em relação a  $Y$ ;  $s$  é a quantidade de *lags* significativos, exclusive o  $b$  (número de impactos que são importantes, mas posteriores a  $b$ ).

Assim o modelo de função de transferência é um modelo de regressão, onde o termo erro está representado por um modelo ARIMA, onde  $\theta(B)$  representa os termos de médias-móveis, e  $\Phi(B)$  os termos auto-regressivos<sup>6</sup>. Já  $\delta(B)$  é a "memória", ou seja, o fator de ajustamento de longo prazo e  $\omega(B)$  representa os impactos de curto prazo. O processo de construção de uma função de transferência poderia ser definido, como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação (MARGARIDO et al., 1996).

O modelo de função de transferência completo é apresentado a seguir:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b-s} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

<sup>6</sup>Onde  $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$  é o operador auto-regressivo de ordem  $p$ , e  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$  é o operador de médias móveis de ordem  $q$ .

Ou, resumidamente, tem-se:

$$Y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

O modelo de função de transferência (ampliado), que incorpora diversas variáveis exógenas é apresentado a seguir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} X_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

Dois são os métodos disponíveis que permitem a identificação da estrutura de influência entre as variáveis quando se trabalha com modelos ARIMA e modelos de função de transferência, o primeiro deles é elaborado por Box e Jenkins (1976), que privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtram-se ambas as séries utilizando-se o modelo ARIMA da série de entrada, ou seja, neste caso o filtro, usado no pré-branqueamento, da variável de saída é o mesmo da variável de entrada. O segundo método, que é o utilizado neste trabalho, elaborado por Haugh e Box (1977), tem como base os ARIMAs construídos anteriormente e com a hipótese de que existe causalidade entre a série de entrada e a série de saída. Esse método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, quanto pelo comportamento passado das variáveis de entradas. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se a influência dos eventos passados da própria variável, ou seja, privilegia-se a informação que não foi explicada somente pelo passado de cada variável. Assim, a metodologia consiste em utilizar um resíduo "limpo" da série de saída em relação ao seu próprio passado e relacioná-lo com o resíduo "limpo" (também em relação ao seu próprio passado) das séries de entradas (MARGARIDO et al., 1996).

As séries de tempo, principalmente as relativas a variáveis econômicas, são afetadas por eventos exógenos, como alteração das políticas econômicas, entre outros. Esses eventos exógenos não podem ser desconsiderados quando se estuda relação estrutural

entre as variáveis, pois se corre o risco de estimar modelos deturpados, e assim reduzir o seu poder de previsão. Dessa forma, houve a necessidade da utilização conjunta da análise de intervenção no trabalho, o que veio a contribuir para uma melhor adequação dos modelos, e que evitou a estimação de um modelo viesado e uma falsa interpretação dos impactos dos fatores envolvidos.

O procedimento para combinar a análise de intervenção com modelo de função de transferência segue o roteiro: identifica-se e estima-se o modelo de função de transferência; a seguir torna-se necessário analisar a série dos resíduos, ou seja, deve-se proceder à sua identificação e posterior estimação, e somente depois incorporar a intervenção ao modelo de função de transferência.

Todos os testes foram feitos com nível de significância de 5%.

### 3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Primeiramente, fez-se a análise gráfica para cada uma das três séries estudadas, cotação do preço do boi gordo (*BOI*), cotação do dólar comercial (*DOL*) e índice precipitação pluviométrico (*CHU*).

As séries *BOI* e *DOL* foram logaritimizadas (passando a ser *LBOI* e *LDOL*, respectivamente) para atender aos objetivos deste estudo, mesmo assim permaneceu alguma tendência, assim fez-se necessário proceder uma diferença dos logaritmos para ambas as séries, com este procedimento as séries se tornaram estacionárias.

No caso da série *CHU*, após a análise do correlograma notou-se claramente a existência de uma sazonalidade anual, o que já era esperado para esta variável, assim procedeu-se a uma diferença sazonal de ordem 12, o que tornou a série estacionária.

#### 3.1 - Modelos Univariados

Uma vez estacionária cada uma das séries, passou-se a análise dos seus respectivos correlogra-

mas<sup>7</sup>. Este procedimento tem por objetivo identificar para cada variável seu respectivo modelo ARIMA, com um melhor ajuste.

