

Análise dos impactos das cotações do dólar paralelo e do índice pluviométrico sobre os preços do boi gordo no estado de São Paulo*

Mario Antonio Margarido**

Heitor T. Kato***

Carlos Roberto Ferreira Bueno****

Edison Cambon Junior*****

Sumário: 1. Introdução; 2. Aspectos gerais relativos ao mercado de bovinos; 3. Objetivos; 4. Metodologia; 5. Análise dos resultados; 6. Conclusões.

Palavras-chave: função de transferência; modelos Arima; análise de intervenção; pecuária de corte; dólar paralelo; índice pluviométrico.

Este trabalho analisa a influência das cotações do dólar no mercado paralelo e do índice pluviométrico das principais regiões bovinocultoras paulistas sobre os preços recebidos pelos produtores de boi gordo para o período de janeiro de 1984 a maio de 1994. Para atingir tal objetivo, utilizou-se a metodologia de modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (Arima) e de função de transferência, desenvolvida por Box e Jenkins (1976). Os resultados obtidos indicam que variações do dólar paralelo são transmitidas parcialmente ao preço da arroba do boi gordo com um mês de defasagem. No longo prazo, essa transmissão é mais que proporcional, conferindo-lhe um caráter elástico. Efeitos de variações da precipitação pluviométrica são transferidos parcialmente ao preço da arroba, com defasagem temporal de cinco meses.

This article analyzes the influence of black market dollar quotations and of the pluviometric index in main cattle production areas in the state of São Paulo the prices received by cattlemen for fat steer in the period between January 1984 and May 1994. The authors adopted the method of auto-regressive integrated moving average models (Arima) and of the transfer function, developed by Box & Jenkins (1976). The results showed that variations in the black market dollar quotations are partially transmitted to the fat steer prices with a one month lag. In the long run, this transmission is more than proportional. Effects of variations in the pluviometric index are partially transferred to the fat steer prices, with a five month lag.

1. Introdução

O mercado de produtos agrícolas geralmente apresenta maior grau de sensibilidade no que se refere a flutuações nos níveis de preços, quando comparado com o mercado de bens industriais, tendo como principais características elevado grau de instabilidade e maior amplitude na variação dos preços de seus produtos. De acordo com Barros e Martines Filho (1987), a contínua oscilação de preços dos produtos de origem agrícola está diretamente relacionada com a incidência de choques nesse mercado. No caso do mercado de bens indus-

* Artigo recebido em abr. e aprovado em ago. 1995.

** Mestre em economia; pesquisador científico do Instituto de Economia Agrícola, São Paulo.

*** Mestre em administração; bolsista do CNPq.

**** Médico veterinário; assistente técnico de apoio à pesquisa científica do Instituto de Economia Agrícola, São Paulo.

***** Engenheiro agrônomo; assistente técnico de apoio à pesquisa científica do Instituto de Economia Agrícola, São Paulo.

triais, verifica-se que esses choques ocorrem principalmente em função de problemas pelo lado da demanda, enquanto no mercado de produtos agrícolas a situação é bem mais complexa, uma vez que esses choques podem ocorrer tanto pelo lado da demanda, via redirecionamento dos instrumentos de política econômica (os quais têm impacto direto sobre o nível de renda, os hábitos de consumo etc.), como pelo lado da oferta, através de manifestações de caráter exógeno, como modificações nas condições climáticas (excesso de chuva, estiagem, geadas etc.), surgimento de doenças, ataques de pragas etc.

Particularmente no caso do Brasil, outro fator importante que deve ser levado em consideração sobre o comportamento dos preços agrícolas foi a implementação de uma série de pacotes econômicos de cunho heterodoxo, a partir do Plano Cruzado em 1986. Esses planos tiveram expressivo impacto sobre todo o conjunto da economia, gerando não somente distorções nos preços relativos de diversos mercados, como também modificações no comportamento dos agentes econômicos. Não se pode perder de vista que produtos derivados da carne bovina têm considerável participação no que se refere ao custo de alimentação do trabalhador e, conseqüentemente, sobre o próprio patamar dos índices inflacionários.¹

2. Aspectos gerais relativos ao mercado de bovinos

A produção de carne oscila em função de suas próprias características, apresentando períodos de expansão e retração da oferta. Basicamente, existem dois fatores que condicionam esse comportamento, um de longo prazo, ou ciclo plurianual, e outro de curto prazo, denominado ciclo intra-anual, que capta os efeitos sazonais sobre o preço da carne na cadeia de comercialização.

De acordo com Wedekin (1988), o ciclo plurianual ou ciclo de longo prazo² é caracterizado pela variação dos preços das categorias boi gordo, garrote, bezerro e boi magro, num mesmo sentido, porém com intensidades diferentes, pois as três últimas categorias agregam expectativas relativas aos seus respectivos preços futuros.

Especificamente, em fases de preços decrescentes do boi gordo, os pecuaristas da atividade de cria são compelidos a enviar ao abate, inclusive, as próprias matrizes produtivas, por projetarem a tendência de queda nos preços dos animais de reposição. Esse descarte de fêmeas por parte dos produtores acentua ainda mais a queda dos preços no curto prazo. Contudo, seus reflexos no médio e longo prazos sobre toda a cadeia de comercialização conduzem a um período de escassez de oferta de animais para reposição, em função da redução no número de matrizes. Conseqüentemente, os preços tendem a se elevar, acirrando as expectativas de que o preço futuro se eleve cada vez mais. Dessa forma, tem início o período de retenção de matrizes, o qual, por sua vez, terá seu pico quando houver novamente um excesso de animais para o abate.

¹ Entre os diversos produtos que compõem a cesta de mercado relativa à cidade de São Paulo, a qual é levantada pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) e que tem como base a pesquisa de orçamentos familiares (POF-1981/82) da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da Universidade de São Paulo (Fipe/USP), os produtos de origem vegetal ocupam o primeiro lugar no total de despesas familiares com alimentação, tendo participação de 35,3%, enquanto os produtos de origem animal (carnes e derivados) representam somente 16,7%. No entanto, ao se desagregar por produto, a participação da carne bovina dentro das despesas familiares com alimentação eleva-se significativamente, passando a ocupar o primeiro lugar, com 11,7%, sendo seguida de perto pelo leite, com 11,3% (*Informações Econômicas*, 1994).

² Conforme Vieira e Farina (1987), no caso brasileiro esse ciclo varia de sete a oito anos, devido aos períodos reprodutivo e de crescimento dos bovinos.

Além da questão relacionada ao ciclo plurianual, outro fator que tem efeito considerável sobre a formação do preço do boi gordo são as condições climáticas. Dado que o sistema produtivo dominante no país é baseado em pastagens (pecuária extensiva), tem-se que variações climáticas, ou seja, períodos intercalados com chuva e estiagem, comprometem a qualidade e a disponibilidade do pasto, principal alimento do gado,³ trazendo, assim, reflexos sobre os preços da estrutura de comercialização do setor. No decorrer do inverno (maio/junho a setembro/outubro), a principal característica é a interrupção nos ganhos de peso dos animais de criação extensiva, em função do baixo rendimento, por unidade de área, na produção de plantas forrageiras, imprescindíveis na alimentação do gado. Os efeitos dessa sazonalidade climática sobre o ciclo produtivo são significativos, podendo, inclusive, ocasionar o atraso de um ano e meio no abate do boi gordo,⁴ na idade da primeira parição, na primeira cobertura, além de ocasionar baixos índices de fertilidade e de natalidade e de elevar a taxa de mortalidade, resultando no comprometimento da própria taxa de desfrute do rebanho.⁵

Apesar de prevalecer o modelo de criação extensiva de gado de corte, que se caracteriza por baixos índices de produtividade, é possível encontrar "ilhas" com elevado nível de tecnologia, comparável, inclusive, ao dos países desenvolvidos. Observaram-se nas últimas décadas, principalmente no território paulista, melhorias técnicas qualitativas, como: substituição das pastagens nativas por formação de forrageiras devidamente administradas; desenvolvimento e introdução de variedades de gramíneas mais resistentes do ponto de vista fitossanitário (por exemplo, a *Brachiaria*); utilização de animais geneticamente superiores e mais bem adaptados às nossas condições climáticas (como o nelore); uso do sistema de confinamento (*cattle freelot system*).⁶

Aparentemente, a saída mais natural para contornar os problemas provocados pelo fator climático seria a disseminação da prática de confinamento entre um número mais amplo de criadores de gado. No entanto, essa técnica esbarra em dois fatores que dificultam a opção por esse modelo de produção para a maioria dos pecuaristas. O primeiro fator consiste na própria estacionalidade que caracteriza o seu ciclo produtivo. Normalmente, verifica-se que é possível obter ganhos de peso nos animais em regime de campo, durante o período da estação das águas (verão), praticamente semelhantes aos resultados obtidos pelos animais engordados em confinamento, com rações balanceadas.⁷ A partir dessa constatação, pode-se inferir

³ Diante dessa constatação, surge a dificuldade, para o pecuarista, em conseguir adequar o número de animais nos pastos, pois uma quantidade de animais superior à ideal, em períodos de seca, ocasionaria uma redução de peso desses animais, devido à falta de alimento.

