

**MODELOS ESTRUTURAIS DE SÉRIES TEMPORAIS:
O CASO DOS PREÇOS DA BOVINOCULTURA
DE CORTE NO ESTADO DE SÃO PAULO**

MARCELO TEMPERINI COUTO

Engenheiro agrônomo

Orientador: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

Dissertação apresentada à Escola Superior
de Agricultura “Luiz de Queiroz”, da
Universidade de São Paulo, para obtenção
do título de Mestre em Agronomia, Área
de Concentração: Economia Agrária.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
janeiro de 1996

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/USP

Couto, Marcelo Temperini

Modelos estruturais de séries temporais: o caso dos preços da bovinocultura de corte no Estado de São Paulo / Marcelo Temperini Couto . - - Piracicaba, 1996.

96p. : il.

Dissertação (mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1996.

Bibliografia.

1. Análise de série temporal 2. Bovino - Preço - Variação 3. Bovinocultura de corte - Aspecto econômico I. Título

CDD 338.1762

*À minha esposa Patrícia
e à nossa filha Júlia.
Aos meus pais Cecília e Alcides.*

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer aos membros da Comissão Julgadora, Prof. Dr. Hodolfo Hoffmann, pelas críticas e sugestões, e a Prof^a. Dr^a. Vera Lúcia Fava, pelos ensinamentos, incentivo e colaboração imprescindíveis no desenvolvimento deste trabalho.

Ao Prof. Dr. Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros pela dedicada e serena orientação, contínuos ensinamentos e apurada compreensão.

Ao Centro de Pesquisa em Economia Agrícola (Cepea) pela infra-estrutura oferecida e a todos os profissionais com quem tive a oportunidade de lá trabalhar por serem exigentes.

Ao Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq, seus funcionários e professores que direta ou indiretamente colaboraram no decorrer do Programa de Mestrado em Economia Agrícola.

Ao Prof. Dr. Nilson Augusto Villa Nova do Departamento de Física e Meteorologia da Esalq e aos pesquisadores Mário José Pedro Júnior e Rogério Remo Afonsi da seção de Climatologia Agrícola do Instituto Agrônomo de Campinas (IAC) pelo apoio e sugestões oferecidas.

A Patrícia e Júlia que cederam grande parte de nosso tempo para que este trabalho pudesse ser realizado.

Ao CNPq pelo apoio financeiro.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS	<i>vii</i>
LISTA DE TABELAS	<i>x</i>
RESUMO	<i>xii</i>
SUMMARY	<i>xv</i>
1. INTRODUÇÃO	1
2. A PECUÁRIA DE CORTE BRASILEIRA	3
2.1. A produção	4
2.2. Abate e comercialização	4
2.3. Preços: tendência, ciclicidade e estacionalidade	6
2.4. As políticas adotadas e os fatores envolvidos	10
3. OBJETIVOS	12
4. REVISÃO DE LITERATURA	13
5. MÉTODOS	17
5.1. Transformação dos dados	17
5.2. Modelagem estrutural clássica	18
5.2.1. Interpretação dos componentes do modelo	19
5.2.2. Forma de espaço de estado	22
5.2.3. Filtro de Kalman	25
5.2.4. Identificação e estimação dos parâmetros	27
5.2.5. Previsão de valores futuros	27
5.2.6. Verificação dos modelos	28
5.2.7. Variáveis explicativas	36
5.2.8. Análise de intervenção	38
5.2.9. O modelo genérico	38
5.3. Os dados utilizados	39

	Página
6. RESULTADOS E DISCUSSÃO	42
6.1. O efeito das variáveis explicativas	45
6.2. O efeito dos planos heterodoxos	49
6.3. O modelo de melhor ajuste	51
6.4. Os componentes identificados	56
6.5. Previsões	61
7. CONCLUSÕES	69
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	72
APÊNDICE	78

LISTA DE FIGURAS

Figura nº		Página
2.1	Preços médios mensais recebidos pelos produtores pela arroba de boi gordo, em reais de janeiro de 1995, praticados no período de março/54 a junho/95	8
6.1	Componente tendência e série de preços médios mensais recebidos pelos produtores boi gordo, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95	56
6.2	Adição dos componentes ciclo e AR(1), em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95	57
6.3	Componente ciclo e componente AR(1), em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95	58
6.4	Componente ciclo, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95	58
6.5	Componente sazonalidade, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95	60

6.6	Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1991	63
6.7	Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1992	64
6.8	Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1993	65
6.9	Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1994	66
6.10	Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1995	67
A.1	Preços médios mensais recebidos pelos produtores pela arroba de boi gordo, em reais de janeiro de 1995, praticados no período de janeiro/75 a junho/95	91

A.2	Disponibilidade hídrica mensal - Pindorama, SP, no período de janeiro/75 a junho/95	92
A.3	Volume de abate de bovinos - Brasil, no período de janeiro/75 a junho/95	93
A.4	Taxa real de câmbio (R\$ por US\$ americanos) - Brasil, no período de janeiro/75 a junho/95	94
A.5	Preços médios mensais recebidos pelos produtores pelo quilo de frango de corte, em reais de janeiro de 1995, praticados no período de janeiro/75 a junho/95	95
A.6	Taxa real de juros - Brasil, no período de janeiro/75 a junho/95	96

LISTA DE TABELAS

Tabela nº		Página
6.1	Coeficientes das variáveis explicativas consideradas e respectivas significâncias	45
6.2	Coeficientes dos planos econômicos considerados e respectivas significâncias	50
6.3	Probabilidade da variável com função de densidade, referente à cada teste de análise dos resíduos, de exceder o valor absoluto da estatística obtida	52
6.4	Estatísticas dos testes de qualidade de ajuste	52
6.5	Complementação de resultados dos modelos com mais de uma variável explicativa	55
6.6	Coeficientes e significâncias dos fatores sazonais, em logaritmos de reais de janeiro de 1995	61
6.7	Resultados e Significâncias dos testes de ajuste <i>fora do período amostral</i> para previsões por um-passo-à-frente e extrapolação	62
A.1	Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Boi Gordo, estado de São Paulo (1954-74), por arroba	79

A.2	Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Boi Gordo, estado de São Paulo (1975-95), por arroba	80
A.3	Padrão monetário brasileiro	81
A.4	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (1954-1974)	82
A.5	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (1975-1995)	83
A.6	Déficit Hídrico Mensal Relativo à Evapotranspiração Potencial, para Pindorama, SP e CAD = 50mm (1975-1995)	84
A.7	Volume de Abate de Bovinos, Brasil (1975-1995)	85
A.8	Taxa Nominal de Câmbio (R\$/US\$ norte-americano) (1975-1995)	86
A.9	Índice de Preços no Atacado - Oferta Global (1975-1995)	87
A.10	Wholesale Prices Index (The United States) (1975-1995)	88
A.11	Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Frango de Corte, estado de São Paulo (1975-95), por quilo	89
A.12	Taxa do <i>Overnight</i> - títulos públicos (1975-1995)	90

MODELOS ESTRUTURAIS DE SÉRIES TEMPORAIS: O CASO DOS PREÇOS DA BOVINOCULTURA DE CORTE NO ESTADO DE SÃO PAULO

Autor: MARCELO TEMPERINI COUTO

Orientador: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

RESUMO

Neste trabalho utilizaram-se modelos estruturais de séries de tempo, que empregam o Filtro de Kalman, para o estudo da série de preços recebidos pelos produtores por arroba de boi gordo no estado de São Paulo, de forma univariada, com efeitos de transferência (de variáveis explicativas) e efeitos de intervenção (dos cinco planos econômicos heterodoxos ocorridos na economia brasileira).

As variáveis explicativas utilizadas foram selecionadas em função da presença ou citação em trabalhos anteriormente desenvolvidos. São estas: os preços recebidos pelos produtores de frango de corte, o volume de abate total de bovinos, a taxa real de câmbio, a porcentagem da evapotranspiração atendida pela pluviosidade como *proxy* da disponibilidade de forragens e a taxa real de juros.

O período considerado para a estimação por todos os modelos foi de vinte anos e seis meses, com início em janeiro de 1975 e término em junho de 1995, um ano após o último choque econômico conhecido por Plano Real.

A escolha de componentes a serem incluídos nos modelos foi realizada pela análise gráfica da série de preços recebidos pelos produtores de boi gordo no período anterior ao início da vigência dos planos heterodoxos (1954-1984), onde é marcante a presença de

tendência ascendente, ciclo com período de cerca de seis anos e sazonalidade. No período posterior ocorre elevada instabilidade na série de preços, impossibilitando a identificação visual destes componentes.

A análise preliminar do efeito das variáveis explicativas foi realizada em duas etapas. Na primeira foram estimados modelos com cada uma das cinco variáveis explicativas. Em seguida as *dummies* referentes aos planos econômicos foram incluídas em cada um dos modelos e os testes de ajustes comparados às estimações anteriores.

Posteriormente, e em função das etapas anteriores, modelos com mais de uma variável explicativa e presença dos planos econômicos foram construídos. A qualidade do ajuste dos modelos mostrou-se coerente com a análise dos efeitos de transferência das variáveis e efeitos de intervenção incluídos nos modelos.

A análise de efeitos de transferência detectou influência significativa das variáveis preços recebidos pelos produtores de frango de corte com efeito positivo, volume total de abate de bovinos com efeito negativo e taxa real de câmbio também com efeito negativo. As variáveis disponibilidade de forragens e taxa real de juros não apresentaram efeitos significativos.

Os cinco planos econômicos analisados como efeitos de intervenção apresentaram coeficientes negativos, com o valor absoluto dos coeficientes e significância crescentes ao longo do tempo. O Plano Cruzado não mostrou efeito significativo mas melhorou o ajuste nos modelos com mais de uma variável explicativa.

O modelo de melhor ajuste foi o que incluiu as variáveis e efeitos: preços recebidos pelos produtores de frango de corte, volume total de abate de bovinos, taxa real de câmbio, Plano Cruzado, Plano Verão, Plano Bresser, Plano Collor e Plano Real.

Os componentes identificados foram uma tendência determinística (quanto ao nível e inclinação) levemente ascendente, um ciclo estocástico amortecido em sua amplitude e com período de aproximadamente seis anos, um processo auto-regressivo de primeira ordem e sazonalidade determinística.

O componente sazonalidade, detectado como fixo, apresentou coeficientes significativos e negativos para os meses de fevereiro a junho e positivos para os meses entre agosto e dezembro; os meses de janeiro e julho não foram significativos. Isso ratifica

claramente os conhecidos movimentos de safra que se iniciam nos meses finais de cada ano até aproximadamente o mês de abril e de entressafra nos meses seguintes.

As previsões obtidas para os anos de 1991, 1992, 1993, 1994 e 1995 por um-passo-à-frente e por extrapolação foram satisfatórias. As previsões por um-passo-à-frente dos anos de 1992 e 1993 foram as de melhor ajuste *fora do período amostral*.

STRUCTURAL MODELS OF TIME SERIES: THE CASE OF THE BEEF CATTLE PRICE IN SÃO PAULO STATE

Author: MARCELO TEMPERINI COUTO

Adviser: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

SUMMARY

Univariate structural models of time series with Kalman Filter were used to study beef cattle price series (production level) in the state of São Paulo, Brazil, with transfer effects (explanatory variables) and intervention effects (five heterodox economic plans applied to the Brazilian economy).

The explanatory variables were selected from other previous studies and consist of broiler prices, total cattle slaughter, real exchange rate, evapotranspiration rate as a proxy for forage availability and real interest rate.

The estimation period in all models was twenty years and six months, beginning January, 1975, ending July, 1995, one year after the last economic shock, known as *Real Plan*.

The selection of components to be included in the models was performed by graphic analysis of the beef cattle price series prior to the beginning of the heterodox plans (1954-1984), when there is a remarkable ascendent trend, a cycle period of about six years and seasonality. In the subsequent period there is high instability in the price series, making impossible the visual identification of their components.

Prior analyses of the effect of explanatory variables were performed in two

steps. In the first one, models were estimated with each of the five explanatory variables. Then, the “dummies” concerning to economic plans were included in each model and the adjusting tests compared to prior estimates.

Later, and in function of prior steps, models with more than one explanatory variables and with the presence of economic plans were estimated. The quality of the adjusting process was consistent with the analysis of transfer and intervention effects included in the model.

The transfer analysis detected significant positive effect of broiler price, negative effect of total beef slaughter and negative effect of real exchange rate. The forage availability and the real interest rate variables have not shown significant effects.

The five economic plans analysed as intervention effects showed negative coefficients with increase in absolute values and significance with time. The *Cruzado* Plan did not show significant effect but improved the adjustment of the models with more than one explanatory variable.

The model with the best adjustment was the one with the following variables and effects: broiler prices, total beef slaughter, real exchange rate, *Cruzado* Plan, *Verão* Plan, *Bresser* Plan, *Collor* Plan and *Real* Plan.

The identified components were a deterministic (level and slope) slightly ascendent trend, a smooth stochastic cycle with a period of about six years, a first order autoregressive process and deterministic seasonality.

The seasonality component, detected as fixed, showed significant and negative coefficients in the months of February to June and positive coefficients in the months of August to December. The effects of January and July were not significant. These facts clearly confirm the well-known trends of traditional months of higher beef supply (beginning on the final months of the year until April) and lower supply (other months).

One-step-ahead and extrapolation forecasts for 1991, 1992, 1993, 1994 and 1995 were satisfactory. One-step-ahead forecasts for 1992 and 1993 were the best ones for post sample adjustment.

1. INTRODUÇÃO

O estudo dos preços praticados dos animais gordos (aptos ao abate), principal produto da bovinocultura de corte, ou como é mais conhecida, da pecuária de corte, deve-se à importância econômica e à significativa participação da carne bovina no orçamento familiar.

Em termos de importância econômica, a produção de carne de origem bovina ocupa posição de destaque, representando a atividade de maior peso no Produto Interno Bruto (PIB) agrícola nacional, constituindo “uma cadeia produtiva bastante complexa, envolvendo a pesquisa, a indústria de insumos, o produtor, o transporte, a indústria frigorífica que abate e estoca, as intermediações do mercado da carne e o consumidor” (ARRUDA, 1994).

A carne de origem bovina é tida como produto básico na alimentação da população e o dispêndio com este produto representa parte considerável do orçamento familiar. Segundo a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) entre março de 1987 e fevereiro de 1988, o percentual de despesa em alimentação gasto no domicílio em consumo de carne bovina (de primeira e segunda) na cidade de São Paulo variou de cerca de 8% a 12,5%. Considerando-se os dez extratos de renda familiar pesquisados, obteve-se o dispêndio com carne bovina médio de 10,6%.

O setor de produção agropecuária diferencia-se de outros setores da economia quanto à carência de organização e de informações de seus agentes, o que incrementa riscos e incertezas quanto ao retorno esperado na atividade, intensificando a instabilidade na produção (alocação de fatores) e na comercialização (oscilações de preços praticados).

As oscilações, estacionais e plurianuais, existentes nos preços recebidos pelos produtos agropecuários decorrem basicamente de características biológicas da produção, das expectativas dos agentes na comercialização e da influência de políticas governamentais sobre os sub-setores produtivos.

Os agentes de mercado podem (e devem), mesmo assim, procurar otimizar os ganhos na(s) atividade(s), com incrementos de eficiência e qualidade da produção, e antecipando as variações dos preços a serem recebidos (ou pagos).

O estudo de modelos de oferta e demanda poderia fornecer previsões de preços a serem praticados; no entanto, o conhecimento de todos os fatores que afetam o mercado do produto, de seus produtos complementares e substitutos, e a determinação de curvas empíricas tornam demasiadamente trabalhosa a estimação.

As negociações de *commodities* agrícolas no mercado a termo e nas bolsas de futuros também poderiam orientar os produtores e investidores quanto às perspectivas dos agentes econômicos, em relação aos preços esperados para o futuro. Porém, esses mercados ainda são muito incipientes no país, apesar dos constantes esforços dos agentes envolvidos na popularização deste instrumento.