Para a variável *LBOI*, o modelo ARIMA que melhor se ajustou foi o com uma média móvel (MA) de ordem 7 ( $\theta_7=0,27178$ ), com uma diferença centrada à sua média. Este parâmetro de média móvel indica que ocorre um ajuste médio de 27,18% de erros dessa variável em relação a ela própria no período  $t$ , tendo como base seu valor passado com defasagem de 7 meses ( $t-7$ ).

Foram testadas 2 variáveis de intervenção do tipo *dummy*, ambas de estrutura *step*, visando captar os possíveis efeitos sobre as cotações do boi gordo. As variáveis utilizadas foram alteração da política cambial (*APC*) e eleição presidencial (*EPR*) ocorridos no período analisado, sendo que somente a *APC* foi significativa.

O modelo ARIMA para a variável *LBOI* (Tabela 1) ficou definida como:

$$(1-B)LBOI_t = \omega_0 APC_t + \omega_8 APC_{t-8} + \omega_9 APC_{t-9} + (1-\theta_7 B^7) a_t$$

Para a variável de intervenção *APC*, cujos valores dos parâmetros foram  $\omega_0=0,08304$ ,  $\omega_8=-0,14092$  e  $\omega_9=-0,08656$  indicaram que a alteração da política cambial em janeiro de 1999 teve um efeito imediato (contemporâneo), em 8 meses e em 9 meses (adiante), sobre a cotação dos preços do boi gordo, respectivamente. A análise de correlação cruzada entre as variáveis *LBOI* e *APC* mostrou que o principal impacto ocorreu em  $b=8$ , ou seja, a alteração da política cambial alterou em 14,09% a cotação do preço do boi gordo (8 meses depois da ocorrência do evento). Este período entre o evento e o maior impacto pode ser relacionado com o ciclo intra-anual da cadeia produtiva, que acabou por postergar o efeito para um momento mais adiante. A alteração da política cambial

(*APC*) teve uma influência total de 31,05% sobre a cotação do preço do boi gordo (*BOI*), distribuída em 3 momentos,  $b=0$ ,  $b=8$  e  $b=9$  (Tabela 1).

Para a variável *CHU*, o modelo ARIMA que melhor se adequou foi o com dois termos de médias móveis, na forma aditiva, de ordem 3 ( $\theta_3=0,15139$ ) e 12 ( $\Theta_{12}=0,79763$ ), além da diferença sazonal de ordem 12.

O modelo ARIMA para a variável *CHU* (Tabela 2) ficou definida como:

$$(1-B^{12})CHU_t = (1-\theta_3 B^3)(1-\Theta_{12} B^{12}) a_t$$

O parâmetro de médias móveis de ordem 3 indica um ajuste médio de 15,14%, com base no valor passado com uma defasagem de 3 meses, isso está relacionado à distribuição das chuvas nas 4 estações do ano (cada uma com 3 meses), já que cada uma das estações possui um regime (de chuva) próprio, assim pode-se afirmar que esse parâmetro incorpora os ajustes de volume médio de chuva no decorrer de cada estação.

O parâmetro sazonal de médias móveis de ordem 12 reflete que a cada 12 meses há um ajuste de erros dessa variável no momento  $t$ , relativamente ao passado  $t-12$ , com o valor de 79,76%, pode-se afirmar que esse parâmetro incorpora os ajustes no volume médio de chuvas no decorrer de um ano, nota-se que sua influência é altamente significativa, indicando uma forte sazonalidade do índice de precipitação pluviométrico (Tabela 2).

Para a variável *DOL*, o modelo ARIMA que melhor se adequou foi o com um termo auto-regressivo de ordem 1 ( $\phi_1=0,39128$ ), com uma diferença centrada em relação à média. Esse parâmetro auto-regressivo indica que 39,13% do valor de *LDOL* no período ( $t-1$ ) transmite-se ao valor dessa mesma variável no período  $t$ .

Também foram testadas 2 variáveis de intervenção do tipo *dummy*, ambas de estrutura *step*, visando captar os possíveis efeitos sobre as cotações do dólar comercial. As variáveis utilizadas foram alteração da política cambial (*APC*) e eleição presidencial (*EPR*) ocorridos no período analisado, sendo

<sup>7</sup>A função de autocorrelação (ACF) indica o tipo do processo, enquanto a função de autocorrelação parcial (PACF) determina qual a ordem desse processo no caso de modelos auto-regressivos (AR), e quando se trata de modelos de médias móveis (MA), tem-se o inverso.