⁴ Com peso equivalente a 17 arrobas.

⁵ De acordo com Gomes et alii (1992), a taxa de desfrute avalia a produtividade de um rebanho, sendo representada pela equação:

$$D = \frac{A \pm \Delta RT}{RT} 100$$

onde:

D = taxa de desfrute;

A = número de animais abatidos no ano;

RT = rebanho total;

RT_{-1} = rebanho total no ano anterior;

$\Delta RT = (RT - RT_{-1})$ = variação do rebanho total.

⁶ Segundo Wedekin e Amaral (1991), no início da década de 80 estimava-se que o número de bovinos confinados no Brasil situava-se ao redor de 50 a 100 mil cabeças/ano, sendo que, no final do referido período, esses números evoluíram significativamente, chegando a 700 mil cabeças/ano.

⁷ Que garantam ganhos de 620 a 950g dia/cabeça.

que, economicamente, a prática da engorda em regime de pastoreio exclusivo é superior em relação ao sistema de confinamento, no período em que as pastagens estão em melhores condições, em termos tanto de qualidade quanto de rendimento, dado que o custo da carne produzida à base de pastagem adubada é inferior ao daquela proveniente de animais alimentados à base de rações balanceadas (Vieira & Farina, 1987). A partir dessa situação, percebe-se que a utilização do confinamento levando-se em conta somente os fatores climáticos torna-se quase inviável economicamente, pelo menos em metade do ano.

O segundo fator limitante à utilização da criação intensiva de gado depende das condições de mercado, ou seja, tendo em vista que esse sistema apresenta custos de implementação e manutenção elevados, é necessário que o preço da carne se mantenha em patamares consistentes, a fim de proporcionar uma taxa de retorno compatível com o investimento realizado.

Essa flutuação da quantidade de carne ofertada, decorrente de variações climáticas, contrasta com uma demanda praticamente constante ao longo do ano, resultando, dessa forma, em flutuações estacionais no preço do boi gordo. Sendo assim, uma vez que as condições climáticas interferem diretamente sobre a quantidade de alimento disponível para o gado, os abates tendem a concentrar-se em maio, período que antecede o inverno, pois é exatamente nessa estação que há maior comprometimento das pastagens. Já outubro registra normalmente o menor número de animais abatidos, em função do fato de que nesse período a redução das pastagens atinge seu ponto máximo. De acordo com Vieira e Farina (1987), o diferencial entre os abates efetivados em maio e os realizados em outubro, em média, chega a 76,4%. Ainda segundo esses autores, a soma de abates do quadrimestre (março a junho) corresponde a aproximadamente 35% acima do observado para os oito meses restantes.

A concentração dos abates em determinados meses do ano tem reflexos importantes sobre o nível de preços praticado no mercado como um todo. Essa sazonalidade de abates afeta o preço real, pois que existe forte correlação entre essas duas variáveis. O menor nível do preço real tende a ser verificado em maio, e o maior em novembro, ou seja, naquele período em que a oferta se eleva, os preços tendem a cair, tendo-se o inverso quando a quantidade ofertada diminui.⁸

Para ilustrar tal situação, utilizaram-se os índices sazonais do preço nominal da arroba do boi gordo, através da versão X-11 do método desenvolvido pelo U.S. Bureau of the Census (SAS Institute, 1988),⁹ conforme pode ser visualizado na figura 1.

⁸ Uma discussão mais detalhada sobre a questão do número de abates, o abastecimento do mercado e suas consequências sobre o nível de preços pode ser encontrada em Vieira e Farina (1987).

⁹ Essa metodologia possibilita a decomposição da série original em três componentes: sazonal, tendência-cíclica e aleatória, ou seja:

$$O = S \times C \times I$$

onde:

O é a série original;

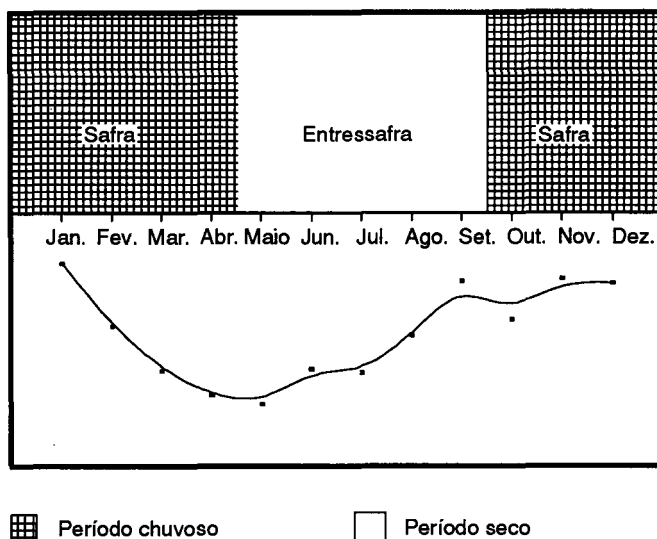
S é a componente sazonal;

C é a componente de ciclos e tendência;

I é a componente irregular, residual ou aleatória.

Segundo Ferreira et alii (1994), esse "método é baseado no cálculo de médias aritméticas móveis centradas para a estimativa da componente tendência e na divisão da série original pela estimativa da tendência para a obtenção dos índices sazonais, porém o processo dá-se em diversas fases, de forma iterativa, nas quais os filtros lineares simétricos são utilizados no alisamento da série original".

Figura 1
Índice estacional do preço da arroba do boi gordo
(estado de São Paulo, 1984-92)



Outro aspecto importante relativo à formação do preço do boi gordo está ligado ao fato de que o boi gordo tornou-se um ativo dolarizado, principalmente a partir dos anos 80. De modo geral, a economia brasileira apresentou um quadro econômico extremamente instável, em decorrência do acirramento do processo inflacionário nesse período. Normalmente, dentro de um contexto permeado de incertezas, com elevadas taxas de inflação, os agentes econômicos procuram defender seu respectivo nível de renda, ou seja, tendem a se livrar da moeda nacional e a procurar alternativas fora do mercado monetário, migrando para o mercado de ativos reais, como imóveis, bens de consumo duráveis, moedas estrangeiras etc. No caso do mercado de boi gordo, esse fenômeno ficou bem caracterizado, pois a saída encontrada foi atrelar seu preço à cotação do dólar no paralelo, de maneira a tentar preservar seu preço real nessa conjuntura inflacionária.

3. Objetivos

O principal objetivo deste estudo é estabelecer os graus de influência das alterações nas cotações do dólar no mercado paralelo e das variações dos índices pluviométricos das principais regiões bovinocultoras de corte paulistas sobre os preços recebidos pelos produtores de boi gordo. Além disso, o trabalho procura quantificar essa relação através do cálculo de sua elasticidade de transmissão de preços.¹⁰ Pretende-se, também, verificar possíveis inter-

¹⁰ Segundo Barros e Burnquist (1987), a definição de elasticidade de transmissão de preços "refere-se à variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação relativa no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial num deles".

ferências dos diversos pacotes econômicos heterodoxos, implementados a partir de março de 1986, sobre o comportamento dos preços no mercado de boi gordo e do dólar paralelo.

4. Metodologia

Os dados

O material utilizado nesse estudo consistiu basicamente em três séries temporais, que têm início em janeiro de 1984 e estendem-se até maio de 1994. A primeira delas é a série de dados mensais do preço médio nominal recebido pelo produtor de boi gordo no estado de São Paulo, a qual foi obtida em Santiago (1990) para o período de janeiro de 1984 até dezembro de 1988. O restante da série, abrangendo o intervalo de janeiro de 1989 até dezembro de 1992, foi extraído dos *Anuários de Informações Estatísticas da Agricultura* (1990-93). Para complementar a série relativa a essa variável, recorreu-se à revista *Informações Econômicas* (vários números) do Instituto de Economia Agrícola (IEA). A segunda série de tempo é composta pela cotação do dólar no mercado paralelo, para o período de janeiro de 1984 até março de 1993, cuja fonte básica foi a revista *Análise — Banco de Dados* (1993). As demais cotações da série até maio de 1994 foram obtidas junto ao jornal *Folha de S. Paulo*. Finalmente, a terceira série é a média do índice pluviométrico das regiões de Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente,¹¹ para o intervalo de janeiro de 1984 até dezembro de 1991, sendo sua fonte original o Departamento de Águas e Energia Elétrica do estado de São Paulo (Dae, 1993). A complementação dessa última série de tempo foi coletada diretamente junto ao Dae.