Há uma alternativa metodológica para que os agentes de mercado possam obter previsões de uma dada variável: o estudo de séries de tempo (séries temporais) sugere que o comportamento dos dados no passado e no presente, juntamente às expectativas de variações futuras, podem ser fornecer alguma informação sobre o comportamento dos dados no futuro.

Neste estudo serão avaliadas as diferentes fontes de variação nas séries dos preços recebidos pelos produtores de animais prontos para o abate: fatores sazonais, cíclicos, influência de outras variáveis (efeito de transferência). Será realizada também a análise de intervenção (*dummies*) para a inclusão de “choques” referentes aos planos econômicos nos modelos.

Os modelos que melhor se ajustarem à série de preços serão utilizados na obtenção de previsões de preços futuros. Estas previsões são de grande importância para se estabelecer os cenários a serem considerados pelos produtores, agentes econômicos e administrações públicas, aumentando a eficácia do planejamento de investimentos.

2. A PECUÁRIA DE CORTE BRASILEIRA

O propósito deste capítulo é expor características da pecuária de corte, de forma a subsidiar a escolha de variáveis a serem consideradas nos modelos econométricos apresentados adiante.

A atividade pecuária, no Brasil, possui longo ciclo de produção, variável com o nível tecnológico adotado (entre 5 e 7 anos), sendo sujeita como as demais atividades a incertezas econômicas que inibem possíveis investimentos.

As regiões geográficas de maior rebanho bovino no país são a Centro-Oeste e a Sudeste com cerca de 30% cada uma; em seguida tem-se as regiões Nordeste e Sul com pouco menos de 20% cada; a região Norte representa os 4-5% restantes. A região Sudeste tem, nas duas últimas décadas, “perdido terreno” para a região Centro-Oeste, o que pode ser explicado pela valorização das terras na primeira e deslocamento da fronteira agrícola para terras no cerrado.

A produção brasileira, segundo estatísticas disponíveis, tem se mantido por vários anos na faixa de 2 a 2,3 milhões de toneladas de carcaça por ano. As exportações têm variado de 250 a 600 mil toneladas/ano e o consumo interno em torno de 2 milhões de toneladas/ano. Entretanto, informações da indústria de couro mostram que os dados oficiais subestimam a produção porque os abates clandestinos não são incluídos nas estatísticas oficiais, distorcendo os índices da pecuária (BOIN, 1989).

Na verdade, pouco se conhece a respeito da realidade da bovinocultura de corte brasileira em termos de suas perdas e índices reais de produção. A maioria dos estudos existentes a respeito baseia-se em informações subjetivas ou em situações de casos particulares.

2.1. A produção

A produção bovina possui diferentes denominações dado o nível de maturação de seu produto final, dividindo-se nas chamadas fases de cria, recria e engorda de animais. O sistema de “produção a pasto” é o predominante, nas três fases.

A fase de cria corresponde ao manejo de matrizes, de touros e do produto de sua cruz, o bezerro, até a idade de desmama (7 a 9 meses). A fase de recria compreende o manejo de fêmeas e machos em crescimento até as idades de reprodução ou início da fase de engorda (2 a 4 anos). A última compõe-se de machos (castrados) e, em menor proporção, de fêmeas e touros de descarte tendo duração de 8 a 12 meses.

A baixa produção de forragens, principalmente no “inverno”, tem sido apontada como um dos fatores que mais contribui para a baixa produtividade dos rebanhos, sendo responsável por variações acentuadas na produção leiteira, pela perda de peso dos animais de corte e pela grande redução na capacidade de suporte dos pastos que, geralmente, é estabelecida tomando-se por base um período de 12 meses (ROLIM, 1980).

O diferencial de preços entre safra e entressafra e os elevados custos da perda de peso dos animais no “inverno” têm estimulado produtores a realizarem o confinamento de animais. Este cresceu de cerca de 100.000 cabeças/ano para 850.000 no período 1980-93 (LAZZARINI, 1994). No confinamento, os animais são estimulados a ganhos de peso no período de baixa disponibilidade de alimento no campo e atingem peso para abate como animais gordos no período de entressafra.

2.2. Abate e comercialização

As principais características do abate e da comercialização de animais são: a concentração geográfica em certas regiões (praças), a proporção de animais machos e fêmeas na oferta e as diferentes formas de compra e venda de animais.

As praças de comercialização são regiões onde ocorre a formação de preços. Os produtores baseiam suas decisões de compra e venda de animais nas cotações ali praticadas. Destacam-se, no Centro-Sul, as regiões Araçatuba-SP, Barra do Garça-MT,

Baurú/Marília-SP; Campo Grande-MS; Goiânia-GO; Londrina/Maringá-PR; Presidente Prudente-SP; São José do Rio Preto/Barretos-SP; Três Lagoas-MS e Uberaba-MG (BARROS *et alii*, 1994).

OLIVEIRA (1991) e CORRÊA (1983) argumentam que a composição da oferta de carne bovina ao longo do tempo possui dois componentes básicos. O primeiro se refere ao abate de matrizes (fêmeas), que representa 25 a 40% do total e que tem maior influência sobre os níveis de abate total; o segundo é o abate de bois, que pouco influencia a estabilidade da oferta e dos preços de carne bovina, por não ter comportamento cíclico tão evidente.

A oferta de animais para o abate sofre, de forma cíclica no tempo, variações que podem ser atribuídas, em grande parte, à oferta de vacas. Ocorre então um fato singular na pecuária de corte: as matrizes (bens de capital) transformam-se em bens de consumo devido às expectativas de mercado variáveis no tempo.

As formas de comercialização diferem quanto à categoria animal negociada. Atualmente os leilões têm grande importância para as categorias intermediárias (bezerro, garrote e boi magro). Estima-se em 60% o volume de negócios realizados por esta via (DE ZEN, 1993). Para o boi gordo predominam as vendas aos frigoríficos diretamente ou através de “escritórios compradores”, que são firmas localizadas nas principais praças, especializadas na compra de animais.

O abate de animais tem como ponto negativo a falta de padronização, classificação e tipificação de carcaças e, por conseqüência, os produtores de melhores animais não recebem diferencial de preço quando da comercialização, o que tende a desestimular o manejo mais tecnificado.

Uma característica marcante na comercialização corresponde ao costume dos agentes de mercado de comparar, ao longo do tempo, os preços praticados expressos na moeda norte-americana (US\$), sem que haja qualquer tratamento inflacionário. Assim, o preço em reais (R\$) é dividido pela cotação do dólar americano na data da comercialização, desconsiderando-se a inflação norte-americana e o prazo de pagamento, comum na compra e venda de bovinos. Este último tem variado ao longo do tempo, sendo um referencial o prazo de 20 dias.

O volume de carne destinado à exportação é pequeno e de grande variância, sendo o potencial deste mercado muito pouco explorado. O Brasil é visto como um fornecedor com péssimo controle sanitário nas suas criações e na indústria, o que aumenta a dificuldade de incrementar o mercado com outros países.

As importações, principalmente de carcaças, têm ocorrido em algumas épocas como forma de deter os aumentos de preços no varejo, ocorrendo muitas vezes graças à “intemalização” de subsídios, favorecendo apenas a especulação e não atingindo seus objetivos.

2.3. Preços: tendência, ciclicidade e estacionalidade

Os preços de animais para abate apresentam variações características em suas séries históricas. Destacam-se aqui as variações sazonais e plurianuais que ocorrem dentro do ano agrícola e no período de alguns anos, respectivamente.

As variações sazonais resultam de variações climáticas que afetam as condições produtivas, principalmente a produção de forrageiras, alterando a oferta de animais para abate. A importância do conhecimento deste componente está na possibilidade de se obter maior lucro com a formação de estoques de produtos e de insumos que também apresentam sazonalidade, como também de se produzir produtos “fora de época”, que é o caso do confinamento de bois para o abate na entressafra.

Já as variações plurianuais, conhecidas por ciclo pecuário, de duração entre 5 e 7 anos, ocorrem devido ao nível de capitalização do setor e às expectativas dos agentes produtores quanto ao comportamento dos preços futuros, afetando também a oferta de animais, principalmente a porcentagem de fêmeas no abate total.

Estas variações de preços podem ser facilmente observadas analisando-se a série de preços recebidos pelos produtores ao longo dos anos, sendo que a sua amplitude e duração dependem de inúmeros outros fatores, como o nível tecnológico na produção, a relação produção-comercialização, a influência de outros setores de produção animal não-bovina (avicultura e suinocultura) e políticas governamentais de financiamento da produção, de estoques reguladores, de fiscalização sanitária e de abate e também medidas emergenciais

de estabilização ocorridas durante a vigência de planos nacionais de estabilização econômica – planos heterodoxos.

Os animais gerados na atividade pecuária bovina representam em primeira instância um bem de capital e possuem elevada liquidez no mercado, sendo utilizados em diferentes períodos como reserva de valor e também como lastro em aplicações financeiras por agentes de setores não necessariamente agrícolas da economia.

As séries de preços da atividade de pecuária bovina apresentam componentes bem diferenciáveis; não se manifestando “bem comportadas” por serem influenciadas por outros fatores do processo produtivo, pelas etapas de comercialização, e por fatores não relacionados à produção e comercialização diretamente.

Na figura 2.1 apresentam-se os preços reais recebidos pelos produtores por uma arroba de boi gordo, coletados pelo Instituto de Economia Agrícola – IEA, e deflacionados pelo Índice Geral de Preços (Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas – IGP-DI/FGV, permitindo melhor visualização dos componentes a serem estudados.

O componente tendência corresponde à parte da série que descreve um movimento de longo prazo dos dados resultante em geral de mudanças tecnológicas e de alterações nas preferências do consumidor pelo produto. É de longo prazo, pois a tecnologia requer certo tempo para a assimilação por todos os produtores, como também a mudança de hábitos de consumo da população não ocorre de forma brusca. A queda de preços reais de diversos produtos agrícolas desde meados da década de oitenta é um bom exemplo deste componente. O aumento da produtividade física (aumento da produção por área devido a tecnologias resultantes de investimentos no setor na década de setenta) tem permitido que a agricultura continue obtendo certa rentabilidade.

Dentre todos os componentes, a sazonalidade (estacionalidade) é o de mais fácil entendimento, resultante de variações sistemáticas (porém “não necessariamente regulares” – Wallis & Thomas, 1971, citados em PINO *et alii*, 1994) dos dados dentro do ano, relacionadas às diferentes estações, ou sações, e fruto de mudanças de fotoperíodo e pluviosidade, caracterizando as chamadas safra e entressafra de produção agropecuária. Na safra o aumento de produção faz com que aumente a oferta de produtos a serem comercializados e que os preços diminuam, ocorrendo o inverso no período de entressafra.

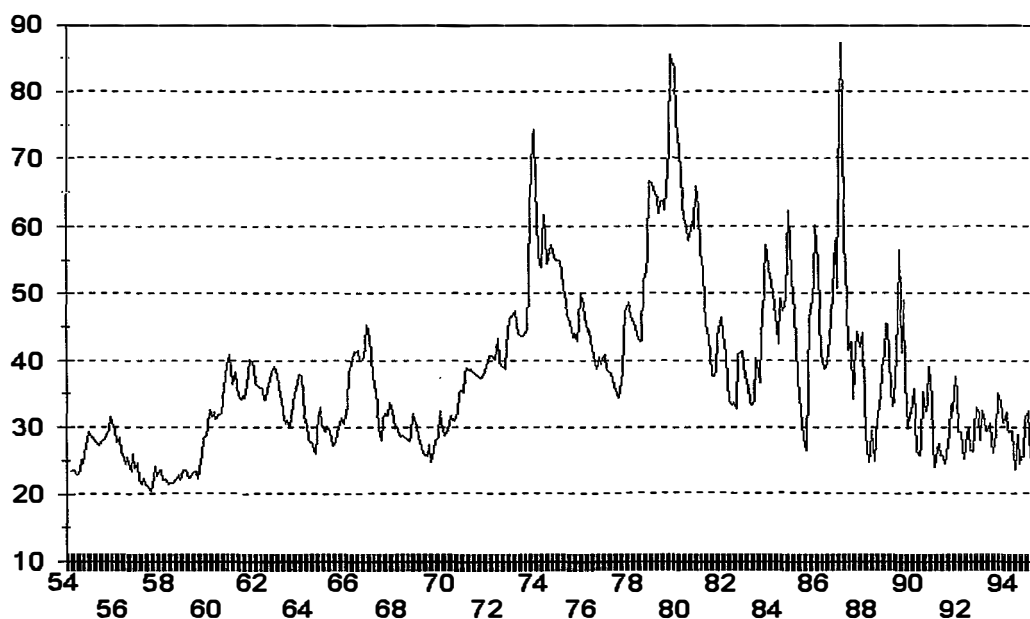


Figura 2.1. Preços médios mensais recebidos pelos produtores pela arroba de boi gordo, em reais de janeiro de 1995, praticados no período de março/54 a junho/95.

O estudo de ciclos, que correspondem à variações periódicas de amplitude superior a um ano, evoluiu da observação de séries longas de dados. Os ciclos estão associados a expectativas futuras de preços/produção. Podemos citar os ciclos de 6 a 8 anos de preço/produção do boi gordo (ciclo pecuário) estudado por diversos autores, entre eles: Dias (1972), Mascolo (1980), Garcia (1984) citados em KASSOUF (1988). Dado um cenário inicial de preços em elevação, os produtores projetando a bonança para os anos futuros começam a reter matrizes diminuindo a oferta; algum tempo após (um boi gordo requer 3 a 4 anos para estar apto ao abate) a quantidade de animais aumenta e os consumidores e intermediários encontram o produto gradativamente com maior facilidade e se dispõem a pagar cada vez menos por ele. Essa diminuição de preços resulta em um abate relativamente maior, pois os produtores já não estão mais estimulados a reter matrizes e buscam manter os seus rendimentos com o aumento do abate; ocorre uma elasticidade negativa da oferta de bovinos para o abate no curto prazo: quando o preço de bovinos para o abate declina, o abate tende a aumentar e vice-versa. (Lattimore, 1974, citado por MUELLER, 1987). Em algum tempo o estoque de animais decresce e os animais retidos e as crias geradas são abatidos (3

a 4 anos), a escassez de produto faz com que o preço aumente, fechando o ciclo. MUELLER (1987), que estudou o comportamento do “ciclo do gado”, identificou seis ciclos entre o período de 1950 a 1985.

BRASIL (1988) destaca que o fenômeno cíclico caracteriza-se por duas formas de impacto: de um lado tem-se o conjunto de coeficientes zootécnicos como o principal responsável pelo período cíclico, enquanto que, do outro, a amplitude dos ciclos decorre fundamentalmente dos fatores econômicos. As variações do período e da amplitude, principalmente desta última, sobre a evolução do rebanho, transformam-se em riscos e incertezas para a atividade, constituindo-se em fatores de instabilidade, em função das frustrações de expectativas de preços dos agentes.

MUELLER (1987) descreve, de forma exemplar, como as políticas governamentais com foco no abate afetam negativamente a pecuária de corte, ampliando a amplitude do ciclo. Inicialmente, devido a uma expansão da demanda por carne, os preços do gado e da carne começam a aumentar e a oferta a diminuir. As autoridades econômicas preocupadas com o impacto desse aumento sobre o custo de vida, reagem tachando os produtores de gado de corte de “especuladores”, impondo tabelamentos de preços, cortando créditos, etc, na tentativa de reverter o quadro. Os pecuaristas, sem poder político para a revogação das medidas adotadas, vêm-se, em algum tempo, obrigados a aceitar os preços tabelados (já corroídos pela inflação do período) e a aumentar gradativamente o desfrute de seus rebanhos para fazer frente às suas despesas. Aumenta, assim a oferta de animais (e de fêmeas) com as autoridades econômicas certas de uma vitória. No entanto, o aumento do abate reduz a população de bovinos e a oferta de carne, e as autoridades econômicas passam a fornecer incentivos para a expansão da produção como aumento de crédito aos produtores e a conivência para aumentos de preços. Os pecuaristas vêm o momento de investir na pecuária e começam a reter matrizes visando ao aumento de receitas futuras, iniciando nova crise por pressão de demanda, dando início a um novo ciclo.