**Tabela 1** - Estimativas dos Parâmetros Univariados, da Cotação do Preço do Boi Gordo, São Paulo, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste
APC	Jan.1999	$\omega_0$	0,08304 (0,03086) <sup>2</sup>	2,69 <sup>1</sup>
		$\omega_8$	-0,14092 <sup>3</sup> (0,03103) <sup>2</sup>	-4,54 <sup>1</sup>
		$\omega_9$	-0,08656 <sup>3</sup> (0,03085) <sup>2</sup>	-2,81 <sup>1</sup>
Modelo de ruído ARIMA=(0,1,7)		$\theta_7$	0,27178 (0,09539) <sup>2</sup>	2,85 <sup>1</sup>

<sup>1</sup>Nível de significância utilizado=5%.

<sup>2</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>3</sup>Os sinais devem ser invertidos.

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 2** - Estimativas dos Parâmetros Univariados, Índice de Precipitação Pluviométrico, Principais Regiões Produtoras de São Paulo, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005

Série	Modelo ARIMA	Parâmetro	Estimativa	Teste
CHU	(0,12,12)	$\theta_3$	0,15139 (0,05373) <sup>2</sup>	2,82 <sup>1</sup>
		$\Theta_{12}$	0,79763 (0,05500) <sup>2</sup>	14,50 <sup>1</sup>

<sup>1</sup>Nível de significância utilizado=5%.

<sup>2</sup>Erro padrão da estimativa.

Fonte: Dados da pesquisa.

ambos os eventos significativos.

O modelo ARIMA para a variável LDOL (Tabela 3) ficou definida como:

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B)LDOL_t = \omega_0 APC_t + \omega_1 APC_{t-1} + \omega_3 APC_{t-3} + \omega_6 EPR_t + \omega_6 EPR_{t-6} + a_t$$

A variável de intervenção *APC*, cujos valores dos parâmetros foram  $\omega_0=0,21153$ ,  $\omega_1=0,24240$  e  $\omega_3=0,10923$ , indicam que a alteração da política cambial em janeiro de 1999 teve um efeito imediato (contemporâneo), em 1 mês e em 3 meses (adiante) sobre a cotação do dólar comercial, respectivamente. A análise de correlação cruzada entre as variáveis LDOL e APC mostrou que os principais impactos ocorreram em  $b=0$  e  $b=1$ , ou seja, a alteração da política cambial alterou em 21,12% e em 24,24%, respectivamente, a cotação do dólar comercial. A alteração da políticacambial (*APC*) teve uma in-

fluência total de 56,69%, na cotação do dólar comercial (*DOL*) distribuída em três momentos,  $b=0$ ,  $b=1$  e  $b=3$  (Tabela 3).

Para a variável de intervenção *EPR*, os valores dos parâmetros foram  $\omega_0=0,12534$  e  $\omega_6=0,06931$ , indicando que a eleição presidencial em outubro de 2002 teve um efeito imediato, e em 6 meses (adiante) sobre a cotação do dólar comercial, respectivamente. A análise de correlação cruzada entre as variáveis LDOL e *EPR* mostrou que os impactos ocorreram em  $b=0$  e  $b=6$ , ou seja, a alteração da política cambial alterou em 12,54% e em 6,93%, respectivamente, a cotação do dólar comercial. Os impactos ocorreram no momento  $b=0$  (imediato) em virtude das incertezas geradas pela eleição, já que não se sabia qual seria o futuro presidente e quais medidas tomaria ao assumir o poder, e em  $b=6$  (6 meses adiante), após o choque inicial, quando estas incertezas acabaram, pois já se sabia com clareza quais seriam os rumos que o país iria seguir. A eleição presidencial (*EPR*)

**Tabela 3** - Estimativas dos Parâmetros Univariados, da Cotação do Dólar Comercial, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste
APC	Jan.1999	$\omega_0$	0,21531 (0,02726) <sup>2</sup>	7,90 <sup>1</sup>
		$\omega_1$	-0,24240 <sup>3</sup> (0,02725) <sup>2</sup>	4,27 <sup>1</sup>
		$\omega_3$	0,10923 <sup>3</sup> (0,02561) <sup>1</sup>	4,27 <sup>1</sup>
EPR	Out.2002	$\omega_0$	0,12534 (0,02610) <sup>2</sup>	4,80 <sup>1</sup>
		$\omega_6$	0,06931 <sup>3</sup> (0,02571) <sup>2</sup>	2,70 <sup>1</sup>
		$\varphi_1$	0,39128 (0,08682) <sup>2</sup>	4,51 <sup>1</sup>
Modelo de ruído ARIMA=(1,1,0)				

<sup>1</sup>Nível de significância utilizado=5.