Como no decorrer do período analisado houve diversas modificações na nomenclatura da moeda corrente do país, foi necessário ajustar numa mesma unidade tanto a série de preços do boi gordo quanto a do dólar paralelo. A unidade escolhida foi o cruzeiro (Cr\$), anterior ao Plano Cruzado. Sendo assim, as observações relativas a essas duas variáveis no período de março de 1986 a dezembro de 1988 foram multiplicadas por mil, as compreendidas entre janeiro de 1989 até julho de 1993 por 1 milhão, e as de agosto de 1993 a maio de 1994 por 1 bilhão.

A razão de se utilizar os dados de preço do boi gordo e da cotação do dólar paralelo na sua forma nominal, ao invés da real, está diretamente relacionada à metodologia empregada neste trabalho, pois o uso de algum tipo de deflator pode contaminar as séries, ao inserir elementos estranhos à série original e, conseqüentemente, levar à identificação de modelos deturpados. Em outras palavras, questões relativas à deflação de preços e qual deflator a ser utilizado devem ser analisadas cuidadosamente, pois esse procedimento possivelmente interferiria nos resultados e, portanto, na própria análise.¹² A possibilidade de se trabalhar perfeitamente com as séries de tempo nominais foi devidamente demonstrada no trabalho de Pino e Rocha (1994):

¹¹ A utilização da média aritmética simples dessas três regiões, e não do estado de São Paulo como um todo, deve-se ao fato de que essas são as principais produtoras de gado de corte; sendo assim, espera-se que a variação da precipitação pluviométrica dessas três regiões tenha maior peso sobre a formação do preço do boi gordo do que a utilização dos índices de chuva para o estado.

¹² Deve ficar claro que a metodologia envolvendo modelos Arima e função de transferência permite que se trabalhe com as séries temporais tanto em termos nominais quanto em valores reais. No entanto, caso a opção seja de se utilizar variáveis deflacionadas (isto é, em termos reais), é necessário conhecer a metodologia desse deflator, a fim de se evitar a introdução de elementos estranhos à série de tempo.

“Sendo z_t a série original não-deflacionada e d_t um deflator apropriado tal que:

$$y_t = z_t / d_t$$

Então,

$$\begin{aligned} Y_t &= \log \frac{y_t}{y_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t / d_t}{z_{t-1} / d_{t-1}} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} \end{aligned}$$

Por outro lado, é usual ajustar o modelo à série centrada ao redor da média quando se toma uma diferença de ordem 1: $Y_t - \bar{Y}$. Neste caso,

$$\begin{aligned} \bar{Y} &= \frac{1}{n} \sum_i Y_i \\ &= \frac{1}{n} \sum_i \left(\log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \right) \\ &= \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \end{aligned}$$

Porém, se a taxa de inflação for semelhante de mês a mês no período considerado, então,

$$\frac{d_t}{d_{t-1}} \approx k$$

qualquer que seja t , isto é, essa relação é aproximadamente constante. Logo,

$$\begin{aligned} \log \frac{y_t}{y_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{y_{i-1}} &= Y_t - \bar{Y} \\ &= \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \log \frac{d_t}{d_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} + \frac{1}{n} \sum \log \frac{d_i}{d_{i-1}} \\ &\approx \log \frac{z_t}{z_{t-1}} - \frac{1}{n} \sum \log \frac{z_i}{z_{i-1}} \end{aligned}$$

Portanto, da forma como as séries foram transformadas, o modelo com a série deflacionada é aproximadamente equivalente ao modelo com a série sem deflação.”

Quanto à série correspondente à variável precipitação pluviométrica, inicialmente calculou-se a média aritmética simples das três regiões. Após o cálculo da média, outra transformação necessária foi a mudança da unidade original, que estava em milímetros (mm) e foi

alterada para decâmetro (dam). A justificativa para esse procedimento está relacionada com o fato de que poderia haver problemas dessa variável em relação às outras duas, por estar em um nível diferente das demais.¹³ Especificamente no caso deste estudo, houve necessidade de que as variáveis preço do boi gordo e cotação do dólar paralelo fossem trabalhadas na forma logarítmica; conseqüentemente, os valores dessas duas variáveis tornaram-se muito pequenos, enquanto a variável chuva não necessitou ser logaritmizada, ou seja, bastou utilizá-la no seu formato original. Portanto, os valores da variável chuva em milímetros (mm) proporcionaram valores excessivamente grandes em relação àqueles das variáveis que se encontravam na forma logarítmica. Sendo assim, para contornar esse problema, optou-se por modificar a unidade utilizada para decâmetro (dividiu-se o valor de cada observação relativa ao índice pluviométrico por 10 mil).

Visando captar os possíveis efeitos provocados por eventos exógenos, no caso os pacotes econômicos estabelecidos no período de 1986 a 1990, sobre os preços do boi gordo e da cotação do dólar paralelo, foram introduzidas variáveis binárias do tipo *dummy*. As *dummies* assumem valor igual a 1 no instante da ocorrência do evento, e valor zero fora da ocorrência do evento.

O programa estatístico utilizado neste trabalho foi o *Statistical Analysis Software (SAS)* (versão 6.03, edição 1988).

Modelos econométricos

Função de transferência

A metodologia de análise empregada neste estudo será a do tratamento das variáveis através do método de Box e Jenkins (1976) para séries temporais, cuja idéia central é a de que uma série temporal pode ser parcialmente explicada por si mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis).

Primeiramente, trata-se a série original para torná-la estacionária, pois é condição necessária para garantir a inversibilidade do processo, ou seja, para que os valores projetados possam ser transformados em sua base original.

Passa-se, a seguir, à fase de identificação do processo gerador da série temporal. Em função das suas autocorrelações regular (ACF) e parcial (PACF), procura-se identificar se o processo é auto-regressivo e/ou de médias móveis, e de qual(ais) ordem(ns).

Após construir o(s) filtro(s) e submeter a série a este(s) filtro(s), parte-se para a análise dos resíduos, para a verificação da efetividade da filtragem. A hipótese subjacente é que a filtragem resultará num resíduo denominado ruído branco (*white noise*), que se caracteriza por ser aleatório e com distribuição normal.

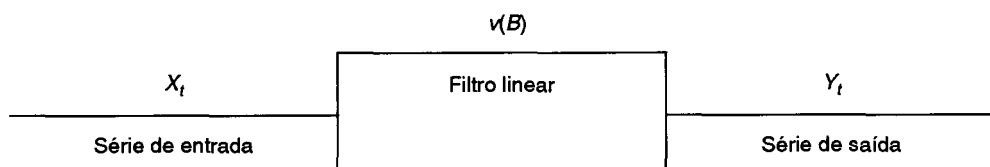
Este estudo será iniciado pela análise univariada das variáveis acima delineadas. Segundo Vandaele (1983), a fim de se compreender o que seja o modelo de função de transferência, é necessário que se recorra à literatura econométrica que trata do modelo com defasagens dis-

¹³ O principal problema que surge ao se trabalhar com variáveis em níveis diferentes (ou em escalas não-homôgeneas) é que, apesar do teste *t* ser significativo, o valor correspondente ao(s) parâmetro(s) da respectiva variável pode tornar-se muito reduzido, dando a falsa impressão de que ela não é importante na formação do modelo que está sendo estudado, quando na verdade ocorre o contrário.

tribuídas. Esse modelo geralmente é representado pelo nível da variável dependente Y_t como sendo função direta do número de valores passados da variável independente X_t . Em outras palavras, o conceito de função de transferência implica que variações nas variáveis independentes são transmitidas para a variável dependente.

O modelo de função de transferência simplificado envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída (Y_t) é o resultado da passagem da série de entrada (X_t) através de um filtro linear ($v(B)$), como se vê no esquema da figura 2.

Figura 2
Esquema do modelo da função de transferência



A série de saída (Y_t) pode ser representada como uma soma ponderada das observações passadas da série de entrada (X_t):

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \dots$$

Uma maneira resumida para escrever a série de entrada seria:

$$Y_t = v(B) X_t$$

onde o termo $v(B)$ representa a função de transferência do filtro, ou seja, $v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 - \dots$, onde os pesos v_0, v_1, v_2, \dots são chamados de função-resposta de impulso.