Na série dos preços médios mensais recebidos pelos produtores por um boi gordo é nítida a presença de ciclos até o ano de 1985, que é o marco inicial da “era” dos planos heterodoxos. A partir de então descaracterizou-se o ciclo pecuário.

2.4. As políticas adotadas e os fatores envolvidos

A pecuária tem sido afetada por políticas governamentais devido à sua importância na alimentação da população, o que resulta apenas em desordem no setor e não em mudanças estruturais, visto que as políticas que objetivam resultados deveriam atuar no sentido de obter a estabilidade, a longo prazo, do abate de matrizes e, assim, garantir a oferta menos variável de carne no tempo.

O Governo, ainda que não seja considerado como agente de compra e venda de produtos pecuários, destaca-se pela sua influência na composição da oferta e demanda do sistema (BRASIL, 1988).

MUELLER (1987) relata intervenções do Governo a partir do fim da Segunda Guerra Mundial, com características praticamente de um mesmo padrão nas políticas adotadas, descrevendo confrontos pecuaristas-governo nos anos-safra de 1943, 1959, 1965, 1973 e 1986. REZENDE (1990) analisa o período posterior à 1980, e afirma que a demanda por carne, neste período, tornou-se mais instável, ou seja, o ciclo pecuário passou a sofrer maior influência da instabilidade da economia; e que a retenção menor ou maior de matrizes passou a guiar-se mais em função da atratividade dos ativos financeiros do que em função do preço das categorias intermediárias.

Na análise da experiência inflacionária recente no Brasil, REZENDE (1990 e 1992) verifica que, desde 1986, há uma nítida relação inversa entre inflação e os preços relativos agrícolas (preços recebidos/preços pagos). Também verifica o “desaparecimento” do ciclo pecuário após 1986, já afetado pela recessão e a política monetária restritiva no período 1981-83.

Na segunda metade da década de 80, uma seqüência de planos econômicos heterodoxos, de combate à inflação, ocorreu no país, afetando o comportamento dos preços na pecuária principalmente em seu componente cíclico. ABREU *et alii* (1989) expõe que ao longo de 1984 “o temor de uma nova aceleração inflacionária com a recuperação da atividade econômica fortaleceram as teses inercialistas e as soluções heterodoxas”.

Em março de 1985, com a instalação da Nova República, medidas de austeridade fiscal e monetárias foram adotadas; houve cortes no orçamento fiscal,

congelamento de preços públicos, controle de preços privados, alteração nas fórmulas de cálculo da correção monetária e das desvalorizações cambiais. Já em junho de 1985, sob grande pressão, iniciou-se o processo de descompressão do controle sobre os preços com resultante aumentos nos índices de inflação. Um agravante na dificuldade de contenção dos aumentos de preços foi a prolongada seca ocorrida neste ano causando um choque de oferta agrícola em novembro.

Em 1986 houve o chamado “Plano Cruzado” em que, por um lado, a rápida expansão da produção, da renda, do emprego e dos salários, e a diminuição da atratividade de investimentos financeiros com a canalização de recursos em bens duráveis e de consumo, ampliaram a demanda por carne bovina (produto de elasticidade-renda da demanda alta). Pelo lado da oferta, a carne bovina tomou-se escassa devido, primeiro, ao congelamento de preços em níveis irreais (preços de safra) e, segundo, devido ao elevado preço dos animais de reposição (boi magro e bezerro), que não foram tabelados, ocasionando a retenção de animais no pasto.

Outros planos de estabilização foram decretados pelas diversas administrações econômicas seguintes ao ano de 1986. Em seqüência houve o plano “Bresser” em junho de 1987; o plano “Verão” em janeiro de 1989; o plano “Collor” em março de 1990 e o plano “Real” em julho de 1994, sem que, no entanto uma nova “tendência” de ciclicidade no abate de bovinos fosse identificada. Estes planos procuraram recompor tarifas e salários e combater a inflação, mantendo a atratividade dos ativos financeiros via monitoração de taxas reais de juros, alguns com congelamentos e até mesmo confisco de dinheiro e aplicações financeiras.

De forma geral, a ação governamental sobre a atividade pecuária e a implementação de políticas de crédito e de preços, aliadas a fatores endógenos do mercado e normalmente condicionadas pelas estratégias do controle inflacionário, tem sido perversa para a bovinocultura. Isto, através das frustrações de expectativas dos agentes, face à não disponibilidade de informações quanto à postura governamental em períodos futuros e à freqüente descontinuidade e intermitência nas tomadas de decisão.

3. OBJETIVOS

Os objetivos deste trabalho são: (a) obter modelos estruturais que melhor se ajustem à série histórica de preços do boi gordo, identificando os componentes de tendência, sazonais e cíclicos, (b) analisar efeitos causais e de intervenção selecionados, e (c) propor modelos de previsão de valores futuros.

Trata-se de um esforço de aplicação de modelos estruturais ao estudo do mercado agropecuário. A seleção dos dados a serem incluídos no modelo, como efeitos de transferência e de intervenção, correspondem à primeira etapa deste trabalho e referem-se a variáveis econômicas sabidamente relacionadas com o mercado em questão.

4. REVISÃO DE LITERATURA

O estudo de oscilações de preços já foi assunto de estudo de muitos pesquisadores, sem que, no entanto, se possa apontar a melhor metodologia a ser empregada. Para atingir o objetivo de realizar previsões futuras devem-se considerar as opções metodológicas existentes.

Por previsões entenda-se os valores de cada série de tempo a serem praticados em qualquer período futuro. Espera-se que os valores estimados sejam tanto mais confiáveis quanto mais próximos ao presente ou quanto menor for o intervalo de previsão, pois é certo que os sistemas de produção, como também os hábitos de consumo, evoluem ao longo do tempo e os fatores que acarretam dada informação irão influenciar cada vez menos os valores praticados.

Cabe aos pesquisadores, ao construir modelos econométricos, respeitar os limites de cada abordagem e considerar as margens de erro a que estão sujeitas as previsões. Serão abordadas aqui, preferencialmente, duas das principais opções metodológicas na área do estudo de séries de tempo, aplicadas na análise de problemas relacionados à agropecuária: os modelos ARIMA (modelos auto-regressivos, integrados, de médias móveis de Box & Jenkins), devido à sua importância no estudo de séries de tempo, e os modelos estruturais clássicos, que se utilizam do Filtro de Kalman.

O estudo matemático de séries de tempo teve o seu grande impulso no início da década de setenta, após os trabalhos de Box & Jenkins em 1970¹ - considerado um “divisor de águas” por SOUZA (1989). Posteriormente, diversos trabalhos propuseram implementações de modelos que têm permitido muitos avanços metodológicos. Também no

¹ Para maiores informações consulte BOX & JENKINS (1976).

mesmo período, tornou-se disponível o uso de ferramental computacional a um número maior de pesquisadores, que puderam utilizá-lo nas mais diferentes áreas de estudo.

Modelos ARIMA têm sido amplamente utilizados em problemas relacionados à previsão de preços agrícolas. KASSOUF (1988), por exemplo, utilizou a modelagem ARIMA, entre outras, para obter previsões de preços pagos pela arroba do boi gordo, pela cabeça de boi magro e de bezerro no estado de São Paulo. Para a série do boi gordo obteve como melhor modelo um ARIMA (0,1,1) (0,1,1)₁₂. As previsões geradas por esse modelo foram comparadas com as previsões da Bolsa de Mercadorias de São Paulo e preços do mercado físico.

A previsão de preços na pecuária também foi alvo de estudo de CONWAY *et alii* (1990) que compararam a performance das previsões *fora do período amostral* de modelos ARIMA (de coeficientes estocásticos) com modelos estimados por mínimos quadrados ordinários, Cochrane-Orcutt, e máxima verossimilhança para os preços da carne bovina, suína e de frango em função do consumo total e das três carnes, *per capita*. Consideraram para efeito de estimação dados trimestrais de 1964I a 1979IV (os números romanos indicam o trimestre) e para as previsões o período de 1980I a 1983IV. Os modelos ARIMA mostraram-se superiores em adaptar-se rapidamente às mudanças econômicas e foram sempre superiores aos demais para as previsões de preços da carne bovina e de frango. Os modelos estimados por Cochrane-Orcutt e por máxima verossimilhança apresentaram as melhores previsões para os preços da carne suína.

PINO & MORETTIN (1981) analisaram modelos univariados sazonais e modelos de análise de intervenção para as séries de produção e produtividade mensais de leite (1975-1980), e para as séries de produção anual (1882-1980) e de preços mensais recebidos pelo café – tipo exportação (1954-1980), com os dados relativos ao estado de São Paulo. Fatos como fortes geadas, alguns eventos históricos, a abolição da escravatura e a segunda guerra mundial afetaram significativamente a produção cafeeira; os preços recebidos pela saca de café foram afetados por geadas.

Ainda com a modelagem ARIMA, BACCHI (1994) estimou modelos univariados e de função de transferência, baseados em testes preliminares de causalidade, integração e co-integração, para a previsão (um-passo-à-frente) de preços de bovinos, suínos

e frango de corte para o estado de São Paulo, obtendo, de forma geral, boas previsões com os modelos univariados para as séries de bovinos e suínos, e detectando efeitos positivos e substanciais da inclusão da variável preço do frango nos modelos de previsão de preços de bovinos e suínos.

Uma aplicação recente de modelos ARIMA com função de transferência foi desenvolvida por PINO & ROCHA (1994), onde detectou-se influência dos preços diários praticados na Bolsa de Chicago nos preços diários recebidos pelos produtores de soja e pelas indústrias no Brasil. Os preços de grãos em Chicago influenciaram os preços no Brasil de grãos, farelo e óleo de soja e as estimativas das elasticidades de transmissão de preços de grãos aumentaram quando se comparou o período de 1985-87 com 1988-90.

Os modelos estruturais clássicos também têm sido utilizados em pesquisas envolvendo séries de preços agrícolas e em comparações metodológicas envolvendo, principalmente, a metodologia ARIMA.

BOAS (1989) utilizou-se da técnica do Filtro de Kalman para comparar previsões obtidas em séries trimestrais de preços e produção de cacau com as de modelos “convencionais” (estimados por mínimos quadrados). O autor considera que as previsões geradas por modelos “convencionais” são piores devido à não estacionariedade das séries ao longo do tempo e ao fraco desempenho em captar as variações menos freqüentes.

A comparação dos dois métodos, ARIMA e estrutural, também foi feita por VICENTE (1992) no estudo do comportamento das séries de produção de carne de frango e ovos. As previsões obtidas com o modelo estrutural foram consideradas melhores, com desvios absolutos médios de 1% para a série de produção de carne e de 2,5% para a série de produção de ovos.

CHEN & BESSLER (1990) utilizaram modelos estruturais, auto-regressivos e compostos, na previsão de preços mensais de algodão praticados nos Estados Unidos, baseados em dois períodos distintos: o primeiro com maior quantidade de “choques” políticos e, o segundo, mais próximo das condições normais de mercado. A análise empírica demonstrou superioridade dos modelos estruturais quando aplicados ao primeiro período (maior quantidade de choques) e dos modelos auto-regressivos no segundo período. A abordagem composta, onde o modelo auto-regressivo foi usado para estimar os valores

futuros das variáveis exógenas do modelo estrutural, não mostrou superioridade frente aos modelos individuais.

Outros métodos têm sido utilizados para a análise de preços de produtos agropecuários. SANTANA & BRANDT (1991) examinaram as relações entre os preços do boi gordo, novilho e bezerro, no mercado do estado de Minas Gerais com procedimento de estimação de mínimos quadrados ordinários em dois estágios, utilizando técnicas de co-integração e modelo de correção de erro. Concluindo que as variáveis estudadas são co-integradas e que, no longo prazo, as variações nos preços do bezerro e do boi magro se ajustam totalmente aos preços do boi gordo.

Em alguns trabalhos, a capacidade preditiva de modelos econométricos frente à outras formas de previsão, como cotações de mercados futuros e *feeling* de especialistas, é o foco de estudo. BESSLER & BRANDT (1992) compararam as previsões de preços do boi gordo e de suínos obtidas em modelos de vetores auto-regressivos (VAR) pelo professor Glenn Grimes (Universidade de Missouri), e as geradas na Bolsa de Chicago (primeiro futuro) com os preços efetivamente praticados nos Estados Unidos no período de 1972I a 1986II (os números romanos indicam o trimestre) e concluíram que, para os preços do boi gordo, as previsões “econométricas” foram melhores do que as do mercado futuro. No caso dos preços do suíno não foi possível apontar o melhor método.

5. MÉTODOS

Muitos dos fenômenos físicos e econômicos produzem seqüências de dados regularmente distribuídos no tempo. Estas seqüências de dados ordenados no tempo denominam-se séries temporais.

Os modelos de séries temporais possibilitam o estudo e a elaboração de previsões a partir de séries de dados, onde se tem pouco conhecimento dos fatores que determinam suas variações, desde que se disponha de informações em um horizonte ($t = 1, \dots, T$) que permita o ajuste satisfatório dos modelos.

A modelagem estrutural decompõe a série nos componentes tendência, sazonalidade, cíclico e errático.

5.1. Transformação dos dados

A transformação dos dados originais é recomendada nos casos onde necessita-se estacionarizar a série ao longo do tempo, o que é um pressuposto de alguns modelos estatísticos de séries de tempo.

Uma série de dados homogênea pode ser estacionarizada quanto ao nível (patamar), ou inclinação, pela aplicação de diferenças. Pode-se também, estacionarizar a variância da série pela aplicação de funções monotônicas como a logarítmica ou potência de expoente 1/2 (raiz quadrada).

Jenkins (1979), citado por BACCHI (1994), apresenta um método que sugere a transformação a ser utilizada a partir do cálculo de um coeficiente (λ) que considera a amplitude e a média de sub-séries de mesmo período sazonal. MORETTIN & TOLOI (1987), de forma mais intuitiva, recomendam a aplicação de logaritmos aos dados

nos casos de modelos onde os efeitos sazonais são considerados multiplicativos, tornando-os aditivos.

Os modelos estruturais não requerem que as séries sejam estacionárias para a obtenção de estimativas ótimas pelo Filtro de Kalman. Porém a aplicação de transformações é muito utilizada visando a melhora dos testes de análise dos resíduos.

Considera-se satisfatório, para a maioria das séries históricas de dados, assumir-se que as flutuações são proporcionais ao seu nível, ou seja, há um efeito multiplicativo dos principais fatores determinantes das flutuações. Assim, a aplicação de logaritmos às séries de dados torna-se uma etapa que deve ser considerada quando do ajuste de modelos que envolvam dados distribuídos no tempo.

5.2. Modelagem estrutural clássica

Os modelos estruturais de séries de tempo foram propostos por Andrew C. Harvey, no início da década de 80, e surgiram entre os aperfeiçoamentos dos modelos de séries de tempo após os trabalhos de Box-Jenkins. Estes modelos procuram identificar componentes não-observáveis na série estudada: tendência (μ_t), ciclo (φ_t), sazonalidade (γ_t) e errático (ε_t). Essa abordagem surgiu como alternativa aos modelos ARIMA, que são criticados porque a identificação dos modelos baseia-se única e exclusivamente nos dados, utilizando ferramental pouco informativo ao pesquisador. Daí surgirem dificuldades de interpretação do mundo real que podem levar à escolha arbitrária de modelos.