<sup>2</sup>Erro padrão da estimativa.

<sup>3</sup>Os sinais devem ser invertidos.

Fonte: Dados da pesquisa.

teve uma influência total de 19,47% sobre a cotação do dólar comercial (*DOL*), distribuída em 2 momentos,  $b=0$  e  $b=6$  (Tabela 3).

### 3.2 - Função de Transferência

O procedimento inicial na elaboração da função de transferência constitui em identificar a existência de possíveis correlações cruzadas significativas entre um certo número de defasagens entre as variáveis independentes e dependentes que foram filtradas anteriormente através dos modelos univariados.

Através da visualização dos correlogramas foi possível evidenciar que havia influência das variáveis de entrada (*LDOL* e *CHU*) sobre a variável de saída (*LBOI*).

Foram testadas duas variáveis de intervenção do tipo *dummy*, ambas de estrutura *step*, visando captar os possíveis efeitos causados sobre as cotações do boi gordo. As variáveis utilizadas foram alteração da política cambial (*APC*) e eleição presidencial (*EPR*), ocorridos no período analisado; somente a variável *APC* se mostrou significativa e, portanto, foi inserida como uma variável de entrada.

Assim passou-se a ter três variáveis de entrada (*LDOL*, *CHU* e *APC*) sobre a variável de saída (*LBOI*).

Para a variável exógena (entrada) *LDOL*, a análise das correlações cruzadas revelou sua influência em *LBOI*, em que o principal impacto ocorreu em  $t-1$ , com valor do parâmetro de curto prazo ( $\omega_1$ ) igual a 0,34288, isso indica que variações na variável independente *LDOL* são transmitidas para variável dependente *LBOI* com defasagem de 1 mês. Essa transmissão não é total, pois 34,29% de *LDOL* são transmitidos para *LBOI* no curto prazo, sendo o principal e significativo impacto. Este resultado se deu em virtude de que os pecuaristas utilizam a cotação do dólar para manter constante o preço real do boi gordo, e os frigoríficos também utilizam esta mesma estratégia quando há uma queda na cotação do dólar. Este último fator associado ao número de fêmeas abatidas são as razões pelas quais a cotação do boi gordo em dezembro de 2005 foi a menor nos últimos 50 anos (PINATTI, 2006).

Para a variável exógena (entrada) *CHU*, a análise das correlações cruzadas revelou sua influência em *LBOI*, em que o principal impacto ocorreu em  $t-10$ , com valor do parâmetro  $\omega_{10}$  igual a 0,51250, isso indica que variações na variável independente *CHU* são transmitidas para variável dependente *LBOI* com defasagem de 10 meses, assim 51,25% da informação de *CHU* no momento  $t$  são incorporados a *LBOI* 10 meses depois. Essa transmissão não é total, porém bastante alta, sendo o principal e significativo impacto.

O modelo de função de transferência (Tabela 4) ficou definido como:

$$(1 - \varphi_5 B^5)(1 - B)LBOI_t = \omega_9 APC_{t-9} + \omega_1 (1 - B)LDOL_{t-1} + \omega_{10} (1 - B^{12})CHU_{t-10} + (1 - \theta_9 B^9)a_t$$

O resultado encontrado demonstra que a precipitação pluviométrica continua a interferir no preço do boi gordo, apesar do aumento dos confinamentos no país. O fato de a precipitação pluviométrica levar 10 meses para influenciar a cotação do boi gordo pode ser explicado por dois motivos, um deles é o ciclo intra-anual e o outro, as variações mensais<sup>8</sup> dos preços do boi gordo. Os agentes, conhecendo este comportamento nas variações mensais e também o comportamento das chuvas no ano anterior e conseqüentemente das pastagens (principal alimento dos bovinos), procuram antecipar as tendências de sentido das variações de preços ao seu favor.

A variável de intervenção *APC*, cujo valor do parâmetro ( $\omega_9$ ) foi de 0,10735, indica que a alteração da política cambial em janeiro de 1999 teve um efeito em 9 meses (depois) sobre a cotação do preço do boi gordo. A análise de correlação cruzada entre as variáveis *LBOI* e *APC* mostrou que o principal e significativo impacto ocorreu em  $b=9$ , ou seja, a alteração da política cambial alterou em 10,74% (9 meses depois da ocorrência do evento) a cotação do preço do boi gordo. Esse período entre o evento e o maior impacto pode ser relacionado com o ciclo intra-anual da cadeia produtiva, que acabou por postergar o efeito para um momento mais adiante.