De acordo com Helmer e Johanson (1977), para se “encontrar o melhor modelo de $v(B)$, a técnica de função de transferência utiliza o fato de que qualquer distúrbio na defasagem polinomial pode ser aproximado como uma relação de dois polinômios de pequena ordem”. Portanto, a forma geral da função de transferência também pode ser expressa da seguinte maneira:

$$V(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{\omega_c - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r}$$

onde $\omega(B)$ é um operador polinomial de ordem s -ésima e $\delta(B)$ é um operador polinomial de ordem r -ésima.

Para que o filtro linear seja estável, é necessário que $v(B)$ convirja para $|B| \leq 1$. Isto quer dizer que mudanças finitas na série de entrada levam a mudanças finitas na série de saída.

Segundo Pino (1980), eventualmente “o efeito de uma mudança na série de entrada não se manifesta imediatamente sobre a série de saída, mas, após b instantes de tempo:

$$Y_t = v(B)X_{t-b}$$

O modelo pode contar, ainda, com o ruído independente de X_t :

$$Y_t = v(B)X_{t-b} + n_t$$

Esse ruído não é, em geral, branco, mas pode, por sua vez, ser representado por um modelo Arima". A suposição crucial feita no modelo de função de transferência é a de que X_t e n_t são independentes, de maneira que X passados influenciem futuros Y , mas não vice-versa (ou seja, sem *feedback*).¹⁴ Portanto, o modelo de função de transferência completo assume a seguinte forma:

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

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 pode ser ampliado a fim de incorporar não somente uma, mas diversas variáveis exógenas. Logo, seu formato geral é:

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

Identificar uma função de transferência significa analisar a estrutura dinâmica que envolve o relacionamento entre duas variáveis temporais, isto é, encontrar r , que seria o fator de "arrasto" da influência de X sobre Y , a partir de b (defasagem máxima de Y em relação a X); b é denominado *delay*, ou seja, impacto inicial da série 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).

Sendo assim, o modelo de função de transferência é, na verdade, um modelo de regressão, onde o termo erro está representado por um modelo Arima, $\theta(B)$ representa os termos de médias móveis, e $\phi(B)$ os termos auto-regressivos.¹⁵ 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, então, como uma operação em três passos: identificação, estimação e verificação.

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 o método elaborado por Box e Jenkins (1976), que privilegia o filtro da série de entrada no modelo. Filtram-se ambas as séries utilizando o modelo Arima da

¹⁴ Mais detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em Mills (1990).

¹⁵ 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 .

série de entrada, ou seja, neste caso o filtro (usado no pré-branqueamento) da variável de saída é o mesmo filtro da variável de entrada.

O segundo método, utilizado neste artigo, é o preconizado por Haugh e Box (1977), e tem como ponto de partida os Arimas construídos anteriormente e com a hipótese de que existe causalidade entre a série de entrada (cotação do dólar no mercado paralelo e índice de precipitação pluviométrica) e a série de saída (preços do boi gordo). Esse método considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, quanto pelo comportamento passado da(s) variável(is) de entrada. 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. Portanto, essa metodologia consiste basicamente em utilizar o 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) da(s) série(s) de entrada.

Análise de intervenção

Geralmente, séries de tempo — e, mais particularmente, séries temporais relativas a variáveis econômicas — podem ser afetadas por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, redirecionamento de instrumentos de política econômica etc. Assim, esses eventos exógenos não podem ser desconsiderados quando se estuda a relação estrutural entre as variáveis, pois corre-se o risco de se estimar modelos deturpados e, conseqüentemente, reduzir o seu poder de previsão.

Segundo Mills (1990), “eventos desse tipo, cujo *timing* é conhecido, têm sido denominados intervenções, por Box e Tiao (1975), e eles podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou *dummy*)”. Entretanto, nem sempre o exato momento da ocorrência de fatores exógenos pode ser estabelecido *a priori*. Este fato tem como resultado modelos estruturais “desbalanceados”, pois esses eventos podem amplificar as respectivas variâncias desses modelos. A denominação que se dá ao surgimento de observações discrepantes no interior de séries temporais é *outliers*. Entre os vários efeitos provocados por *outliers* sobre séries temporais, destacam-se a mudança no seu nível, que pode ser abrupta ou suave, e até mesmo alterações na trajetória de sua tendência.

Quando se fala em análise de intervenção, duas são as suas estruturas básicas: *pulse* (P_t^T) e *step* (S_t^T).¹⁶ A intervenção do tipo *pulse* corresponde a uma variável *dummy*, que assume valor 1 no momento da ocorrência do evento, e zero fora desse momento, ou seja, $I_t = P_t^T$, onde $P_t^T = 1$, para $t = T$, e $P_t^T = 0$, para $t \neq T$. A variável de intervenção do tipo *step* possui valor igual a zero antes da ocorrência do evento e posteriormente a ele tem valor igual a 1. Sua representação matemática fica assim caracterizada: $I_t = S_t^T$, onde $S_t^T = 0$, para $t < T$, e $S_t^T = 1$, para $t \geq T$.

A combinação envolvendo modelos de intervenção com o modelo de função de transferência pode ser representada da seguinte forma:

¹⁶ Quanto à notação utilizada, deve ficar claro ao leitor que t representa o tempo, e T reflete o exato momento de introdução da *dummy* na série de tempo.

$$Y_t = \psi(B)I_t^T + \frac{\omega(B)}{\delta(B)(1-B)^{d'}} x_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)(1-B)^{d''}} a_t$$

sendo que:

$$x_t = (1-B)^d X_t$$

onde

$$y_t = \nabla^{d'} Y_t$$

e

$$x_t = \nabla^d X_t$$

são respectivamente o grau de diferenciação consecutiva da variável endógena Y_t , que é representada por d' , e o grau de diferenciação da variável exógena X_t é d .¹⁷

O tipo de modelo de intervenção a ser adotado é determinado por:

$$\psi(B)I_t^T$$

O procedimento para combinar análise de intervenção com modelo de função de transferência segue o seguinte roteiro: inicialmente, deve-se identificar e estimar 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.

5. Análise dos resultados

O primeiro passo consistiu na análise gráfica para as séries de cada uma das três variáveis: preço médio nominal recebido pelo produtor de boi gordo no estado de São Paulo, BOG; índice de precipitação pluviométrica (média aritmética simples das divisões regionais agrícolas de Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente), CHU; cotação do dólar no mercado paralelo no último dia do mês, DOP. Tanto a série relativa ao preço do boi gordo (BOG) quanto a do dólar paralelo (DOP) apresentaram tendência "explosiva", exigindo, assim, a transformação de ambas para a forma logarítmica (LBOG e LDOP). Por ter ainda persistido alguma tendência, foi necessário proceder a uma primeira diferença dos logaritmos para as duas séries, a fim de eliminar essa tendência e, conseqüentemente, tornar as séries estacionárias (LBOG(1) e LDOP(1)).

Quanto à série de índices pluviométricos (CHU), bastou fazer uma diferença sazonal de ordem 12 (CHU(12)) para torná-la devidamente estacionária.

¹⁷ Deve-se chamar a atenção para o fato de que d' e d não necessariamente precisam ser da mesma ordem.

Modelos univariados

Uma vez estacionária cada série individual, o próximo passo foi analisar seus respectivos correlogramas.¹⁸ Esse procedimento visa identificar para cada variável seus respectivos modelos Arima mais adequados.

No caso da variável LBOG, o modelo Arima que melhor se ajustou foi um auto-regressivo de ordem 1, com uma diferença centrada em relação à sua média (tabela 1), ou seja:

$$(1 - \phi_1 B)(1 - B) \text{LBOG}_t = a_t$$

O parâmetro auto-regressivo de ordem 1 ($\phi_1 = 0,38554$) indica que 38,55% do valor de LBOG no período $t - 1$ transmite-se ao valor dessa mesma variável no período t (tabela 1).

Tabela 1
Estimativas dos parâmetros do modelo univariado
Preço médio nominal recebido pelo produtor de boi gordo
(estado de São Paulo, jan. 1984 a maio 1994)

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Teste t
LBOG	(1,1,0)	ϕ_1	0,38554 (0,08325) ¹	4,63 ²

Fonte: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

¹ Erro padrão da estimativa.

² Significativo no nível de 5%.