A base da metodologia são os modelos de regressão múltipla onde os componentes são funções determinísticas no tempo com o componente errático (ε_t) sendo o único com comportamento estocástico. No entanto, a magnitude dos demais componentes pode variar ao longo do tempo, sendo necessário, considerá-los estocásticos (PINO *et alii*, 1994).

Os componentes de tendência, ciclo e sazonalidade, nos modelos estruturais, podem apresentar também comportamento estocástico. A presença e o comportamento dos componentes identificados na série estudada levam à seleção de diferentes modelos estruturais, que podem ser aditivos, multiplicativos ou mistos.

5.2.1. Interpretação dos componentes do modelo¹

Inicialmente, apresenta-se cada um dos componentes dos modelos estruturais separadamente.

A tendência representa movimentos de longo prazo e possui processo gerador genérico do tipo:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (5.01a)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, t = \dots, -1, 0, 1, \dots \quad (5.01b)$$

onde η_t e ζ_t são ruídos brancos não correlacionados entre si e determinam o grau de aleatoriedade da tendência, com variâncias σ^2_η e σ^2_ζ , μ_t é o nível e β_t a declividade da tendência.

Se σ^2_η e σ^2_ζ forem diferentes de zero, teremos a tendência com comportamento estocástico; se ambos forem iguais a zero, a tendência será determinística, semelhante ao modelo de regressão tradicional. Quando apenas σ^2_η for zero a tendência será estocástica, com mudanças na inclinação da série mas não no seu nível; quando σ^2_ζ for zero a tendência será estocástica apenas quanto ao nível.

A exclusão da inclinação (β_t) da especificação da tendência faz com que esta possua um comportamento estocástico típico; será então um processo do tipo passeio aleatório. Existem diferentes denominações para o componente tendência em função de sua especificação.

Na forma de representação vetorial, pode-se representar conjuntamente (5.01a) e (5.01b) como:

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad (5.02)$$

¹ O restante deste capítulo baseia-se em HARVEY (1989) e KOOPMAN *et alii* (1995), salvo outra citação.

A sazonalidade representa a parte da série que, quando extrapolada, repete-se dentro do período de um ano, possuindo por construção média igual a zero neste período, e podendo ser expressa por variáveis *dummies* ou em termos trigonométricos, com comportamento determinístico ou estocástico. Expressa-se a sazonalidade com período sazonal s como:

a) sazonalidade determinística (*dummy*) com γ_t o efeito sazonal em t .

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = 0 \Rightarrow \gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} \quad (5.03)$$

b) sazonalidade estocástica (*dummy*) em t e ω_t um ruído branco com variância σ_ω^2 .

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t \quad (5.04)$$

c) sazonalidade estocástica tipo Passeio Aleatório para o mês j em t .

$$\gamma_{jt} = \gamma_{j,t-s} + \omega_t, \quad j = 1, 2, \dots, s \quad (5.05)$$

d) sazonalidade estocástica expressa em termos trigonométricos com frequência $\lambda_j = 2\pi j/s$.

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} (a_j \cos \lambda_j t + b_j \sin \lambda_j t) + \omega_t \quad (5.06)$$

onde a_j e b_j são os coeficientes associados à harmônica “ j ”.

Nesta última forma de representação, se a variância σ_ω^2 for nula teremos comportamento determinístico. De forma a tornar a sazonalidade recursiva por construção

pode-se aplicar à expressão (5.06) uma transformação algébrica² e expressar a sazonalidade no mês j para o instante t , ou seja, γ_{jt} já em representação vetorial como:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{jt} \\ \gamma_{jt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos\lambda_j & \text{sen}\lambda_j \\ -\text{sen}\lambda_j & \cos\lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (5.07)$$

os parâmetros com expoentes * na expressão (5.07) aparecem por construção; a interpretação de γ_{jt}^* não tem particular importância.

O terceiro componente, o ciclo, mostra o movimento de oscilação em torno da tendência. Desta forma busca-se identificar movimentos “para cima” ou “para baixo”, periódicos, de comprimento e magnitude variáveis. A expressão destes movimentos, quando determinísticos, pode ser dada por:

$$\varphi_t = [\alpha \cos \lambda_c t + \beta \text{sen} \lambda_c t] \quad (5.08)$$

onde:

φ_t = ciclo determinístico;

λ_c = frequência da senóide medida em radianos ($2\pi/\lambda_c$ = período);

α e β = coeficientes associados à amplitude e fase da harmônica

⇒ amplitude = $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$ e fase = $\text{arctg}(\beta/\alpha)$.

O ciclo será estocástico com a inclusão de κ_t , ruído branco com variância σ^2_{κ} . Já na forma vetorial e após uma transformação algébrica que visa tornar o ciclo recursivo por construção, semelhante à realizada no componente sazonalidade em (5.07), teremos:

$$\begin{bmatrix} \varphi_t \\ \varphi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos\lambda_c & \text{sen}\lambda_c \\ -\text{sen}\lambda_c & \cos\lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_{t-1} \\ \varphi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (5.09)$$

² A transformação baseia-se em $\gamma_{j0} = a_j$ e $\gamma_{j0}^* = b_j$, para maiores detalhes consulte SOUZA (1989), páginas 44 a 47, e HARVEY (1989), páginas 38 a 43.

Em (5.09), φ_t representa o valor esperado do componente cíclico no instante t e φ_t^* aparece por construção e não possui particular importância. A obtenção de σ_{κ}^2 nula indica um ciclo determinístico.

Visando maior flexibilidade do componente cíclico, pode-se incluir na expressão (5.09) um fator de amortecimento ρ ($0 < \rho \leq 1$) gerando, quando $\rho < 1$, uma senóide amortecida, como em (5.10). Valores de ρ superiores à unidade não são considerados pois geram senóides com comportamento explosivo que não possuem aplicação prática.

$$\begin{bmatrix} \varphi_t \\ \varphi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos\lambda_c & \text{sen}\lambda_c \\ -\text{sen}\lambda_c & \cos\lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_{t-1} \\ \varphi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \quad (5.10)$$

Note que se a frequência do ciclo (λ_c) tiver valor 0 ou π , este terá seu comportamento descrito por um processo auto-regressivo de ordem 1, um AR(1). Processos auto-regressivos podem ser incluídos nos modelos estruturais de forma aditiva visando melhorar o ajuste no caso de elevada ocorrência de perturbações nas séries. Um AR(1) tem a fórmula:

$$v_t = \phi v_{t-1} + \iota_t \quad (5.11)$$

sendo estacionário se $|\phi| < 1$ com ι_t considerado um ruído branco.

Por fim ε_t , é o componente aditivo errático, tomado como um ruído branco. Se $\sigma_{\varepsilon}^2 = 0$, y_t será expresso como uma combinação precisa dos componentes tendência, sazonalidade e ciclo.

5.2.2. Forma de espaço de estado

Para um modelo estrutural descrito por $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ (denominado por modelo de tendência linear local), com tendência como em (5.02) e uma série de n

observações, teremos que estimar σ^2_ε , σ^2_η , σ^2_ζ , μ_t (n vezes), e β_t (n vezes). Ou seja, mais parâmetros do que o número de observações inviabilizando a estimação por métodos tradicionais.

A operacionalização matemática do modelo será realizada através do Filtro de Kalman, que é um procedimento recursivo. Para que este possa ser aplicado, faz-se necessária a representação do modelo na forma de espaço de estado (*state space form - SSF*), que, em geral, é possível para modelos lineares. Esta representação baseia-se na propriedade dos processos não paramétricos de Markov, onde a observação presente incorpora toda a informação passada e assim o futuro independe do passado, dado o presente.

A formulação de espaço de estado aplica-se a séries de tempo multivariadas, foi desenvolvida por Akaike (1974 e 1976) e posteriormente aperfeiçoada por Cameron & Mehra (1976 e 1980), citados por SOUZA (1989). A formulação do modelo de espaço de estados é feita por duas equações dinâmicas e, para o caso da análise de modelos univariados, é representada pelo seguinte modelo linear dinâmico (MLD):

$$y_t = Z_t \alpha_t + \xi_t \quad (5.12)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \zeta_t \quad (5.13)$$

onde:

y_t = série univariada, $t = 1, 2, \dots, T$;

α_t = vetor de estado (ou vetor de parâmetros) $m \times 1$ não observável em geral, mas considerado gerado por um processo de Markov de primeira ordem, sendo m = número de coeficientes considerados na estimação de y_t ;

Z_t = vetor $1 \times m$ que define a relação entre y_t e o vetor de estado α_t ;

ξ_t = termo aleatório, por hipótese $E(\xi_t) = 0$ e $V(\xi_t) = h_t$;

T_t = matriz $m \times m$ que define a forma de evolução do vetor de estado α_t ;

ζ_t = vetor de termos aleatórios não correlacionados, por hipótese $E(\zeta_t) = 0$ e $V(\zeta_t) = Q_t$, sendo

Q_t = matriz diagonal das variâncias dos termos aleatórios dos componentes.

As equações (5.12) e (5.13) são conhecidas por equação de medida e equação de transição, respectivamente. A equação de medida (ou equação das observações) mostra a composição da série principal em função do vetor de estado, e a equação de transição (ou equação do sistema) mostra a evolução dinâmica do vetor de estado.

Duas hipóteses adicionais necessárias para a execução do ajuste são assumidas aqui. Primeiro, que o vetor de estado inicial α_0 tem média a_0 ($E(\alpha_0) = a_0$) e matriz de variâncias-covariâncias P_0 ($V(\alpha_0) = P_0$); e, segundo, que ξ_t e ζ_t , são não correlacionados entre si e não correlacionados ao vetor de estado inicial α_0 ($E(\xi_t, \zeta'_s) = 0, \forall t, s, E(\xi_t, \alpha_0) = E(\zeta_t, \alpha_0) = 0$).

Os elementos desconhecidos que aparecem em Z_t, T_t, h_t e Q_t são denominados hiperparâmetros (vetor Ψ) e necessitam ser estimados, pela abordagem clássica de Harvey, juntamente com os coeficientes do vetor de espaço de estado.

Considere, por exemplo, o seguinte modelo estrutural – Modelo Estrutural Básico – para dados trimestrais.

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t$$

$$\begin{aligned} \text{onde: } \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \\ \gamma_t &= -\gamma_{t-1} - \gamma_{t-2} - \gamma_{t-3} + \omega_t \end{aligned}$$

A equação de transição $\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + \zeta_t$ será:

$$\begin{array}{c} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\ \uparrow \qquad \qquad \uparrow \qquad \qquad \uparrow \qquad \uparrow \\ \alpha_t \qquad \qquad T_t \qquad \qquad \alpha_{t-1} \qquad \zeta_t \end{array}$$

a equação de medida $y_t = Z_t \alpha_t + \xi_t$ será: $y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0] \alpha_t + \xi_t$

$$\begin{array}{c} \uparrow \\ Z_t \end{array}$$

e teremos a matriz das variâncias dos termos aleatórios Q_t como:

$$Q_t = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\zeta^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\omega^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Repare que Z_t e T_t são, neste caso, conhecidos e invariantes no tempo, e que h_t e Q_t são desconhecidos e invariantes no tempo (ε_t , η_t , ζ_t , e ω_t são ruídos brancos).

O vetor de hiperparâmetros no exemplo é $\Psi = [\sigma_\varepsilon^2 \ \sigma_\eta^2 \ \sigma_\zeta^2 \ \sigma_\omega^2]$.

A formulação em espaço de estado de um modelo linear, como visto aqui, é bastante geral. Para que o MLD possa fornecer previsões dos valores futuros de y_t , com base em suas informações passadas e presente, necessita-se de estimadores atualizados do componente não-observado α_t . A seguir, apresenta-se o algoritmo conhecido por Filtro de Kalman onde obter-se-ão as estimativas do vetor de estado α_t .

5.2.3. Filtro de Kalman

As equações de recorrência, apresentadas a seguir, formam o Filtro de Kalman e foram originariamente obtidas, segundo SOUZA (1989), pelo método das projeções ortogonais por Kalman (1960) e Kalman & Bucy (1961).

O Filtro de Kalman é um procedimento recursivo de avaliação do estimador ótimo de estado em t – de menor erro quadrático médio (EQM) – tomando por base as informações disponíveis até o instante imediatamente anterior.

Considerando-se, inicialmente, conhecidos Z_0 , T_t , h_t , Q_t , ω_0 , e P_0 e seja a_{t-1} o estimador ótimo de α_{t-1} , com base nas informações até o instante $t-1$ e seja P_{t-1} :

$$P_{t-1} = E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad (5.14)$$

a matriz de variâncias e covariâncias do erro de estimação, então, o vetor de estado α_t pode ser obtido por:

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} \quad (5.15)$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + Q_t \quad (5.16)$$

As equações (5.15) e (5.16) são chamadas de equações de previsão.

Assim que y_t ficar disponível, será possível atualizar as previsões através das equações recursivas abaixo:

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' f_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1}) \quad (5.17)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' f_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \quad (5.18)$$

onde $f_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + h_t$.

As equações (5.17) e (5.18) são chamadas de equações de atualização. O último membro da equação (5.17) é conhecido por “ganho de Kalman” com a respectiva correção da variância na expressão (5.18). As equações (5.14) a (5.18) formam o chamado Filtro de Kalman.

Os hiperparâmetros, se existirem, serão na verdade um complicador na etapa de estimação, e serão obtidos pelo método de máxima verossimilhança (não detalhado aqui, ver HARVEY, 1989) diretamente da série histórica observada, com os dados disponíveis até o instante anterior ao da previsão, entre as aplicações do Filtro de Kalman.

O processo de estimação inicia-se, então, com a atribuição de valores iniciais para o vetor de estado e para os hiperparâmetros (em geral na dependência do *software* utilizado); em seguida aplica-se o Filtro de Kalman para a estimação dos parâmetros e realiza-se a primeira estimação dos hiperparâmetros; de forma iterativa estima-se os parâmetros e os hiperparâmetros até que haja convergência nas estimativas.

5.2.4. Identificação e estimação dos parâmetros

A identificação corresponde aqui à escolha dos componentes (tendência, sazonalidade e ciclo) a serem incluídos no modelo, assim como às formas de tratamento de cada um deles, e pode ser realizada pela inspeção gráfica da série de dados observada, pela função de autocorrelação da série (e possíveis diferenças) e pelos conhecimentos teóricos do pesquisador, devendo ser ratificada quando da obtenção das estatísticas na etapa de verificação e ajuste do modelo.

A estimação compreende expressar-se o modelo em forma de espaço de estado, aplicação do Filtro de Kalman e estimação dos hiperparâmetros pelo método da máxima verossimilhança.

5.2.5. Previsão de valores futuros

Juntamente com as previsões da série y_t teremos as previsões do vetor de estado. Estas poderão ser realizadas de duas maneiras a saber: a) um período à frente da última observação (considerada na estimação); ou b) por extrapolação após a última observação considerada.

Utiliza-se a equação de transição (5.13) para a obtenção de previsões, para um período futuro h qualquer, de forma distinta:

a) um período à frente (um-passo-à-frente)

α_{T+1} baseado na $E_T(\alpha_{T+1})$

$$\alpha_{T+1} = T_{T+1} \alpha_T + \zeta_{T+1} \quad (5.19)$$

$$E_T(\alpha_{T+1}) = T_{T+1} E_T(\alpha_T)$$

$$E_T(\alpha_{T+1}) = T_{T+1} a_T$$

$$E_T(\alpha_{T+1}) = a_{T+1|T}$$

b) extrapolação

α_{T+h} baseado na $E_T(\alpha_{T+h})$

$$\alpha_{T+h} = T_{T+h} \alpha_{T+h-1} + \zeta_{T+h} \quad (5.20)$$

$$E_T(\alpha_{T+h}) = T_{T+h} E_T(\alpha_{T+h-1})$$

$$E_T(\alpha_{T+h}) = T_{T+h} a_{T+h-1|T}$$

$$E_T(\alpha_{T+h}) = a_{T+h|T}$$

A previsão de y_{T+h} será obtida após a atualização do vetor de estado pela equação de medida (5.12):

$$y_{T+h} = Z_{T+h} \alpha_{T+h} + \xi_{T+h}$$

$$E_T(y_{T+h}) = Z_{T+h} E_T(\alpha_{T+h})$$

$$E_T(y_{T+h}) = Z_{T+h} (T_{T+h} a_{T+h-1|T})$$

$$E_T(y_{T+h}) = Z_{T+h} a_{T+h|T}$$

$$E_T(y_{T+h}) = \hat{y}_{T+h|T}$$

5.2.6. Verificação dos modelos

A verificação dos modelos selecionados é feita pela análise das variâncias dos hiperparâmetros, análise dos resíduos, qualidade do ajustamento (*dentro do período amostral*) e análise do desempenho do modelo após o período usado na estimação (*fora do período amostral*).