O modelo de ruído que melhor se ajustou à função de transferência foi com um termo auto-regressivo de ordem 5 ( $\varphi_1 = -0,30521$ ) e um termo de médias móveis de ordem 9 ( $\theta_9 = -0,25663$ ).

O parâmetro de médias móveis indica um ajuste de 25,66%, de erros dessa variável em relação

a ela própria no período  $t$ , tendo como base o valor passado com uma defasagem de 9 meses. O parâmetro auto-regressivo indica que 30,52% do valor de *LBOI* no período  $(t-5)$  transmite-se ao valor dessa mesma variável no período  $t$  (Tabela 4).

A presença de um modelo de ruído se deve ao fato de que alguma variável exógena (de entrada), importante para a explicação da variável endógena (de saída), está sendo omitida na construção da função de transferência, ou seja, o modelo de ruído incorpora todos os demais aspectos relevantes para a explicação da variável de saída, mas que, por algum motivo, deixaram de ser inseridos na elaboração da função de transferência (MARGARIDO et al., 1996).

A variável que poderia ser adicionada na função de transferência é o número de fêmeas abatidas mensalmente (é um dos fatores determinantes no ciclo plurianual) que, segundo Pinatti (2006), influencia a cotação do preço do boi gordo. Futuros estudos podem incluir esta variável, para verificar se esta hipótese é verdadeira. Neste trabalho esta variável (número de fêmeas abatidas) não foi incluída no modelo, pois não se dispõe até o momento de uma série longa que torne a análise viável, como é o caso das demais analisadas neste artigo.

Os resultados obtidos neste estudo são condizentes com aqueles obtidos no trabalho realizado por Margarido et al. (1996) que concluíram que o preço do boi gordo é influenciado pela cotação do dólar paralelo e pelo índice pluviométrico, para o período de janeiro de 1984 a maio de 1992.

Para o dólar, Margarido et al. (1996) concluíram que os ajustes de longo prazo são mais significativos que os de curto prazo (106,1% e 39,3%, respectivamente), neste estudo somente os efeitos de curto prazo foram significativos com 34,3%, isso demonstra que os efeitos de longo prazo deixaram de ser importantes, assim o mercado se apresenta mais dinâmico, eliminando os efeitos do dólar mais rapidamente. Para a precipitação pluviométrica, Margarido et al. (1996) obtiveram um efeito de 41,1% com defasagem de 5 meses sobre a cotação do boi gordo; neste trabalho obteve-se um efeito de 51,3% com defasagem de 10 meses, assim o efeito continuou

<sup>8</sup>No mercado do boi gordo, um agente da cadeia (produtor) procura majorar o preço e outro (frigorífico) procura diminuir o preço. Mês a mês há uma variação no preço do boi gordo, porém essa alteração é pequena, pois nenhum dos agentes permite uma alteração acentuada. Entretanto, com o decorrer dos meses essa variação passa a ser maior e significativa.

**Tabela 4** - Estimativas dos Parâmetros do Modelo de Função de Transferência - Índice de Precipitação Pluviométrico e Dólar Comercial sobre a Cotação do Boi Gordo, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste
APC	Jan.1999	$\omega_9$	0,10735 (0,02382) <sup>2</sup>	4,51 <sup>1</sup>
CHU		$\omega_{10}$	0,51250 (0,25459) <sup>2</sup>	2,01 <sup>1</sup>
LDOL		$\omega_1$	0,34288 (0,04701) <sup>2</sup>	7,29 <sup>1</sup>
Modelo de ruído		$\theta_9$	-0,25663 (0,11105) <sup>2</sup>	-2,31 <sup>1</sup>
		$\varphi_5$	-0,30521 (0,10554) <sup>2</sup>	-2,89 <sup>1</sup>

<sup>1</sup>Nível de significância utilizado=5%.

<sup>2</sup>Erro padrão da estimativa.

Fonte: Dados da pesquisa.

a ser sazonal, porém passou de semestral para anual, ou seja, o efeito que se dava de uma estação para outra (chuvas e seca, conseqüentemente safra e entressafra) passou a ocorrer de um ciclo anual para o próximo ciclo anual.

#### 4 - CONCLUSÕES

Pelas análises realizadas neste trabalho, observa-se que a cotação do preço do boi gordo recebido pelo produtor no Estado de São Paulo é influenciada pela cotação do dólar comercial e pelo índice de precipitação pluviométrico (das principais regiões produtoras), para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, na era pós-Real.