Para a variável CHU, o modelo Arima que melhor se adequou foi um com dois termos auto-regressivos, na forma aditiva, de ordem 4 e 11 respectivamente, dois termos de médias móveis, multiplicativos, de ordem 2 e 12, além de uma diferença sazonal de ordem 12 (tabela 2), ou seja:

$$(1 - \phi_4 B^4 - \phi_{11} B^{11})(1 - B^{12}) \text{CHU}_t = (1 - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_{12} B^{12}) a_t$$

O parâmetro de médias móveis de ordem 2 ($\theta_2 = 0,26400$) indica que ocorre um ajuste de erros dessa variável em relação a ela própria no período t , tendo como base seu valor passado com defasagem de dois meses, isto é em $t - 2$, sendo que a magnitude desse acerto é de 26,40%. Provavelmente, a existência desse parâmetro está relacionada ao fato de que a distribuição de chuvas no decorrer dos três meses que compõem cada uma das quatro estações do ano (primavera, verão, outono e inverno) não é homogênea. Sendo assim, esse parâmetro procura ajustar o volume médio de chuvas que ocorre dentro de cada estação do ano.

Quanto ao parâmetro sazonal de médias móveis de ordem 12 ($\Theta_{12} = 0,83411$), ele reflete as condições de que a cada período de 12 meses há um acerto de erros dessa variável no momento t , relativamente ao passado dela mesma em $t - 12$, com valor igual a 83,41%. Pode-se

¹⁸ Neste ponto torna-se necessário destacar que a função de autocorrelação (ACF) indica o tipo de processo, enquanto a função de autocorrelação parcial (PACF) determina qual a ordem desse processo no caso de modelos auto-regressivos. Quando se trata de modelos de médias móveis, tem-se o inverso.

afirmar que esse parâmetro incorpora os ajustes no volume médio de chuva no decorrer de um ano. Observa-se, também, que sua influência é extremamente significativa, pois existe forte sazonalidade do índice pluviométrico, uma vez que a maior parte do volume de chuvas no transcorrer de um ano concentra-se num curto período de tempo (aproximadamente três meses).

Em relação aos parâmetros auto-regressivos, tem-se que o parâmetro de ordem 4 ($\phi_4 = 0,19176$) revela que 19,17% da informação da variável quantidade de chuva em $t - 4$ tendem a incorporar-se no período atual, isto é, em t . A presença desse parâmetro, ao que tudo indica, está relacionada a certa regularidade intrínseca do regime de chuvas, ou seja, possíveis desequilíbrios na quantidade média de chuvas em uma estação do ano seriam transferidos em cerca de 19,17% no intervalo de tempo $t + 4$ em relação a t .

Esse parâmetro indica que parcela da quantidade total de chuvas que deveria efetivamente ocorrer dentro de uma determinada estação do ano é transferida para o primeiro mês da estação subsequente, isto é, o regime pluviométrico do mês inicial de uma nova estação é influenciado pelo índice de chuvas da estação precedente em torno de 19,17%. O parâmetro auto-regressivo de ordem 11 ($\phi_{11} = 0,26480$) significa que 26,48% da informação da variável índice pluviométrico, relativamente a 11 meses anteriores (isto é, em $t - 11$), são incorporados ao valor dessa mesma variável no momento t (tabela 2).

Tabela 2
Estimativas dos parâmetros do modelo univariado
Índice pluviométrico médio das regiões de Araçatuba,
São José do Rio Preto e Presidente Prudente — jan. 1984 a maio 1994

Série	Modelo Arima	Parâmetro	Estimativa	Teste t
CHU	(11,12,12)	θ_2	0,26400 (0,09773) ¹	2,70 ²
		ϕ_4	0,19176 (0,09596) ¹	2,00 ²
		ϕ_{11}	0,264801 (0,09413) ¹	2,81 ²
		θ_{12}	0,834111 (0,06055) ¹	13,78 ²

Fonte: Dados básicos do Departamento de Águas e Energia Elétrica (Daee).

¹ Erro padrão da estimativa.

² Significativo no nível de 5%.

No caso da variável LDOP, o modelo Arima mais ajustado exigiu a presença de dois parâmetros auto-regressivos no formato aditivo, sendo o primeiro de ordem 1 ($\phi_1 = 0,30168$) e o outro de ordem 2 ($\phi_2 = 0,43115$), além de um parâmetro de médias móveis de ordem 6 ($\theta_6 = 0,19045$), e uma diferença centrada em relação à sua média. Também foram testadas quatro variáveis de intervenção do tipo *dummies*, visando captar os possíveis efeitos sobre as cotações do dólar no mercado paralelo causados pelos quatro planos econômicos heterodoxos (Plano Cruzado, março de 1986; Plano Bresser, junho de 1987; Plano Verão, janeiro de 1989, e Plano Collor, março de 1990) colocados em prática no decorrer do período analisado. Desses quatro planos, somente o Plano Bresser (PB) e o Plano Collor (PC) mostraram-se significativos. Logo, o modelo Arima para a variável LDOP (tabela 3) ficou definido como:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)(1 - B)LDOP_t = \omega_0 PB_t + \omega_0 PC_t + (1 - \theta_6 B^6)a_t$$

Comparativamente à variável LBOG, a variável LDOP apresenta uma “memória” mais intensa, pois enquanto o parâmetro auto-regressivo de ordem 1 mostra que 30,17% do valor de LDOP no período $t - 1$ transfere-se ao seu próprio valor no momento t , a influência do parâmetro auto-regressivo de ordem 2 é mais expressiva, uma vez que 43,11% do valor de LDOP em $t - 2$ transmitem-se ao valor de LDOP no período t . À primeira vista, esse resultado parece ser consistente numa conjuntura econômica inflacionária, pois nessas situações os diversos agentes econômicos tendem a balizar suas ações no presente em função da inflação passada, ou seja, pode-se afirmar que eles se utilizam do modelo de expectativas adaptativas para atualizar seus respectivos preços, visando, dessa forma, defender seu nível de renda. Em outras palavras, ao incorporarem o modelo de expectativas adaptativas, os agentes econômicos tentam prever o futuro nível de preços embasados nos preços e/ou inflação observados nos períodos anteriores, ou seja, procuram extrapolar para o futuro os acontecimentos ocorridos no passado.¹⁹

Tabela 3
Estimativas dos parâmetros do modelo univariado
da cotação do dólar paralelo e do modelo de intervenção
(planos Bresser e Collor, jan. 1984 a maio 1994)

Série de entrada	Período	Parâmetro	Estimativa	Teste t
PB	Jun. 1987	ω_0	0,26301 (0,09311) ¹	2,82 ²
PC	Mar. 1990	ω_0	-0,25686 (0,09444) ¹	-2,72 ²
Modelo de ruído		ϕ_1	0,30168 (0,08712) ¹	3,46 ²
		ϕ_2	0,43115 (0,08504) ¹	5,07 ²
		θ_6	0,19045 (0,09748) ¹	1,95 ³

Fonte: Dados básicos da revista *Análise — Banco de Dados* (1993).

¹ Erro padrão da estimativa.

² Significativo no nível de 5%.

³ Significativo no nível de 10%.

¹⁹ Matematicamente, o modelo de expectativas adaptativas pode ser formulado da seguinte forma: $\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)$. Onde $0 < \lambda < 1$, e π_t^e representa a taxa de inflação esperada para o período t , a qual foi projetada a partir da inflação do período $t - 1$. Isto significa que a expectativa de inflação esperada para o ano t (π_t^e) é igual à inflação esperada em π_{t-1}^e , mais um termo de erro de previsão dado pela diferença entre a inflação efetiva ocorrida em π_{t-1} e a inflação que foi prevista para $t - 1$ (π_{t-1}^e). λ é a velocidade de ajuste entre essas duas taxas. O principal problema enfrentado pelos agentes econômicos que adotam o modelo de expectativas adaptativas para corrigir seus preços reside no fato de que esses agentes incorrem em erros sistemáticos de previsão quando os preços praticados no mercado apresentam alguma forma de tendência. Isto significa que, a partir do momento em que a inflação tende a se acelerar, a sua capacidade de previsão de preços, ou seja, sua precisão, torna-se cada vez menor, pois são considerados unicamente os acontecimentos passados, deixando de lado demais tipos de informações que podem exercer algum tipo de influência sobre o comportamento futuro dos preços.

O parâmetro de médias móveis de ordem 6 representa o ajuste de erros dessa variável no momento t em relação ao valor dela mesma no período $t - 6$, sendo que a magnitude desse acerto é de 19,04%. A presença desse parâmetro parece refletir as condições de formação da cotação do dólar no mercado paralelo, pois existe sazonalidade nesse mercado. De acordo com Pechman (1984), "aspecto importante do mercado negro no Brasil é o padrão sazonal das entradas líquidas devidas ao turismo, especialmente ao de argentinos. A estação de turismo ocorre no começo do ano, desde as vésperas do Natal até após o Carnaval, havendo outro período mais curto em junho. Nesses meses verifica-se uma taxa de entrada sazonalmente elevada no mercado negro, que provoca um acúmulo sazonal de dólares e um declínio sazonal do ágio. Como esse fator sazonal é perfeitamente previsível, porque as férias escolares, assim como o Carnaval, acontecem sempre por essa época do ano, ele não ocasiona saltos no ágio, que só ocorrem no caso de alguma novidade para que as pessoas não estejam preparadas, mas sim um movimento gradual".