Análise das variâncias dos hiperparâmetros

Se todos os elementos do vetor de hiperparâmetros Ψ em um modelo estrutural invariante no tempo estiverem no interior do espaço de parâmetros (variâncias dos ruídos brancos, genericamente denominadas s^2 , estritamente positivas e $0 < \rho < 1$ no caso da existência de ciclo no modelo), pode-se obter-se as estimativas:

$$\frac{s^2}{\sqrt{V(s^2)}} \sim N(0,1) \quad (5.21)$$

e testar as seguintes hipóteses:

- a) $\sigma_\epsilon^2 = 0 \Rightarrow$ aceitar $H_0 \Rightarrow y_t$ é uma combinação precisa dos componentes;
- b) $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0 \Rightarrow$ aceitar $H_0 \Rightarrow$ a tendência é determinística;
- c) $\sigma_\omega^2 = 0 \Rightarrow$ aceitar $H_0 \Rightarrow$ o padrão de sazonalidade é fixo;
- d) $\sigma_\kappa^2 = 0 \Rightarrow$ aceitar $H_0 \Rightarrow$ o ciclo não é estocástico;
- e) $\rho = 0 \Rightarrow$ aceitar $H_0 \Rightarrow \nexists$ ciclo.

Espera-se que uma destas hipóteses não seja aceita, pois devem existir componentes estocásticos na série estudada caso tenha-se selecionado adequadamente a metodologia.

No entanto, adotando-se um critério de escolha parcimonioso quanto à presença e complexidade dos componentes do modelo, pode-se analisar a ordem de grandeza das variâncias dos hiperparâmetros e verificar a inexistência de “ganho” na consideração de dado componente.

Freqüentemente surgem dúvidas quanto à ordem de simplificação de modelos devido à análise das variâncias não ser conclusiva; um critério utilizado para a escolha de eliminação/simplificação de componentes é o de avaliar a razão (*q-ratio*) entre cada variância dos hiperparâmetros (ou desvio padrão) com a(o) maior obtida(o). HARVEY (1989) analisa o uso desta razão e apresenta tabelas de valores críticos.

Análise dos resíduos

Em seguida procede-se à análise dos resíduos entre a série estimada $\hat{y}_{t|t-1}$ e a série observada y_t . Definimos o erro de previsão por:

$$v_t = y_t - \hat{y}_{t|t-1} \quad (5.22)$$

sendo $v_t \sim N(0, f_t)$ e $E(v_t v_s) = 0$ para $t \neq s$ e a estimativa do resíduo dada por:

$$\hat{v}_t = \frac{v_t}{\sqrt{f_t}} \sim N(0, 1), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5.23)$$

Serão realizados testes de autocorrelação, heterocedasticidade, normalidade, soma cumulativa de resíduos e o “teste de Chow”.

Os coeficientes de autocorrelação para a análise individual entre k instantes de tempo são obtidos por:

$$r(k) = \frac{\sum_{t=d,1+k}^T (\hat{v}_t - \bar{\hat{v}})(\hat{v}_{t-k} - \bar{\hat{v}})}{\sum_{t=d,1}^T (\hat{v}_t - \bar{\hat{v}})^2}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (5.24)$$

onde d é o número de elementos não estacionários do vetor de estado. Com $V(r(k)) = 1/T^*$, onde $T^* = T-d$.

A análise conjunta dos coeficientes de autocorrelação pode ser realizada pelo teste:

$$Q(k) = T \cdot (T+2) \sum_{k=1}^K \frac{r^2(k)}{T-k} \sim \chi^2_{K-n,1} \quad (5.25)$$

onde n é o número de hiperparâmetros.

Para o teste de heterocedasticia considere h o inteiro mais próximo de $T^*/3$, sendo a estatística do teste dada por:

$$H(h) = \frac{\sum_{t=d+1}^T \hat{u}_t^2}{\sum_{t=d+1}^{T-h+1} \hat{u}_t^2} \sim F_{h,h} \quad (5.26)$$

se $H(h)$ for significativo, há heterocedasticia.

No teste de normalidade considere o coeficiente de assimetria:

$$\sqrt{b_1} = \sum_{t=d+1}^T \frac{(\hat{u}_t - \bar{\hat{u}})^3}{T} \sim N(0,6/T) \quad (5.27)$$

e o coeficiente de curtose:

$$b_2 = \sum_{t=d+1}^T \frac{(\hat{u}_t - \bar{\hat{u}})^4}{T} \sim N(3,24/T) \quad (5.28)$$

A partir de (5.27) e (5.28) poderemos testar a normalidade dos resíduos pela expressão.

$$N_{BS} = \frac{T}{6} b_1 + \frac{T}{24} (b_2 - 3)^2 \sim \chi_2^2 \quad (5.29)$$

e se $N_{BS} < \chi_2^2$ aceita-se a hipótese de normalidade.

A expressão (5.29) consiste no teste de normalidade de Bowman-Shenton, usualmente utilizado por diversos pacotes estatísticos. KOOPMAN (1995) argumenta que este teste é inadequado para amostras que não sejam muito grandes, devido às estimativas de curtose e assimetria não serem independentemente distribuídas em amostras pequenas,

e sugere o teste alternativo de Doornik-Hansen, onde a curtose e a assimetria amostrais após sofrerem transformações aproximam-se da distribuição normal padronizada. O teste de Doornik-Hansen (N_{DH}) é também realizado pela expressão (5.29).

O teste da soma cumulativa de resíduos para um período h anterior à última observação (*dentro do período amostral*) pode ser realizado pelo gráfico da expressão.

$$CUSUM(h) = \sum_{j=T-h+1}^T \hat{u}_j, \quad h=1,2,\dots,T-d \quad (5.30)$$

se a soma de resíduos $CUSUM(h)$ cruzar as linhas limites L , com:

$$L = \pm \left[a\sqrt{T-d} + 2a \frac{(t-d)}{\sqrt{T-d}} \right] \quad (5.31)$$

onde a é igual a 0,948 ao nível de significância de 5% e a 0,850 a 10%, haverá problemas de especificação ou mudanças de estrutura não captadas pelo modelo (T_t não invariante). Mesmo não havendo o cruzamento, se $CUSUM(h)$ for sistematicamente de mesmo sinal pode haver mudanças de estrutura.

Um teste conjunto para os h instantes de tempo considerados pode ser obtido por:

$$CUSUM(h) = \frac{1}{\sqrt{h}} \sum_{j=T-h+1}^T \hat{u}_j \sim t_{T-d-h}, \quad h=1,2,\dots,T-d \quad (5.32)$$

O último teste na etapa de análise de resíduos é o “teste de Chow”. O coeficiente de Chow pode ser calculado por:

$$\xi(\mathbf{h}) = \frac{\sum_{j=T+1}^{T+h} \frac{\hat{u}_j^2}{\mathbf{h}}}{\sum_{j=d+1}^T \frac{\hat{u}_j^2}{T-d}} \sim F_{(h, T-d)} \quad (5.33)$$

Se $\xi(\mathbf{h})$ exceder o valor tabelado para $F_{(h, T-d)}$ o desempenho do modelo no período considerado não foi adequado devido à mudanças estruturais não captadas, ocorrência de heterocedasticidade, aplicação de estatísticas nos dados sem considerações teóricas ou problemas amostrais.

Qualidade do ajustamento

Os testes de qualidade do ajustamento são recomendados na comparação entre diferentes especificações e abrangem a análise da variância do erro de previsão, do coeficiente de estimação e os critérios Akaike Information Criterion (AIC) e Bayes Information Criterion (BIC).

O principal fator para a avaliação do ajustamento de um modelo invariante no tempo é a variância do erro de previsão (p.e.v.) um-passo-à-frente, no *steady-state*. O Filtro de Kalman está em *steady-state* se a matriz de variâncias e covariâncias do erro de estimação do vetor de estado for invariante no tempo, ou seja: $P_{t|t-1} = P$

Definimos:

$$\text{p.e.v.} = \sigma^2 = \sigma_*^2 f \quad (5.34)$$

onde σ_*^2 é a variância do resíduo $f = \lim_{t \rightarrow \infty} f_t$

A análise do coeficiente de determinação R^2 tradicional, que é a razão entre variação explicada na série pela variação total (soma de quadrados total - SQT) dos dados – ou a unidade menos a razão da variação residual (soma de quadrados dos resíduos - SQR) pela variação total – não é adequada pois, na existência de tendência acentuada, R^2

será elevado e não trará informação útil. HARVEY (1989) sugere uma metodologia alternativa para o cálculo do coeficiente de determinação R_D^2 onde a SQR é comparada à SQT após a aplicação de uma diferença consecutiva à série.

Em última análise, R_D^2 compara o grau de ajustamento de um modelo com a SQR de um modelo passeio aleatório. Se R_D^2 for negativo a formulação do componente tendência não será adequada, devendo ser simplificada.

A expressão que define R_D^2 é reproduzida abaixo:

$$R_D^2 = 1 - \frac{\text{SQR}}{\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \Delta \bar{y})^2} \quad (5.35)$$

De maneira análoga calculamos R_S^2 associado ao componente de sazonalidade do modelo e o grau de ajustamento do modelo (SQR) é comparado à SQR de um modelo com sazonalidade expressa através de *dummies* ou através de funções trigonométricas, sempre com comportamento estocástico (ω_t).

Neste caso, se R_S^2 for negativo o padrão de sazonalidade não será estocástico e o fato de considerar-se um modelo mais complexo não trará ganho no ajuste.

Os critérios AIC e BIC complementam a etapa de análise da qualidade de ajustamento e podem ser utilizados na comparação de modelos concorrentes com diferentes números de parâmetros. Definidos:

$$\begin{aligned} \text{AIC} &= \hat{\sigma}_e^2 e^{\left[\frac{2(n+d)}{T} \right]} \\ \text{BIC} &= \hat{\sigma}_e^2 e^{\left[\frac{(\ln T)(n+d)}{T} \right]} \end{aligned} \quad (5.36)$$

onde

n = número de hiperparâmetros; e

d = número de elementos não estacionários do vetor de estado.

O pacote Stamp 5.0 apresenta as estatísticas de AIC e BIC após a aplicação de logaritmos neperianos às expressões (5.36), podendo resultar em valores negativos e ressaltando as diferenças quando AIC ou BIC forem inferiores a um e vice-versa. O modelo que apresentar os menores valores para estas estimativas é valorizado.

Desempenho do modelo *fora do período amostral*

O desempenho do modelo após o período usado na estimação ou o “poder de previsão do modelo” também pode ser verificado e utilizado, conforme o objetivo da estimação, na seleção de modelos concorrentes. No entanto, para que isto seja possível faz-se necessário haver um período final da amostra não utilizado na etapa de estimação do modelo (*fora do período amostral*). O “teste de ajuste” (*Failure test*), a análise da soma cumulativa de resíduos e a análise da soma dos quadrados dos resíduos serão agora detalhados.

A estatística do *Failure test* para o período de previsão h é obtida por:

$$pf(h) = \sum_{j=1}^h \hat{u}_{T,j}^2 \sim \chi^2_h, \quad h=1,2,\dots \quad (5.37)$$

A soma cumulativa de resíduos, para o período h de previsão, é calculada de forma semelhante às expressões (5.30) e (5.32). Se \hat{u}_t for sistematicamente positivo haverá problemas de ajuste devido à subestimação no modelo, sendo válido o inverso.

Por fim a soma dos quadrados dos resíduos de previsão ($\hat{u}_{T+j|T}^2$, com $j = 1,2,\dots,h$) visa também a orientar a escolha entre os modelos selecionados para a etapa de previsão.

Esses indicadores de “performance preditiva” são gerados no pacote Stamp 5.0 e serão utilizados aqui. No entanto, outros indicadores poderiam ser considerados como, por exemplo, a raiz quadrada do erro quadrático médio, o desvio absoluto médio e o coeficiente de desigualdade de Theil (U_2), utilizados por VICENTE (1992); ou o erro absoluto, utilizado por SOUZA (1989).

5.2.7. Variáveis explicativas

Há a possibilidade da inclusão de variáveis explicativas no modelo estrutural, tornando-o múltiplo. Estas procurarão explicar o comportamento da série dependente, podendo inclusive simplificar a especificação do modelo univariado.

Pode-se afirmar que os componentes de um modelo, em sua maioria, são o resultado de interações dinâmicas entre variáveis. PINO (1994) expõe que Engle (1978) “chegou à conclusão de que os modelos que incluem outras variáveis são superiores aos univariados no ajustamento sazonal”.

Analisaremos neste tópico os modelos múltiplos de série de tempo, isto é, modelos onde são consideradas variáveis independentes, ou explicativas, x_i ($i = 1, 2, \dots$) na modelagem da variável dependente, ou explicada y_t .

Operacionalmente a equação de medida possuirá um termo aditivo com o vetor das variáveis explicativas e de seus coeficientes.

$$y_t = Z_t \alpha_t + x_t' \delta_t + \varepsilon_t \quad (5.38)$$

onde:

x_t é o vetor ($1 \times k$) das k variáveis explicativas; e

δ_t é o vetor ($1 \times k$) dos coeficientes das variáveis explicativas.

Esta se assemelhará mais à expressão (5.12) considerando $y_t = Z_t^* \alpha_t^* + \varepsilon_t$, com Z_t^* e α_t^* sendo os vetores Z_t e α_t aumentados. Vetorialmente teremos:

$$y_t = [Z_t \ x_t] \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \delta_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (5.39)$$

$$\begin{matrix} \uparrow & \uparrow \\ Z_t^* & \alpha_t^* \end{matrix}$$

A equação de transição (5.13) para δ_t invariante no tempo será, já na forma vetorial:

$$\begin{array}{c}
 \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T_t & 0 \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \end{bmatrix} \\
 \uparrow \qquad \uparrow \qquad \uparrow \qquad \uparrow \\
 \alpha_t^* \quad T_t^* \quad \alpha_{t-1}^* \quad \zeta_t^*
 \end{array} \tag{5.40}$$

As estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas, obtidos segundo (5.40), podem ser interpretadas da mesma forma que os correspondentes obtidos em modelos de regressão múltipla devido a serem invariantes no tempo. Os estimadores destes coeficientes possuem distribuição normal e serão verificados pelo teste t.

Para δ_t variante no tempo pode-se optar por incluir uma matriz diferente de I (matriz identidade de ordem k) ou incluir um termo aleatório em ζ_t^* em (5.40).

A eficiência da estimação e previsão do modelo dependem em muito da exogeneidade entre as variáveis explicativas e a variável explicada. Espera-se que nos casos em que comprovadamente detectou-se exogeneidade de x_t para y_t , obtenha-se “ganho” no ajuste da série explicada com a inclusão do efeito de transferência.

Para a estimação eficiente de parâmetros do modelo é necessário que nenhuma informação destes parâmetros seja perdida pelo seu condicionamento às variáveis explicativas. Em outras palavras, as variáveis explicativas podem ser tratadas como se fossem fixas em repetidas amostras, embora possam ser geradas por um processo estocástico tal como y_t ; os parâmetros estimados não devem ser afetados pelo fato de x_t ser estocástica. Se esta condição for satisfeita, x_t e y_t terão relação de exogeneidade fraca.