Os efeitos do dólar e da precipitação pluviométrica continuam a ser importantes, porém as características destes efeitos mudam com a evolução da pecuária e da economia nacional.

Para a cotação do dólar comercial, 34,29% de suas variações são transmitidas para a cotação do preço do boi gordo, ou seja, a relação entre estas duas variáveis é inelástica. Essa transmissão não é instantânea, ocorrendo com defasagem temporal de 1 mês.

Para o índice de precipitação pluviométrico, 51,25% das variações são transmitidos para a cotação do preço do boi gordo, ou seja, a relação entre estas duas variáveis é inelástica. Essa transmissão não é

instantânea, ocorrendo com defasagem temporal de 10 meses.

Para a variável de intervenção referente à alteração da política cambial, ocorrida em janeiro de 1999, constatou-se que este evento influenciou em 10,74% a cotação do preço do boi gordo, o impacto não é instantâneo, ocorrendo com defasagem temporal de 9 meses, o ciclo intra-anual da cadeia produtiva postergou o efeito para um momento mais adiante.

Futuros estudos podem ser feitos, incluindo o número de fêmeas abatidas (que é um fator determinante no ciclo plurianual), juntamente com a cotação do dólar e o índice pluviométrico como variável de entrada, para verificar se a sua inclusão proporcionaria um modelo mais adequado ou não.

Apesar do aumento considerável dos animais confinados e da melhoria da produtividade dos rebanhos (ainda que em pequena intensidade), a sazonalidade ainda não está totalmente eliminada, porém está em um patamar bem menor que na década passada. Para uma redução da sazonalidade da produção a patamares minimizados, os fatores citados devem ser maximizados, principalmente a produtividade do rebanho.

O aumento da produtividade somente é possível com adoção de tecnologias com investimentos em sanidade, nutrição (principalmente com melhoria e manejo de pastagens), reprodução, manejo racional, melhoramento genético e gerenciamento.

## LITERATURA CITADA

ANUÁRIO DA PECUÁRIA BRASILEIRA - ANUALPEC. São Paulo: Agra FNP Pesquisas Ltda, 2007.

ANUÁRIO DE INFORMAÇÕES ESTATÍSTICA DA AGRICULTURA - Anuário IEA 1995-2005. São Paulo: IEA, 1996-2006. (Ser. inf. est. agric.).

BACCHI, M. R. P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. 1994. 173 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

\_\_\_\_\_. Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu/PR. **Anais...**, Brasília: SOBER, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Séries temporais: taxa de câmbio - dólar americano (venda) - média de período - mensal - u.m.c./US\$**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acesso em: 15 jan. 2007.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976. 375 p.

CENTRO INTEGRADO DE INFORMAÇÕES AGROMETEOROLÓGICAS - CIIAGRO. **Ciiagro On-line: resenha agrometeorológica**. Disponível em: <<http://ciiagro.iac.sp.gov.br/ciiagroonline>>. Acesso em: 15 jan. 2007.

HASEGAWA, M. M. **O mercado de reposição da pecuária bovina de corte no estado de São Paulo**. 1995. 142 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

HAUGH, L. D.; BOX, G. E. P. Identification of dynamic re-

gression (distributed lag) models connecting two time series. **J. American Statistical Association**, Washington, v. 72, n. 357, p. 121-130, mar. 1977.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **Valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo - 2007**. Disponível em: <[www.iea.sp.gov.br](http://www.iea.sp.gov.br)>. Acesso em: 25 mar. 2008.

KASSOUF, A. L. **Previsão de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo**. 1988. 102 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

MARGARIDO, M. A. et al. Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 2, p. 255-278, abr./jun. 1996.

PINATTI, E. **Carne bovina: queda de preços não chega ao varejo em 2005**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=4538>>. Acesso em: 15 jan. 2007.

PINO, F. A.; ROCHA, M. B. Transmissão de Preços de soja no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, out./dez. 1994.

STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM - SAS. **SAS Institute**, 8.02 version. 2001.

SACHS, R. C. C.; MARTINS, S. S. Análise do comportamento dos preços do boi gordo e do bezerro na pecuária de corte paulista no período de 1995 a 2006: uma aplicação do modelo VAR. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v. 54, n. 1, p. 75-85, jan./jun. 2007.

TSUNECHIRO, A. et al. Valor da produção agropecuária no estado de São Paulo em 2007: estimativa preliminar. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 37, n. 10, p. 60-70, out. 2007.

---

Recebido em 15/01/2008. Liberado para publicação em 01/04/2008.