Quanto à variável de intervenção PB, o valor do parâmetro de curto prazo $\omega_0 = 0,28397$, implica que a implementação do Plano Bresser em junho de 1987 teve efeito imediato sobre as cotações do dólar no mercado paralelo, pois a análise da correlação cruzada entre as variáveis PB e LDOP mostrou que o principal impacto ocorreu em $t = 0$ (isto é, $b = 0$), ou seja, o Plano Bresser proporcionou um aumento de 28,39% na cotação do dólar negociado no paralelo. Além disso, esse acréscimo foi instantâneo, pois ocorreu no mesmo mês de divulgação do plano. O sinal positivo da variável de intervenção PB era esperado. Não se pode perder de vista que o Plano Bresser, assim como o Plano Cruzado em 1986, objetivava conter a escalada inflacionária (o índice geral de preços, IGP, estava em 35,87% a.m.), utilizando-se de instrumentos de política econômica heterodoxos, sem, no entanto, fazer os ajustes estruturais necessários para equacionar o problema do déficit público, considerado a causa primária da inflação. Assim, dado que os agentes econômicos já haviam passado pela experiência fracassada do cruzado no ano anterior, não havia confiança por parte deles de que o Plano Bresser fosse capaz de debelar o processo inflacionário sem a realização de reformas que possibilitassem controlar o déficit do governo, tendo como resultado o acirramento da especulação no mercado paralelo de dólares, via incremento da demanda pela moeda estrangeira, com a conseqüente elevação da sua cotação.

A variável de intervenção utilizada para captar os efeitos provocados pelo Plano Collor (PC) sobre a cotação do dólar no mercado paralelo apresentou, em parte, comportamento semelhante ao do Plano Bresser, uma vez que seu impacto também foi imediato, pois a correlação cruzada entre ambas aconteceu em $t = 0$ (isto é, $b = 0$), porém, seu efeito sobre esse mercado foi inverso. O valor da estimativa do parâmetro de curto prazo da variável de intervenção $\omega_0 = -0,25686$ significa que o Plano Collor ocasionou uma redução de cerca de 25,68% na cotação do dólar no mercado paralelo e, além disso, seu efeito se deu no mesmo mês de implantação do plano. O sinal negativo do parâmetro de curto prazo ω_0 da variável PC já era esperado, pois esse plano utilizou como principal instrumento de combate à inflação uma política monetária extremamente restritiva. Em outras palavras, a forte contração da oferta de moeda na economia, proporcionada pelo confisco de ativos financeiros, forçou uma escassez do volume de moeda em circulação, afetando o comportamento dos agentes econômicos no que se refere à demanda de moeda para tran-

sações.²⁰ Portanto, diante da necessidade de moeda para transações, os agentes econômicos não tinham condições de especular no mercado paralelo trocando cruzeiros por dólares. Conseqüentemente, a demanda por moeda estrangeira caiu e a cotação do dólar nesse mercado também.²¹ Daí o surgimento desse sinal negativo no parâmetro de curto prazo da variável de intervenção relativa ao Plano Collor.

Função de transferência

O procedimento inicial na elaboração da função de transferência consistiu em identificar a existência de possíveis correlações cruzadas significativas entre um certo número de defasagens entre as variáveis independentes e dependente que foram filtradas anteriormente através dos modelos univariados. Torna-se necessário especificar que, neste estudo, utilizou-se a metodologia de Haugh e Box (1977), para se fazer a análise das correlações cruzadas de cada série filtrada por seu próprio filtro.

Através da visualização dos correlogramas, foi possível evidenciar que havia influência das duas variáveis de entrada (CHU e LDOP) sobre a variável de saída (LBOG).

No caso da variável exógena LDOP, a análise das correlações cruzadas revelou sua influência sobre LBOG, onde o principal impacto ocorreu em $t - 1$ (isto é, $b = 1$), com o parâmetro de curto prazo $\omega_{10} = 0,39316$ (tabela 4). Isto quer dizer que variações na variável independente LDOP são transmitidas para a variável dependente LBOG com defasagem de um mês. Além disso, essa transmissão não é total, pois somente 39,31% da informação de LDOP são transmitidos para LBOG no curto prazo. Apesar do principal impacto ter aconte-

²⁰ Basicamente, pela teoria monetarista da demanda de moeda elaborada por Friedman (1959), existe uma relação inversa entre a quantidade real de moeda que os diversos agentes econômicos desejam reter e o retorno proporcionado pelos títulos de renda variável (ações), de renda fixa (títulos) e expectativas inflacionárias. Matematicamente, essa relação assume a seguinte forma:

$$\frac{M^d}{P} = f(r, i, \pi^e)$$

onde:

M^d representa a demanda de moeda;

P , o nível de preços;

r , a taxa de juros real (isto é, dos títulos de renda real constante);

i , a taxa de juros nominal (isto é, dos títulos de renda nominal constante);

π^e , a taxa de inflação esperada (isto é, o custo de oportunidade para retenção de moeda).

Logo, quanto maior a taxa de retorno proporcionada por títulos e ações, e quanto mais elevada a inflação, menos as pessoas querem ter moeda em seu poder. Em outras palavras, enquanto os keynesianos privilegiam o efeito substituição do dinheiro, como alternativa a outros ativos financeiros, os monetaristas privilegiam o efeito riqueza. Sendo assim, no modelo keynesiano, um excesso de demanda por moeda será eliminado pela venda de ativos financeiros (títulos), tudo isso mediante a variação da taxa de juros. Por outro lado, os monetaristas consideram a moeda como um bem qualquer e, portanto, substituto também de ativos físicos. Para os monetaristas, um excesso de oferta do ativo dinheiro, por exemplo, será eliminado pela compra não só de alguns ativos financeiros, mas também de ativos reais (imóveis, bens de consumo duráveis, equipamentos etc.).

²¹ Tendo-se como base as cotações do dólar comercial e paralelo para os meses de janeiro a abril de 1990, publicadas na revista *Conjuntura Econômica*, percebe-se que o ágio, que é calculado com base na diferença entre o segundo e o primeiro, era de Cr\$19,22 em janeiro, subindo para Cr\$29,05 em fevereiro, caindo em março para Cr\$15,62, e mais acentuadamente em abril quando chegou a Cr\$4,75. Em termos de variação percentual, o ágio elevou-se cerca de 51,16% no período fevereiro-janeiro, enquanto no período março-fevereiro houve um brusca mudança, com variação negativa de 46,22%, decrescendo ainda mais (69,56%) no intervalo abril-março.

cido em $b = 1$, a visualização do correlograma entre as duas variáveis mostrou que havia outros impactos significativos, que decresciam exponencialmente, sugerindo que existe forte "memória" no sistema, ou seja, indicando a possibilidade da necessidade de um parâmetro de longo prazo ou fator de arrasto (δ). A partir dessa constatação, optou-se por inserir esse parâmetro que procura captar os efeitos de longo prazo e que está representado por $\delta = 0,62932$ (tabela 4).

Tabela 4

Estimativas dos parâmetros do modelo de função de transferência
Índice pluviométrico médio das regiões de Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente (CHU) e cotação do dólar no mercado paralelo (DOP) — jan. 1984 a maio 1994

Série de entrada	Parâmetro	Estimativa	Teste t
LDOP	ω_{10}	0,39316 (0,08497) ¹	4,63 ²
	δ	0,62932 (0,08437) ¹	7,46 ²
CHU	ω_{20}	0,41137 (0,16480) ¹	2,50 ²

Fontes: Dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA), do Departamento de Águas e Energia Elétrica (Daee) e da revista *Análise — Banco de Dados*.

¹ Erro padrão da estimativa.

² Significativo no nível de 5%.