Para efeito de previsão, x_t tem que ser independente dos valores passados de y_t , o que corresponde a “ y_t não granger³-causa x_{t+h} ”, e se esta condição for verdadeira x_t

³ Por causalidade entende-se que o comportamento histórico (passado) da variável explicativa afeta o comportamento (presente) da variável explicada ou, de forma inversa, que parte das variações da série a ser explicada originou-se no passado devido à influência da variável explicativa.

SIMS (1972) desenvolveu, a partir do conceito de causalidade proposto por GRANGER (1969), um teste para a detecção do sentido de causalidade baseado na estimação de duas equações – no caso, $y_t = f(x_{t,i})$ e $x_t = g(y_{t,i})$, com $i \in \mathbb{I}$, que envolvem valores passados, presente e futuros da variável explicativa.

e y_t terão relação de exogeneidade forte. Exogeneidade forte implica exogeneidade fraca, mas não vice-versa.

5.2.8. Análise de intervenção

Também podem-se incluir variáveis de intervenção (variáveis *dummy*), com efeito transitório (*pulse function*), afetando apenas o instante da intervenção ou efeito permanente (*step function*) afetando todos os instantes posteriores à inclusão.

As variáveis de intervenção (*dummies*) são incluídas no modelo de forma semelhante às variáveis explicativas. A equação de medida seria expressa por:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \lambda' \Omega_t + \varepsilon_t \quad (5.41)$$

onde:

Ω_t é o vetor (1xk) das k variáveis *dummies*; e
 λ é o vetor (1xk) dos coeficientes das variáveis *dummies*.

5.2.9. O modelo genérico

O modelo estrutural univariado incluindo termos de transferência e de intervenção, que será utilizado para a análise dos dados, pode ser expresso pela equação (5.42). Trata-se do Modelo Univariado Geral com Variáveis Explicativas.

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varphi_t + x_t' \delta_t + \lambda' \Omega_t + \varepsilon_t \quad (5.42)$$

... *continuação*

As possíveis relações de causalidade entre as variáveis x_t e y_t são: a) x_t causa y_t , se os coeficientes futuros de $f(\cdot)$ não forem estatisticamente diferentes de zero e os de $g(\cdot)$ forem estatisticamente diferentes de zero; b) y_t causa x_t , se os coeficientes futuros de $g(\cdot)$ não forem estatisticamente diferentes de zero e os de $f(\cdot)$ forem estatisticamente diferentes de zero; c) x_t e y_t relacionam-se de forma bicausal (ou bidirecional), se os coeficientes de ambas as equações forem estatisticamente diferentes de zero; d) x_t e y_t não se relacionam de forma causal se os coeficientes de ambas as equações não forem estatisticamente diferentes de zero.

5.3. Os dados utilizados

A série de dados mensais de preços praticados pela arroba de boi gordo foi coletada em INFORMAÇÕES ECONÔMICAS e SANTIAGO (1990). Os valores nominais são apresentados nas tabelas A.1 (1954-74) e A.2 (1975-95) do apêndice. Trata-se de dados amostrais coletados no estado de São Paulo.

No Brasil, em muitos períodos ocorreram taxas de inflação altíssimas, gerando a necessidade de realizar-se o deflacionamento dos preços praticados para a identificação dos componentes das séries. Na tabela A.3 lista-se as mudanças no padrão monetário brasileiro como ilustração deste fato. Utilizou-se o IGP-DI para o deflacionamento dos dados. Os valores deste índice também encontram-se no apêndice (tabelas A.4 e A.5).

As variáveis explicativas (efeito de transferência) e variáveis *dummies* (efeito de intervenção) utilizadas baseiam-se nas características da pecuária nacional (segundo o exposto no capítulo 2 – A Pecuária de Corte Brasileira) e em trabalhos anteriormente desenvolvidos (capítulo 4 – Revisão de Literatura).

As variáveis explicativas selecionadas correspondem aos principais aspectos abordados pelos autores consultados, e são: a disponibilidade de forragens para alimentação; o volume total de abate de bovinos; a taxa real de câmbio moeda nacional/moeda norte-americana, os preços reais recebidos pelos produtores de frango de corte e a taxa real de juros.

A variável disponibilidade de forragens foi a de maior dificuldade de expressão devido à complexidade dos fatores envolvidos na sua quantificação. Optou-se por considerar como uma *proxy* desta o déficit hídrico mensal (em relação à evapotranspiração potencial) a que a forrageira foi submetida segundo um balanço hídrico climatológico calculado pelo método de Thornthwaite, com dados provenientes do município de Pindorama (Latitude: 21° 13' S, Longitude: 48° 54' W e Altitude: 562 m), SP, coletados no Instituto Agrônomo de Campinas (IAC). O balanço hídrico foi realizado com um *software* cedido pelo Departamento de Física e Meteorologia da Esalq. A metodologia de cálculo do balanço hídrico climatológico pode ser obtida em OMETTO (1981) e REICHARDT (1987); a variável utilizada encontra-se no apêndice (tabela A.6).

Ainda com relação à variável disponibilidade de forragens pode-se dizer que segundo PEDRO JÚNIOR (1995), que analisou um índice de crescimento para gramíneas forrageiras no estado de São Paulo (ICC), composto por índices de luz, térmico e hídrico, na região onde a pecuária de corte é realizada, a limitação maior é relativa ao regime hídrico sendo este responsável pelas maiores variações no ICC. Já a escolha da utilização de dados de um único município baseou-se: primeiro na total falta de metodologia para a utilização de diversos pontos de coleta, também na dificuldade de obtenção de séries longas de dados de temperatura média e pluviosidade e, por fim, por ser a região produtora (Centro-Oeste) do estado de São Paulo relativamente homogênea segundo a aptidão climática (PEDRO JÚNIOR, 1990).

Os dados de volume de abate de bovinos foram coletados junto ao IBGE e provêm da Pesquisa Mensal de Abate de Animais, realizada por amostragem, em nível nacional, também apresentados no apêndice (tabela A.7).

A variável taxa real de câmbio moeda nacional/moeda norte-americana foi calculada com os dados médios mensais da taxa de câmbio nominal deflacionados pelo Índice de Preços no Atacado - Oferta Global (IPA-OG/FGV), disponíveis em CONJUNTURA ECONÔMICA, e inflacionados por um índice similar divulgado pelo INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS - IFS (órgão do Fundo Monetário Internacional - FMI) em periódico homônimo. Os dados referentes à taxa nominal de câmbio, IPA nacional e IPA norte-americano encontram-se nas tabelas A.8, A.9 e A.10 do apêndice.

A série de dados mensais de preços praticados pelo quilo de frango tem a mesma fonte e universo de coleta da variável de preços do boi gordo. Os valores nominais são apresentados na tabela A.11 do apêndice.

Considerou-se como taxa real de juros a relação entre a taxa nominal do *overnight*, coletada em TAXAS DE JUROS NO BRASIL e JUROS E MOEDAS - BANCO DE DADOS (tabela A.12 do apêndice), e a variação do IGP-DI.

As variáveis *dummies* (efeito de intervenção) correspondem aos planos heterodoxos ocorridos nos últimos dez anos, e são: o plano “Cruzado”; o plano “Bresser”; o plano “Verão”; o plano “Collor” e o plano “Real”. Estas variáveis possuem em princípio

efeito permanente, ou seja, valores nulos até o instante (mês e ano) anterior a implementação do plano e valores não nulos após. Na inclusão dos planos nos modelos não foi permitida a sobreposição das variáveis; sendo o efeito do plano analisado considerado como acrescido do efeito residual do(s) plano(s) anterior(es), caso considerado existente.

Para a modelagem dos modelos utilizou-se o horizonte amostral de 20 anos e seis meses (de janeiro de 1975 até junho de 1995) devido a este intervalo ser um período satisfatório quanto à possibilidade de obtenção de dados, identificação de influência das variáveis explicativas e de intervenção, e caracterização de todos os componentes dos modelos.

Adicionalmente às tabelas citadas, foram incluídos no apêndice gráficos dos preços reais recebidos pelos produtores pela arroba do boi gordo (figura A.1) e das variáveis explicativas: disponibilidade hídrica mensal (figura A.2), volume de abate de bovinos (figura A.3), taxa real de câmbio - R\$ por US\$ americano (figura A.4), preços reais recebidos pelos produtores pelo quilo do frango de corte (figura A.5) e taxa real de juros (figura A.6) no período considerado nas estimações.

6. RESULTADOS E DISCUSSÃO

No ajuste de modelos detectou-se ausência de normalidade, elevada heterocedasticidade e presença de autocorrelação serial nos resíduos. Este quadro é comum na análise de séries econômicas e comprova a necessidade da aplicação de transformação nos dados originais.

As funções logarítmica (de base e) e raiz quadrada foram consideradas como concorrentes e testadas em modelos sem efeitos de transferência e de intervenção, onde foi possível comprovar-se melhora significativa nas estatísticas após a aplicação das transformações, apesar de ainda serem insatisfatórias quanto à significância¹ nos testes de normalidade e heterocedasticidade.

Considerou-se que as perturbações ocorridas na série a partir da segunda metade da década de 80 foram responsáveis pelas pobres estatísticas de análise dos resíduos, prejudicando o ajuste de modelos.

A transformação logarítmica foi escolhida e aplicada a todas as séries, o que modifica a análise dos coeficientes das variáveis explicativas e também a análise do comportamento dos componentes no que se refere à amplitude. Ao longo do texto, por simplicidade, será mencionado “os preços do...”, “as quantidades de...” ao invés de “os logaritmos dos preços do...”, “os logaritmos das quantidades de...”.

A escolha dos componentes incluídos nos modelos foi realizada pela análise do gráfico 2.1 onde facilmente percebe-se no período 1954-1984 a existência de uma tendência crescente, um ciclo de período de cerca de 6 anos e, com maior dificuldade, a sazonalidade nos “altos” e “baixos” da série. A não continuidade da tendência e da

¹ O termo significância foi utilizado, na maioria dos casos, para expressar a probabilidade da variável, com determinada função de densidade, exceder o valor absoluto da estatística referente ao teste em questão.

amplitude cíclica é considerado como o resultado dos efeitos das variáveis explicativas e dos planos econômicos.

A análise preliminar dos efeitos das variáveis foi realizada em duas etapas. Na primeira foram analisados modelos com apenas uma variável explicativa procurando-se testar o “ganho” da inclusão de cada uma das variáveis explicativas no ajuste da série de preços de bovinos. Posteriormente, as variáveis *dummies* referentes aos planos econômicos foram acrescentadas aos modelos e os testes de ajustes comparados às estimações anteriores.

A melhor significância de transferência foi obtida pela variável preços do frango; a taxa de câmbio real apresentou boa significância apenas na presença dos planos econômicos; o terceiro melhor efeito de transferência foi detectado pela variável volume de abate. As duas variáveis restantes, taxa real de juros e disponibilidade de forragens, não apresentaram significância em nenhum dos modelos considerados.

Quanto aos planos econômicos, apenas o Plano Cruzado não apresentou significância nas estimações, porém melhorou as estatísticas de ajuste nos modelos com mais de uma variável explicativa. Os demais planos foram altamente significativos na maioria dos modelos.

Nas estimações adotou-se um critério parcimonioso quanto à presença de componentes, “partindo-se” de um modelo com todos os componentes estocásticos e, posteriormente, atribuindo-se comportamento determinístico ou eliminando-se os componentes um a um em função dos resultados obtidos até a maximização das estatísticas de ajuste.

A análise das variâncias dos hiperparâmetros indicou maior influência estocástica da componente cíclica; a tendência mostrou-se estocástica em alguns casos mas, a partir de uma análise gráfica dos componentes, pôde-se verificar que esta estava assumindo, parcialmente, o comportamento cíclico sendo então simplificada. A componente sazonalidade foi inicialmente assumida como estocástica e também foi simplificada a um comportamento fixo na quase totalidade dos casos.

Mesmo com a inclusão de variáveis explicativas não foi possível a identificação do ciclo pecuário, no período analisado. Um componente auto-regressivo de primeira ordem foi acrescentado ao modelo de forma a filtrar as perturbações ocorridas

resultando em melhora significativa nas estimações e identificação de um ciclo amortecido com ρ de aproximadamente 0,98 e período de seis anos.

Quanto à análise dos resíduos dos modelos obtiveram-se estatísticas pobres (significativas a 1%) em relação à normalidade e heterocedasticidade dos resíduos que não foram sanadas nem mesmo com a inclusão de variáveis explicativas e/ou planos econômicos. A explicação para este comportamento está na presença de *outliers* na série de preços recebidos pelo boi gordo em meses dos anos (em ordem decrescente de ocorrências) de 1989, 1986, 1987, 1994, 1985, 1990, e 1978 afetando o coeficiente de curtose e os desvios no terceiro terço da série.

A possibilidade da inclusão de variáveis de intervenção do tipo pulso foi considerada para os meses de novembro e dezembro de 1986 e julho e setembro de 1989, porém, a autocorrelação residual tornou-se muito elevada, o que inviabilizaria a obtenção de estimativas ótimas pelo Filtro de Kalman.

Já no teste de autocorrelação residual a presença de variáveis explicativas de preço do frango e da taxa de câmbio, juntamente com os planos, foi suficiente para substancial melhora nas estatísticas.

A qualidade do ajuste dos modelos, principal fator de seleção, mostrou-se coerente com a análise dos efeitos de transferência das variáveis incluídas nos modelos. O modelo de melhor ajuste foi o que conteve as variáveis preço do frango, taxa real de câmbio, volume de abate e planos.

Para a obtenção de previsões partiu-se da composição de efeitos de transferência e intervenção do modelo de melhor ajuste com término do período amostral em dezembro de 1990, 1991, 1992, 1993 e 1994 e previsões (por um-passo-à-frente e por extrapolação) para os doze meses seguintes. A exclusão de variáveis explicativas e *dummies* foi testada, piorando os resultados de ajuste e também os testes de aderência das previsões.

Os resultados e a discussão dos efeitos e ajustes obtidos serão apresentados separadamente nos tópicos seguintes, onde procurou-se analisar as variáveis explicativas, os planos econômicos, o ajuste dos modelos e os componentes identificados. Para o modelo de melhor ajuste foram elaborados gráficos dos componentes identificados e das previsões obtidas permitindo melhor visualização do contexto e compreensão do texto.

Os modelos estimados foram numerados de 00 a 15, representando a seqüência de trabalho de inclusão/exclusão de efeitos, e serão apresentados ao longo da discussão.

6.1. O efeito das variáveis explicativas

Para a análise do efeito de transferência das variáveis explicativas, na série de preços recebidos pelo boi gordo, apresentam-se na tabela 6.1 os coeficientes obtidos e respectivas significâncias nos modelos que possuem variáveis explicativas. Estes tiveram, como esperado, ajuste superior ao modelo univariado, quer sem (modelo 00) quer com (modelos 01 a 06) intervenções.

Tabela 6.1. Coeficientes das variáveis explicativas consideradas e respectivas significâncias.

	Variáveis				
	Preço Frango	Volume Abate	Taxa Câmbio	Taxa Juros	Disp.Forrag.
modelos sem planos econômicos					
Mod. 01	0,5225 [0,0000]				
Mod. 02		-0,2280 [0,0010]			
Mod. 03			-0,3028 [0,0554]		
Mod. 04				0,0331 [0,0771]	
Mod. 05					0,0019 [0,8073]
modelos com planos econômicos					
Mod. 07	0,5024 [0,0000]				
Mod. 08		-0,2042 [0,0025]			
Mod. 09			-0,5634 [0,0005]		
Mod. 10				0,0077 [0,6886]	
Mod. 11					0,0032 [0,6780]
modelo com mais de uma variável e planos					
Mod. 12	0,4447 [0,0000]	-0,1161 [0,0469]	-0,3668 [0,0083]	-0,0058 [0,7393]	
Mod. 13	0,4443 [0,0000]	-0,1161 [0,0463]	-0,3605 [0,0087]		
Mod. 14	0,4600 [0,0000]		-0,3748 [0,0072]	-0,0060 [0,7321]	
Mod. 15	0,4596 [0,0000]		-0,3683 [0,0076]		

nota: os espaços não preenchidos indicam que a variável não foi considerada.