Conforme Oliveira e Pino (1985), o cálculo de ajuste de longo prazo entre as variáveis independente e dependente é obtido da seguinte relação:

$$\frac{\omega_0}{(1 - \delta)}$$

A velocidade de ajuste no longo prazo chegou a 106,06%, ou seja, verificou-se que no longo prazo variações no nível de informação da variável independente LDOP são transmitidas para a dependente LBOG em torno de 106,06%. Logo, pode-se inferir que a relação entre essas duas variáveis apresenta um caráter com elasticidade maior que a unidade, pois variações na cotação do dólar no mercado paralelo são transferidas mais que proporcionalmente para o preço recebido pelo produtor de boi gordo. A explicação para esse procedimento por parte dos produtores de boi gordo está diretamente ligada ao fato de a cotação do dólar no mercado paralelo não acompanhar as variações do IGP, pelo menos no longo prazo, fazendo com que os produtores acertem essa diferença posteriormente, adicionando, assim, um percentual sobre o preço de venda do boi gordo. De acordo com Ferreira Filho (1993), a cotação do dólar no mercado paralelo como indexador do preço do boi gordo é válida para o curto prazo. Entretanto, quando a análise leva em consideração períodos mais longos, o índice que melhor reflete as condições de mercado é o IGP. Ainda segundo esse mesmo autor, no curto prazo há aderência entre as cotações do paralelo e o IGP, logo não há diferenças en-

tre esses índices para atualizar os preços. No entanto, no longo prazo, há um descolamento entre eles, uma vez que as cotações do dólar paralelo são nominais e não reais, ou seja, elas não levam em consideração a inflação dos EUA; sendo assim, apesar de as cotações estarem em dólares, seus valores em termos reais vão diminuindo gradativamente ao longo do tempo, e seu efeito no longo prazo sobre o mercado que comercializa boi gordo resulta exatamente em diminuir o valor real do preço recebido pelo produtor do boi gordo, mesmo esse preço estando cotado em moeda forte.

Diante de uma conjuntura inflacionária, os agentes econômicos tendem a abrir mão de reter moeda nacional e tentam proteger seus respectivos níveis de renda migrando para outros mercados de ativos, tais como imóveis, bens de consumo duráveis, moedas estrangeiras etc. Geralmente, mesmo com as restrições históricas impostas às transações com moedas estrangeiras no país,²² um dos segmentos mais procurados pelos agentes econômicos como referência para atualizar seus respectivos preços num cenário de inflação persistente é o mercado paralelo de dólares.²³ A razão para os agentes econômicos se utilizarem do dólar cotado no mercado paralelo para balizarem seu comportamento em relação à correção de seus preços, em vez do IGP, deve-se principalmente à facilidade do acesso às informações, pois pode-se obter a cotação do dólar no paralelo diariamente, enquanto o resultado da variação do IGP é divulgado apenas a cada 30 dias, aproximadamente.

De acordo com Ferreira Filho (1993), "para que a conversão pela taxa de câmbio fosse equivalente ao deflacionamento, seria necessário que a mesma crescesse, ou seja, que a moeda nacional fosse desvalorizada a uma taxa equivalente à inflação do país. Deste modo, os dois processos estariam corrigindo os preços exatamente pela mesma magnitude, a da inflação interna". No entanto, quando se analisa a relação entre a taxa de câmbio no paralelo e o IGP, verifica-se que existe uma tendência de sobrevalorização do paralelo. Esta situação fica realçada especialmente a partir do início dos anos 90 (figura 3). Isto significa que os produtores de boi gordo estão recebendo menos cruzeiros/dólar ao transacionarem seu produto no mercado.

²² Essas restrições, no caso do Brasil, estão diretamente ligadas ao fato de o Banco Central (Bacen) deter o monopólio do câmbio, ou seja, esse órgão é o único comprador no país para os dólares recebidos pelos exportadores. Assim, a determinação da taxa de câmbio considerada "ideal" está diretamente subordinada aos interesses da política praticada no nível macroeconômico. Em outras palavras, conforme Freitas Filho et alii (1993), o "mercado oficial ou comercial aparentemente trabalha com taxas livres, mas com fluxos totalmente controlados, ou seja, somente com transações permitidas pelo governo (tarifas, guias de exportação etc.). Esse mercado tem historicamente apresentado superávits, uma vez que as exportações excedem, em valor, as importações. Sendo esse mercado controlado, não há contrapartida de demanda pelos saldos positivos de dólares, havendo necessariamente uma sobra. O comprador dessa sobra, ao final, será sempre o Bacen, único no país a ter livre seus fluxos de capital, comprando esses dólares excedentes. Em decorrência, essa sobra é que dita a taxa de câmbio desse mercado: se o saldo não é comprado, a taxa cai (valorização cambial) até o momento que ela fica tão cara para os exportadores e tão barata para os importadores que ou o sistema tende a nivelar-se ou o Bacen interfere, comprando, pois a legislação que disciplina as operações de câmbio pelos bancos comerciais penaliza aqueles que retiverem dólares. A taxa pela qual o Bacen efetua a compra do saldo é a que prevalece como taxa de câmbio oficial ou comercial. Essa prática, por outro lado, ensina meios para o Bacen estimular/desestimular exportações ou importações, pois é ele quem a determina, atuando, monopolisticamente, como único agente comprador e deixando que as operações se desenvolvessem até atingir o nível que lhe interessa". Como a oferta de dólares disponível no mercado é determinada (ou controlada) pelas ações do Bacen, ou seja, dado que o fluxo de entrada e saída de capitais não é livre, são criadas as condições ideais para o estabelecimento de um mercado paralelo (ou negro) de moedas estrangeiras.

²³ Na definição de Pechman (1984), o "mercado negro emerge sempre que há um excesso de demanda proveniente de um teto para preços. Se o preço da mercadoria não ultrapassar um certo limite, por lei, ele o fará, desde que os participantes do mercado estejam de acordo, fora da lei".

Figura 3
Relação entre cotação do dólar no mercado paralelo e índice geral de preços (IGP)
Jan. 1984 a maio 1994



Fontes: Revista *Conjuntura Econômica* e revista *Análise* — Banco de Dados (1993).

Diante desse fato, o modelo encontrado parece captar de forma precisa os acontecimentos de mercado, uma vez que, no longo prazo, predomina uma relação com elasticidade superior à unidade entre variações na cotação do dólar no mercado paralelo e o preço recebido pelo produtor de boi gordo. Portanto, no longo prazo, os produtores de boi gordo, além de incorporarem plenamente as variações da cotação do dólar no mercado paralelo sobre os preços de seu produto, adicionam mais um percentual ao mesmo, visando compensar possíveis perdas decorrentes do fato de seguirem estritamente as variações de preços no mercado paralelo de dólares.

Quanto à variável referente à média do índice pluviométrico (CHU) das regiões de Aracatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente, a análise das correlações cruzadas mostrou que há influência do volume de chuvas sobre o preço médio recebido pelo produtor de boi gordo. O principal impacto de CHU sobre LBOG ocorreu em $t - 5$ (isto é, $b = 5$), ou seja, variações na quantidade de chuva são transmitidas aos preços praticados com cinco meses de defasagem no mercado do boi gordo. A magnitude desse efeito pode ser avaliada através do valor do parâmetro de curto prazo $\omega_{20} = 0,41137$ (tabela 4), que indica que 41,13% da informação de CHU no momento t são incorporados a BOG cinco meses depois. A partir desse resultado, pode-se afirmar que oscilações no índice pluviométrico ocasionam acréscimo no nível de preço do boi gordo em cerca de 41,13% desta oscilação, sendo que o impacto de CHU não é imediato, demorando cerca de cinco meses para se transmitir para o nível de preço de LBOG. Esse resultado reflete a efetiva condição de formação de preço desse mercado, uma vez que o período de seca (entressafra) no mercado de comercialização de bovinos para abate totaliza aproximadamente cinco meses, abrangendo o período de junho a outubro, sendo que o preço máximo é alcançado normalmente no último mês do referido período, exceto

em épocas críticas, quando o preço é fortemente influenciado por fatores que não sejam climáticos.²⁴

O modelo de função de transferência de longo prazo assume o seguinte aspecto:

$$(1 - B)LBOG_t = \frac{(\omega_{10})}{(1 - \delta)} (1 - B)LDOP_{t-1} + (\omega_{20})(1 - B^{12})CHU_{t-5} + a_t$$

Deve-se observar que a função de transferência não necessitou de um modelo de ruído, significando, dessa forma, que as duas variáveis independentes (cotação do dólar no mercado paralelo e índice pluviométrico) praticamente incorporam todas as informações relevantes para a formação do preço da arroba do boi gordo.²⁵

6. Conclusões

Por meio deste estudo, observou-se que o preço da arroba do boi gordo recebido pelo produtor no estado de São Paulo é influenciado pelas variações das cotações do dólar no mercado paralelo e do índice pluviométrico no período compreendido entre janeiro de 1984 e maio de 1992.