É nítida a influência da variável preços recebidos pelos produtores de frango na série de preços recebidos pelos produtores de boi gordo e da variável volume de abate de bovinos. Já a variável taxa real de câmbio apresentou “elevada” significância com a inclusão dos planos econômicos. As variáveis taxa real de juros e disponibilidade de forragens não foram significativas.

Nos modelos numerados de 12 a 15 procurou-se analisar o efeito conjunto das variáveis explicativas. A inclusão da variável taxa real de juros nos modelos 12 e 14 foi realizada visando a possível melhora do efeito da variável taxa real de câmbio, que ocorreu de forma muito tímida.

A influência de cada variável considerada e os efeitos esperados serão detalhados separadamente nos sub-tópicos seguintes.

Preços recebidos pelos produtores de frango

A série de preços recebidos pelos produtores por quilo de frango apresentou coeficientes positivos altamente significativos quando esta foi incluída como única variável explicativa (modelos 01 e 07).

Nos modelos com mais de uma variável explicativa e/ou planos econômicos os resultados obtidos foram semelhantes, sugerindo estreita relação direta dos preços recebidos pelos produtores de frango nos preços do boi gordo.

Os coeficientes obtidos refletem a relação entre os preços da carne bovina e da carne de frango que são bens substitutos. A diminuição dos preços da carne de frango causa o aumento de seu consumo frente ao consumo de carne de origem bovina. A menor procura por carne bovina afeta negativamente os preços recebidos pelos produtores de boi gordo.

Volume de abate de bovinos

A inclusão da série de abate total de bovinos resultou em coeficientes negativos de elevada significância nos modelos com apenas uma variável explicativa,

modelos 02 e 08, e menos significativos nos modelos que consideraram outras variáveis, modelos 12 e 13.

Devido aos dados estarem em logaritmos, os coeficientes obtidos correspondem às variações nos preços praticados em função da variação na oferta de bovinos. Assim pode-se afirmar que há “elasticidade” negativa dos preços recebidos pelos produtores de boi gordo em função da oferta de animais para abate, ou seja, um aumento (decréscimo) de 1% na quantidade ofertada resulta em uma diminuição (aumento) de 0,12% nos preços recebidos pelos produtores.

Este resultado apenas ratifica o equilíbrio de oferta-demanda de carne bovina; quanto maior o abate, maior a oferta de carne e menor o preço praticado nos diferentes níveis de comercialização do produto.

Apesar da melhor significância nos modelos 02 e 08 da variável de volume de abate, a citação de “elasticidade” negativa de 0,12 resulta do melhor ajuste dos modelos 12 e 13 como será visto adiante.

Taxa real de câmbio

A série de taxa real de câmbio (R\$/US\$) apresentou efeito de transferência negativo na série de preços recebidos pelos produtores de boi gordo, porém de significância variável. Os coeficientes obtidos, e significâncias, tiveram grande incremento quando incluiu-se o efeito dos planos econômicos (modelos 09 e 12 a 15).

Há três efeitos a serem considerados aqui. Primeiro que a existência de dolarização no setor resultaria em um efeito positivo desta variável pois a valorização (desvalorização) da moeda nacional, e conseqüente diminuição (aumento) da taxa real de câmbio, diminuiria (elevaria) de forma imediata os preços em moeda corrente.

Segundo que as negociações com o mercado externo, apesar de serem de pequena escala, estão concentradas a grandes grupos formadores de preços quer na pecuária de corte, quer na avicultura, determinando efeitos de longo e curto prazo diferenciados. Uma desvalorização da moeda corrente busca, em dado prazo, a melhora do saldo da balança comercial do país via aumento relativo do volume de exportações frente às importações,

incrementando a demanda para os bens internos. A impossibilidade de aumentos na produção agrícola causa, então, uma pressão de demanda e aumentos dos preços internos e vice-versa (efeito positivo).

Considere agora o momento contemporâneo à perturbação real na taxa de câmbio (curto prazo). A desvalorização cambial incrementa, por efeito-preço, as importações antes mesmo que o efeito-volume das exportações possa causar uma melhora na balança comercial, que piora no curto prazo reduzindo os preços praticados internamente no país e vice-versa (efeito negativo). A oposição de efeitos no longo e curto prazo na balança comercial é conhecido por efeito curva J.

O terceiro efeito consiste na consideração do boi gordo como ativo financeiro. A variação na taxa de juros na economia influencia de forma inversa a taxa de câmbio, ou seja, o aumento (diminuição) da taxa real de juros interna causa a valorização (desvalorização) da moeda corrente. Assim o custo de oportunidade na atividade pecuária aumenta (diminui) resultando no direcionamento do fluxo de capitais dos diferentes setores agrícolas para o mercado financeiro, e vice-versa, e baixa (alta) nos preços praticados (efeito positivo).

Este último efeito poderia ocorrer de forma contrária considerando-se que taxas de juros elevadas estiveram relacionadas a momentos de grande instabilidade na economia brasileira e, também, pelo ativo boi gordo ser antes de tudo um “lastro” de agentes aversos a risco.

Todos os efeitos apresentados certamente ocorreram durante o período analisado; a estimativa do efeito da variável taxa real de câmbio representa o somatório não só destes como possivelmente de outros efeitos indiretos na economia, durante o período amostral.

Taxa real de juros

A variável taxa real de juros apresentou efeito levemente significativo apenas no modelo onde foi considerada como única variável explicativa e os planos econômicos não foram incluídos (modelo 04).

O efeito esperado possuiria significância no caso da predominância da consideração do boi gordo como ativo financeiro pelos agentes econômicos, com sinal dos coeficientes dependente do nível de aversão ao risco dos agentes envolvidos.

A não significância dos coeficientes obtidos pode estar relacionada à dificuldade de determinação de taxas reais de juros na economia brasileira, que requerem uma profunda análise conjuntural em função das tendências temporais do mercado financeiro e dos diversos índices de inflação utilizados no período amostral.

Disponibilidade de forragens

Não foi detectado efeito de transferência significativo entre a *proxy* de disponibilidade de forragens e os preços recebidos pelo boi gordo. O esperado era de que o efeito obtido fosse positivo, ou seja, nos meses “secos” houvesse queda nos preços praticados devido à baixa disponibilidade de forragens e necessidade de venda de animais antecipadamente.

O efeito dar-se-ia então pela influência no volume de abate, o que também não foi detectado, pois na estimação de modelos com o abate como variável dependente e a *proxy* como independente obteve-se coeficientes na ordem de -0,01 e significâncias de 12%, ou seja, um efeito negativo como o esperado, mas de pequena amplitude e significância.

Na limitação do tratamento dos efeitos de transferência de forma determinística pode estar a fonte dos pobres resultados pois nos meses não “secos” e nos anos onde não houve seca prolongada não se espera menor oferta de animais e conseqüente aumento nos preços do boi gordo. Trata-se de um efeito temporalmente variante.

6.2. O efeito dos planos heterodoxos

De forma semelhante ao tópico anterior, apresentam-se na tabela 6.2 os coeficientes obtidos para os efeitos de intervenção e suas respectivas significâncias nos modelos onde foram incluídos *dummies* referentes aos planos econômicos heterodoxos, além

das variáveis explicativas já apresentadas. Estes modelos tiveram ajuste superior aos modelos correspondentes onde não foram considerados planos econômicos e foram melhores quanto a identificação de componentes.

Percebe-se, claramente, na análise da tabela 6.2 a influência crescente dos planos econômicos nos preços recebidos pelos produtores de boi gordo ao longo do tempo. A cada plano “decretado” o efeito de queda nos preços do boi gordo ao produtor foi mais intenso e de maior significância.

Tabela 6.2. Coeficientes dos planos econômicos considerados e respectivas significâncias.

	Planos Heterodoxos				
	Cruzado	Bresser	Verão	Collor	Real
modelos sem variáveis explicativas					
Mod. 06		-0,2236 [0,0040]	-0,3649 [0,0000]	-0,4796 [0,0000]	-0,7029 [0,0000]
modelos com uma variável explicativa					
Mod. 07					-0,1858 [0,0151]
Mod. 08		-0,1814 [0,0209]	-0,3211 [0,0006]	-0,4259 [0,0000]	-0,6382 [0,0000]
Mod. 09		-0,2292 [0,0098]	-0,4280 [0,0003]	-0,6756 [0,0000]	-0,9734 [0,0000]
Mod. 10		-0,2172 [0,0072]	-0,3821 [0,0001]	-0,4917 [0,0000]	-0,7025 [0,0000]
Mod. 11		-0,2240 [0,0039]	-0,3646 [0,0000]	-0,4793 [0,0000]	-0,7037 [0,0000]
modelos com mais de uma variável explicativa					
Mod. 12	-0,0583 [0,4282]	-0,2039 [0,0348]	-0,2999 [0,0081]	-0,4400 [0,0013]	-0,6849 [0,0001]
Mod. 13	-0,0567 [0,4394]	-0,2004 [0,0370]	-0,2955 [0,0088]	-0,4311 [0,0014]	-0,6630 [0,0000]
Mod. 14	-0,0552 [0,4536]	-0,2173 [0,0243]	-0,3160 [0,0050]	-0,4563 [0,0008]	-0,7069 [0,0001]
Mod. 15	-0,0534 [0,4673]	-0,2136 [0,0260]	-0,3115 [0,0054]	-0,4472 [0,0008]	-0,6844 [0,0000]

nota: os espaços não preenchidos indicam que o plano econômico não foi considerado.

Devido aos planos serem *dummies* de efeito determinístico os coeficientes obtidos representam decréscimos médios no nível de preços nos intervalos compreendidos entre dois planos consecutivos. Dos cinco períodos analisados, apenas no primeiro (fevereiro de 1986 a maio de 1987) não houve queda do nível de preços recebidos pelos produtores pelo boi gordo, resultando na não significância do Plano Cruzado em nenhum dos modelos

estimados e na sua eliminação, porém, este foi necessário para a identificação do componente ciclo nos modelos com mais de uma variável explicativa, sendo então mantido nos modelos 12 a 15.

O modelo 07 chama a atenção pela ausência da maioria dos planos econômicos, e menor significância do Plano Real (período após junho de 1994) relativamente aos demais modelos, efeitos que foram explicados pela variável preços recebidos pelos produtores de frango cujo produto possui ciclo produtivo extremamente curto (cerca de 45 dias) possibilitando maior dinamismo na adaptação da produção às condições de mercado.

Nota-se ainda que as variáveis explicativas utilizadas influenciaram os coeficientes, dos planos econômicos, obtidos de forma diferenciada. Mais fortemente no período do Plano Verão (janeiro de 1989 a fevereiro de 1990) e de forma mais branda nos períodos do Plano Bresser (junho de 1987 a dezembro de 1988) e do Plano Collor (março de 1990 a junho de 1994). Nos modelos 10 e 11 foram obtidos coeficientes semelhantes ao modelo 06 devido às variáveis taxa real de juros e disponibilidade de forragens não terem efeitos de transferência pronunciados.

6.3. O modelo de melhor ajuste

Para a seleção do melhor modelo apresentaremos os testes de análise dos resíduos (tabela 6.3) e os testes de qualidade de ajuste (tabela 6.4) de todas as especificações de efeitos de transferência e de intervenção presentes nos dezesseis modelos apresentados. Algumas particularidades dos modelos também serão apresentadas aqui, como por exemplo a presença de ciclos determinísticos, a dificuldade de convergência, a não identificação de ciclos, etc.

Tabela 6.3. Probabilidade da variável com função de densidade, referente à cada teste de análise dos resíduos, exceder o valor absoluto da estatística obtida.

	Testes						
	H	Q	DW	N _{BS}	N _{DH}	Chow(T)	Cusum(T)
Mod. 00	0,0000	0,0119	0,3138	0,0000	0,0000	0,0102	0,4808
Mod. 01	0,0003	0,2220	0,7136	0,0000	0,0002	0,0194	0,4207
Mod. 02	0,0000	0,0156	0,3100	0,0000	0,0001	0,0578	0,3668
Mod. 03	0,0000	0,0084	0,3026	0,0000	0,0000	0,0024	0,2556
Mod. 04	0,0000	0,0011	0,2368	0,0000	0,0000	0,0046	0,4644
Mod. 05	0,0000	0,0103	0,2952	0,0001	0,0002	0,0032	0,2881
Mod. 06	0,0000	0,0220	0,1186	0,0000	0,0000	0,0016	0,7452
Mod. 07	0,0006	0,1365	0,5270	0,0000	0,0004	0,0552	0,3960
Mod. 08	0,0000	0,0397	0,1912	0,0000	0,0001	0,1711	0,8923
Mod. 09	0,0000	0,0255	0,1868	0,0000	0,0000	0,0243	0,4195
Mod. 10	0,0000	0,0207	0,2172	0,0000	0,0000	0,0199	0,7637
Mod. 11	0,0000	0,0248	0,1260	0,0000	0,0000	0,0006	0,7178
Mod. 12	0,0029	0,0437	0,3650	0,0000	0,0007	0,1226	0,7163
Mod. 13	0,0027	0,0991	0,3650	0,0000	0,0011	0,1285	0,6901
Mod. 14	0,0014	0,0808	0,3990	0,0000	0,0003	0,0345	0,7469
Mod. 15	0,0013	0,0784	0,3990	0,0000	0,0005	0,0446	0,7206

nota: DW ~ N(2,4/T).

Tabela 6.4. Estatísticas dos testes de qualidade de ajuste.

	Testes					
	p.e.v.	R ²	R _D ²	R _S ²	AIC	BIC
Mod. 00	8,486	0,905	0,227	0,056	-4,623	-4,366
Mod. 01	5,903	0,934	0,463	0,343	-4,986	-4,730
Mod. 02	8,174	0,909	0,256	0,091	-4,660	-4,404
Mod. 03	8,486	0,905	0,227	0,056	-4,623	-4,367
Mod. 04	8,479	0,905	0,228	0,058	-4,591	-4,278
Mod. 05	8,400	0,906	0,235	0,066	-4,625	-4,354
Mod. 06	7,859	0,912	0,285	0,126	-4,675	-4,376
Mod. 07	5,768	0,936	0,475	0,358	-5,001	-4,730
Mod. 08	7,538	0,916	0,314	0,161	-4,733	-4,463
Mod. 09	7,471	0,917	0,320	0,169	-4,718	-4,404
Mod. 10	7,842	0,912	0,286	0,128	-4,678	-4,378
Mod. 11	7,852	0,912	0,285	0,126	-4,668	-4,355
Mod. 12	5,353	0,940	0,513	0,405	-5,019	-4,648
Mod. 13	5,355	0,940	0,512	0,404	-5,026	-4,670
Mod. 14	5,440	0,939	0,505	0,395	-5,011	-4,655
Mod. 15	5,442	0,939	0,505	0,395	-5,018	-4,676

nota: p.e.v. x 10³.

Na análise dos resíduos e qualidade de ajustamento houve coerência quanto a melhora dos testes quando da inclusão de variáveis e *dummies*. Isto pode ser observado comparando-se o ajuste dos quatro modelos finais (modelos 12 a 15) com os demais.

Problemas de estimação ocorreram em todos os modelos que não possuíam variáveis (ou combinações destas) de elevada significância. Os melhores ajustes foram obtidos nos modelos que consideraram a variável preços do frango.

A convergência do modelo univariado (modelo 00) foi possível apenas com a consideração do componente sazonalidade como estocástico. Foi também o único modelo onde o ciclo foi identificado como determinístico ($\rho = 1$) e não significativo.