Verificou-se que, no curto prazo, apenas 39,31% da variação da informação do dólar no mercado paralelo são transmitidos ao preço da arroba do boi gordo, ou seja, a relação entre essas duas variáveis apresenta um caráter inelástico. Outro ponto que merece destaque é que essa transmissão não é instantânea, ocorrendo com defasagem temporal de um mês. A justificativa para que os pecuaristas utilizem como parâmetro, para tentar manter constante o preço real do boi gordo, as cotações do dólar no mercado paralelo, está ligada principalmente a dois fatores. Em primeiro lugar, diante de uma conjuntura inflacionária, permeada de incertezas, os agentes econômicos, no caso os pecuaristas, procuram defender seu nível de renda através do mecanismo de indexação do preço do boi gordo a um ativo que mantenha o seu poder de compra praticamente constante, mais especificamente o dólar paralelo, dado que nesse mercado há ausência de controle direto por parte do governo e quase sempre a cotação paralela está acima da cotação oficial. Além disso, as informações relativas à cotação do dólar paralelo são diárias e de fácil acesso, possibilitando o ajuste imediato do preço do boi gordo em relação à variação dos demais preços praticados na economia.

Contudo, a análise do modelo de função de transferência mostrou que os ajustes de longo prazo são mais significativos que os de curto, pois enquanto a estimativa do parâmetro de curto prazo (ω_{10}) assumiu valor igual a 0,39316, a de longo prazo (δ) foi da ordem de 0,62932. Isto reforça o fato de que variações na cotação do dólar paralelo, levando-se em consideração aspectos relativos ao longo prazo, exercem impacto maior sobre o preço do boi gordo do que fatores de curto prazo. A velocidade de ajuste do preço do boi gordo em função de variações decorrentes da cotação do dólar paralelo chegou a 106,06, configurando uma situação com

²⁴ Entre eles, destacam-se aspectos relativos a mudanças imprevistas nos rumos da política econômica, as quais exercem considerável influência sobre a decisão de venda pelos produtores de boi gordo.

²⁵ A presença de um modelo de ruído seria devida ao fato de que alguma variável exógena importante para a explicação da variável endógena estaria 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 (variáveis de entrada) na elaboração da função de transferência.

elasticidade maior que a unidade. Em outras palavras, isto quer dizer que variações no valor da variável exógena (dólar paralelo) são transmitidas mais que proporcionalmente à variável endógena (preço da arroba do boi gordo). Provavelmente, esse percentual a mais reflete um fator de segurança para manutenção do nível de renda, dado que, apesar de o governo não ter condições de atuar diretamente sobre o mercado paralelo, ele pode influenciá-lo de maneira indireta, afetando, dessa forma, as cotações e, conseqüentemente, o preço recebido pelo produtor de boi gordo. Também deve-se levar em consideração que o mercado paralelo é muito instável (mercado de risco), sujeito a expressivos movimentos especulativos.

A outra variável de entrada, constituída pela precipitação pluviométrica das principais regiões produtoras de boi gordo do estado de São Paulo, também se mostrou significativa para a formação do preço do boi gordo. A partir do modelo de função de transferência encontrado, pode-se inferir que variações na informação do índice pluviométrico são transferidas para o preço da arroba do boi gordo em cerca de 41,13%, sendo que esse repasse não ocorre imediatamente, havendo defasagem temporal de cinco meses. Em outras palavras, variações no índice pluviométrico são transmitidas para o preço do boi gordo cinco meses depois, em magnitude igual a 41,13% dessas variações. Desta forma, o nível da precipitação pluviométrica na época das chuvas influenciará as cotações da arroba do boi gordo no começo da entressafra, e o nível da precipitação pluviométrica na época da seca (início em maio) influenciará as cotações da arroba do boi gordo em outubro. Esse resultado parece estar consistente com as reais condições de mercado, uma vez que, no final da época das águas, aproximadamente maio/junho, o preço do boi gordo está no seu ponto de mínimo, dado que a oferta de animais se concentra nesse período, enquanto o maior preço é atingido entre outubro/novembro, ou seja, no final da entressafra, momento em que há maior escassez de animais para abate disponíveis no mercado.

Esse efeito sazonal sobre o nível de preços poderia ser atenuado através da maior disseminação da prática de confinamento. No entanto, a viabilidade econômica para a implementação dessa técnica por um maior número de pecuaristas é limitada, em função dos altos investimentos necessários, bem como pelas próprias condições do patamar de preços da carne no varejo.

Outra forma de reduzir o problema provocado pela estacionalidade da produção sobre os preços de toda a cadeia de comercialização da carne seria a condução de uma política consistente de incremento da produtividade e também de a formação de estoques reguladores.

Referências bibliográficas

Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura, 1989-92. São Paulo, IEA, 1990-93.

Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura, 1990. São Paulo, IEA, 1991.

Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura, 1991. São Paulo, IEA, 1992.

Anuário de Informações Estatísticas da Agricultura, 1992. São Paulo, IEA, 1993.

Barros, Geraldo S. A. Formação de preços agrícolas e reflexos sobre o abastecimento. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 27(1):1-4, jan./mar. 1989.

——— & Burnquist, H. L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: 7º Encontro Latino-americano da Econometric Society. São Paulo, 1987. *Anais...* São Paulo, 1987. p. 175-90.

——— & Martines Filho, J. G. Transmissão de preços agrícolas entre níveis de mercado. In: Encontro Nacional de Economia, 15, Salvador, 1987. *Anais...* Salvador, Anpec, 1987.

Box, George E. P. & Jenkins, Gwilym M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1976. 375p.

——— & Tiao, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, 70(349):70-9, Mar. 1975.

Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, FGV, 48(8), ago. 1994.

Dólar paralelo: taxa de venda no final do período. *Análise — Banco de Dados: estatísticas básicas da economia*, São Paulo, abr. 1993.

Ferreira, Regina R. P. T. et alii. Sazonalidade das importações e das entregas mensais de fertilizantes no Brasil, 1985-92. *Informações Econômicas*, São Paulo, 24(10):59-71, 1994.

Ferreira Filho, Joaquim B. de Souza. Preço do boi: dólar ou cruzeiro? *Preços Agrícolas*, Piracicaba (82):4-9, ago. 1993.

Freitas Filho, Floriano et alii. Aspectos operacionais do mercado cambial brasileiro. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, 40(2):67-93, 1993.

Friedman, Milton. The demand for money: some theoretical and empirical results. *Journal of Political Economy*, 67(4):327-51, 1959.

Gomes, M. F. M. et alii. *Análise prospectiva do complexo agroindustrial de suínos no Brasil*. Concórdia, Embrapa-CNPISA, 1992. 108p. (Documentos, 26.)

Haugh, Larry D. & Box, G. E. P. Identification of dynamic regression (distributed lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, 72:121-30, Mar. 1977.

Helmer, Richard M. & Johanson, Johny K. An exposition of Box-Jenkins transfer function analysis with an application to the advertising-sales relationship. *Journal of Marketing Research*, 24:227-39, May 1977.

Informações Econômicas, São Paulo, IEA, 1993.

Informações Econômicas, São Paulo, IEA, 1994.

Informações Econômicas, São Paulo, IEA, 24(10):120, out. 1994.

Mills, Terence C. *Time series techniques for economists*. New York, Cambridge University Press, 1990. 377p.

Oliveira, Arício X. & Pino, Francisco A. Elasticidade em modelos de séries temporais. In: 7º Encontro Brasileiro de Econometria, Vitória, ES, 1985. *Anais...* Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria, 1985.

Pechman, Clarice. *O dólar paralelo no Brasil*. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1984.

Pino, Francisco A. *Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola*. São Paulo, Instituto de Matemática e Estatística/USP, 1980. 253p. (Tese de Mestrado.)

——— & Rocha, Marina B. Transmissão de preços de soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, 32(4):345-61, out./dez. 1994.

Santiago, Maura M. D. (coord.). *Estatísticas de preços agrícolas no estado de São Paulo: preços recebidos*. São Paulo, IEA, 1990. v.1, 115p.

São Paulo. Departamento de Águas e Energia. *Totais mensais de chuva no estado de São Paulo, 1976-1992*. São Paulo, Daee, 1993. 337p.

SAS Institute. *SAS/ETS user's guide*. Cary, NC. 1988. 559p.

Vandaele, Walter. *Applied time series and Box-Jenkins models*. New York, Academic Press, 1983. 417p.

Vieira, Cláudio A. & Farina, Elizabeth M. M. Q. *Pecuária bovina brasileira: as causas da crise*. São Paulo, Instituto de Pesquisas Econômicas (IPE), 1987. (Relatório de Pesquisa, 37.)

Wedekin, Valéria da S. P. Evolução dos preços e da produção pecuária bovina de corte, Brasil, 1960-87. *Informações Econômicas*, São Paulo, 18(9):25-31, set. 1988.

——— & Amaral, Ana M. P. Confinamento de bovinos em 1991. *Informações Econômicas*, São Paulo, 21(7):9-18, jul. 1991.