A identificação do ciclo também foi problemática nos modelos 02 e 03 obtendo-se períodos de cerca de 19,5 e de 83,3 anos, respectivamente. Este último corresponde à 999,9 meses que é o valor máximo aceito pelo pacote computacional. Nos demais modelos o período cíclico variou de 5,6 a 6,7 anos; nos quatro modelos finais este valor esteve em torno de 5,9 anos.

A dificuldade de convergência de modelos foi detectada no modelo 05 que apresenta na saída dos resultados a mensagem “very weak convergence in 83 iterations”, nos restantes houve “strong convergence” ou “very strong convergence”. O número de iterações, limitado inicialmente a 100, foi excedido nos modelos 02, 09 e 10 e, nos demais modelos de número inferior a 12 foi, em geral, superior aos obtidos nos modelos 12, 13, 14 e 15; respectivamente 46, 45, 33, e 37 iterações.

Das significâncias apresentadas na tabela 6.3 pode-se afirmar que a heterocedasticia (H) não foi eliminada em nenhum dos modelos, porém houve melhora mesmo que não significativa nesta estatística nos modelos 12 a 15. O mesmo ocorreu para o teste de normalidade de Doonik-Hansen.

A estatística de Ljung-Box (Q) de análise conjunta dos coeficientes de autocorrelação apresentou melhora em todos os modelos que consideraram a variável preços recebidos pelos produtores de frango como explicativa (modelos 01, 07 e 12 a 15). A análise de correlação serial de primeira ordem realizada pelo teste de Durbin-Watson não apresentou significância em todos os casos.

O teste de Chow para todo o período amostral mostrou-se de significância satisfatória para os modelos 02, 07, 08, 12 e 13. Já o teste de soma cumulativa de resíduos não foi significativo para nenhum dos modelos estimados.

Com estes resultados é possível afirmar que os quatro modelos que consideraram mais de uma variável explicativa foram “superiores” aos demais no ajuste à série de preços recebidos pelos produtores pelo boi gordo. Passemos agora a análise das estatísticas dos testes de qualidade de ajuste dos modelos, apresentadas na tabela 6.4.

Pelas estatísticas de variância do erro de previsão (p.e.v.), coeficientes de determinação (R^2 , R_D^2 , R_S^2) e critérios AIC e BIC pode-se ratificar a superioridade dos modelos 12 a 15. Apenas para o critério BIC existem modelos, fora os citados, de melhor ajuste (modelos 01 e 07).

Os modelos 12 a 15, como visto nas tabelas 6.1 e 6.2, consideram combinações diferentes de quatro variáveis explicativas e o efeito dos planos econômicos. A seqüência crescente no número do modelo indica simplificações realizadas a partir do modelo 12, assim o modelo 13 desconsidera a taxa real de juros; o modelo 14 desconsidera o volume de abate de bovinos e o modelo 15 desconsidera ambas as variáveis.

Analisando-se apenas os modelos 12 a 15, percebe-se que os melhores resultados nos testes de verificação pertencem ao modelo de número 13. A eliminação da variável volume de abate piorou o ajuste das estimativas da série de preços do boi gordo indicado pelo teste de Chow e a variância do erro de previsão nos modelos 14 e 15. Já a consideração da taxa real de juros acarreta a presença de autocorrelação serial de ordem superior a um no modelo de número 12.

Os testes de Chow e de soma cumulativa de resíduos foram realizados para 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21 e 24 passos atrás e ratificam a escolha do melhor modelo. As significâncias destes testes, para os modelos 12 a 15, são apresentadas na tabela 6.5.

Listou-se também na tabela 6.5 o desvio padrão dos hiperparâmetros relacionados ao ciclo e ao componente auto-regressivo, os valores da variância do ciclo, de ρ , do período e frequência da senóide, do ϕ associado ao AR(1) e os valores dos coeficientes do vetor de estado final para os componentes identificados.

Tabela 6.5. Complementação de resultados dos modelos com mais de uma variável explicativa.

	Modelo 12		Modelo 13		Modelo 14		Modelo 15	
Desvio padrão dos hiperparâmetros (desvio padrão, q-ratio)								
σ_k	0,0199	0,2746	0,0196	0,2716	0,0221	0,3080	0,0219	0,3057
σ_i	0,0724	1.0000	0,0723	1.0000	0,0718	1.0000	0,0717	1.0000
Parâmetros do ciclo								
σ_φ^2	0,0128		0,0129		0,0152		0,0154	
ρ	0,9844		0,9850		0,9838		0,9842	
T	71,2609		71,6709		70,5242		70,8641	
f	0,0882		0,0877		0,0891		0,0887	
Parâmetros AR(1)								
ϕ	0,8100		0,8106		0,7877		0,7887	
Coeficientes do vetor de espaço final (coeficiente, significância)								
μ_t	4,8312	0,0000	4,8001	0,0000	4,0306	0,0000	3,9981	0,0000
β_t	0,0014	0,0974	0,0013	0,1003	0,0013	0,1140	0,0012	0,1190
φ_t	0,0096		0,0106		0,0156		0,0168	
y_{t-1}	-0,0175		-0,0167		-0,0219		-0,0213	
γ_1	-0,0007	0,9678	-0,0018	0,9208	-0,0015	0,9331	-0,0026	0,8844
γ_2	-0,0553	0,0020	-0,0560	0,0016	-0,0557	0,0018	-0,0564	0,0015
γ_3	-0,0588	0,0026	-0,0588	0,0025	-0,0751	0,0000	-0,0750	0,0000
γ_4	-0,0410	0,0395	-0,0401	0,0416	-0,0574	0,0016	-0,0566	0,0017
γ_5	-0,0533	0,0160	-0,0525	0,0168	-0,0787	0,0000	-0,0778	0,0000
γ_6	-0,0486	0,0131	-0,0483	0,0134	-0,0642	0,0004	-0,0639	0,0004
γ_7	0,0025	0,8886	0,0025	0,8887	-0,0029	0,8727	-0,0029	0,8722
γ_8	0,0345	0,0614	0,0350	0,0566	0,0442	0,0134	0,0447	0,0119
γ_9	0,0448	0,0418	0,0449	0,0412	0,0699	0,0001	0,0700	0,0001
γ_{10}	0,0685	0,0013	0,0687	0,0013	0,0912	0,0000	0,0914	0,0000
γ_{11}	0,0684	0,0008	0,0685	0,0008	0,0866	0,0000	0,0867	0,0000
Teste de qualidade de ajuste (passos, Chow, Cusum)								
03	0,5306	0,1649	0,5305	0,1648	0,5826	0,1814	0,5830	0,1807
06	0,3180	0,8022	0,3262	0,8036	0,3080	0,7235	0,3167	0,7261
09	0,4249	0,6875	0,4322	0,6763	0,4062	0,6210	0,4140	0,6110
12	0,5950	0,7129	0,6005	0,6862	0,5657	0,7438	0,5748	0,7169
15	0,5700	0,7129	0,5755	0,6862	0,5438	0,7438	0,5529	0,7169
18	0,5797	0,7129	0,5853	0,6862	0,5528	0,7438	0,5619	0,7169
21	0,5862	0,7129	0,5916	0,6862	0,5598	0,7438	0,5687	0,7169
24	0,5857	0,7129	0,5912	0,6862	0,5574	0,7438	0,5665	0,7169
T	0,1226	0,7163	0,1285	0,6901	0,0345	0,7469	0,0446	0,7206

6.4. Os componentes identificados

A análise dos componentes identificados será baseada no modelo de melhor ajuste (modelo 13). Assim os componentes tendência, ciclo, AR(1) e sazonalidade, todos em logaritmos neperianos serão apresentados na forma gráfica.

O componente tendência foi identificado como determinística com nível e inclinação positivos e é apresentada, junto à série de preços praticados pelo boi gordo na figura 6.1. O elevado nível explica-se pela influência da variável volume de abate de bovinos que, mesmo sendo considerada em 1.000 cabeças, possui ordem de grandeza elevada.

A inclusão de variáveis explicativas e de planos econômicos permitiu que se obtivesse um comportamento ascendente deste componente, semelhante ao existente até a metade da década de oitenta. O coeficiente da inclinação da tendência é de $1,290 \times 10^{-3}$ que eleva os valores da tendência de cerca de 4,48, no início do período amostral, a cerca de 4,80 no final do período.

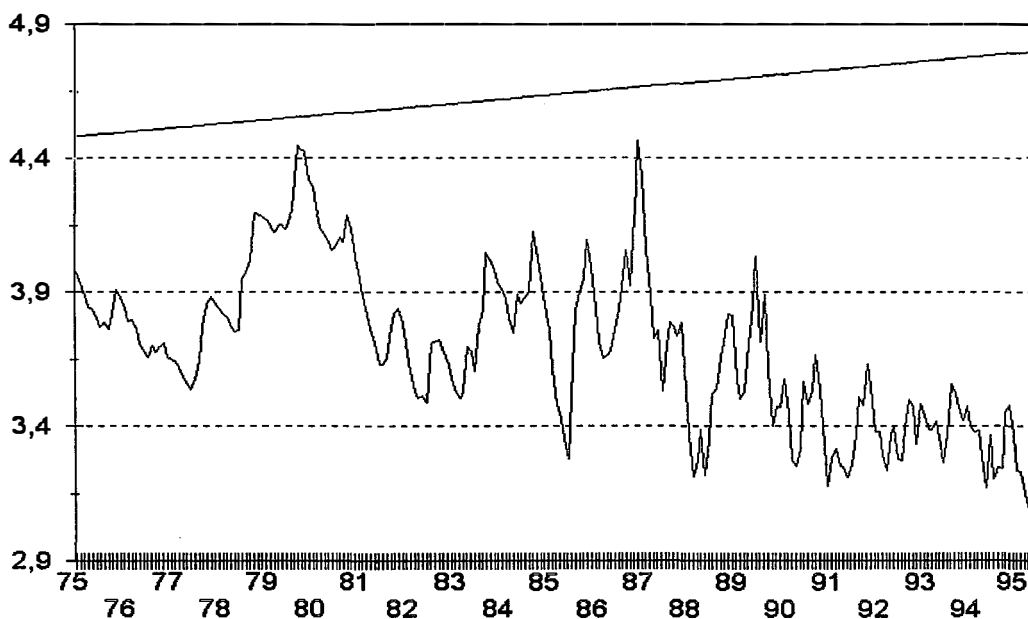


Figura 6.1. Componente tendência e série de preços médios mensais recebidos pelos produtores de boi gordo, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95.

O efeito cíclico compõe-se da soma de duas partes, o componente ciclo (uma senóide amortecida) e um processo auto-regressivo de primeira ordem, e possui comportamento estocástico como apresentado na figura 6.2.

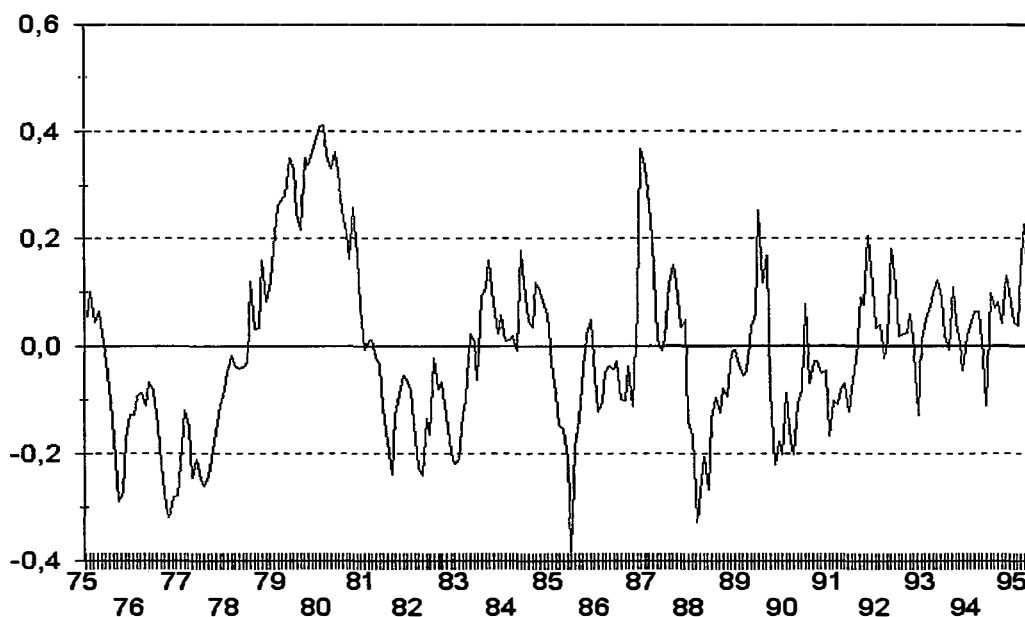


Figura 6.2. Adição dos componentes ciclo e AR(1), em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95.

Trata-se de uma curva com comportamento extremamente irregular mas diferenciado em cada um dos dois intervalos de dez anos considerados. Na primeira metade do período amostral, até cerca de 1984, há a predominância do ciclo em termos de amplitude e menor influência do componente auto-regressivo; já na segunda metade do período os papéis se invertem e a predominância é do componente auto-regressivo que captou parte dos choques ocorridos não eliminados da série de preços de boi gordo pelas *dummies*.

Na figura 6.3 os dois componentes são apresentados separadamente, de forma a permitir a visualização da participação de cada um na figura anterior. Em ambos os componentes pode-se perceber a intensa instabilidade ocorrida entre os anos de 1985 a 1990 com efeitos negativos nos anos de 1985 e 1988 e positivos nos anos de 1987 e 1990. Na figura 6.4 apenas o componente ciclo é apresentado.

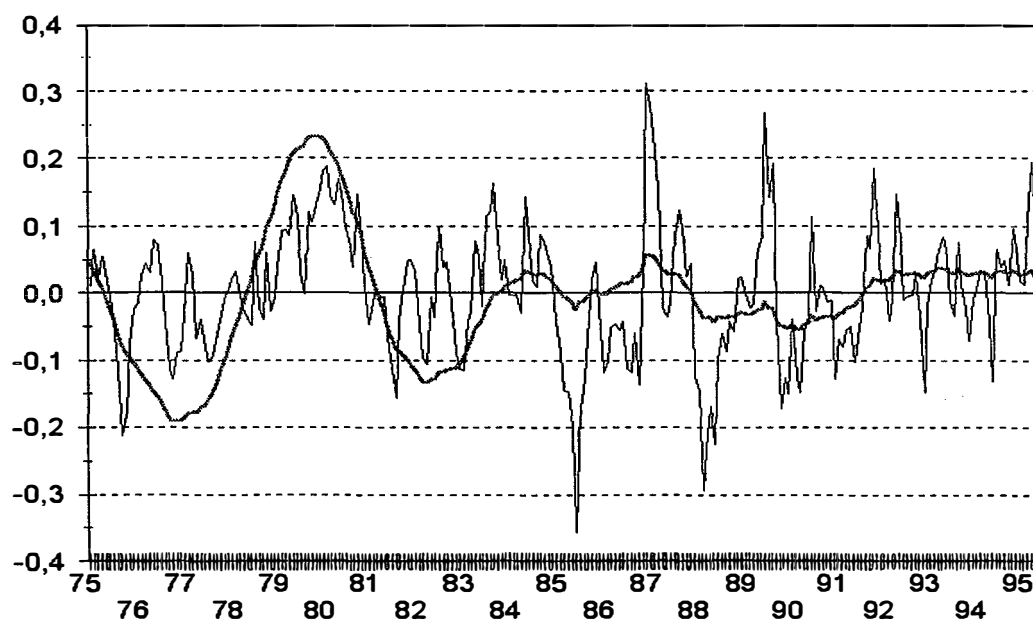


Figura 6.3. Componente ciclo e componente AR(1), em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95.

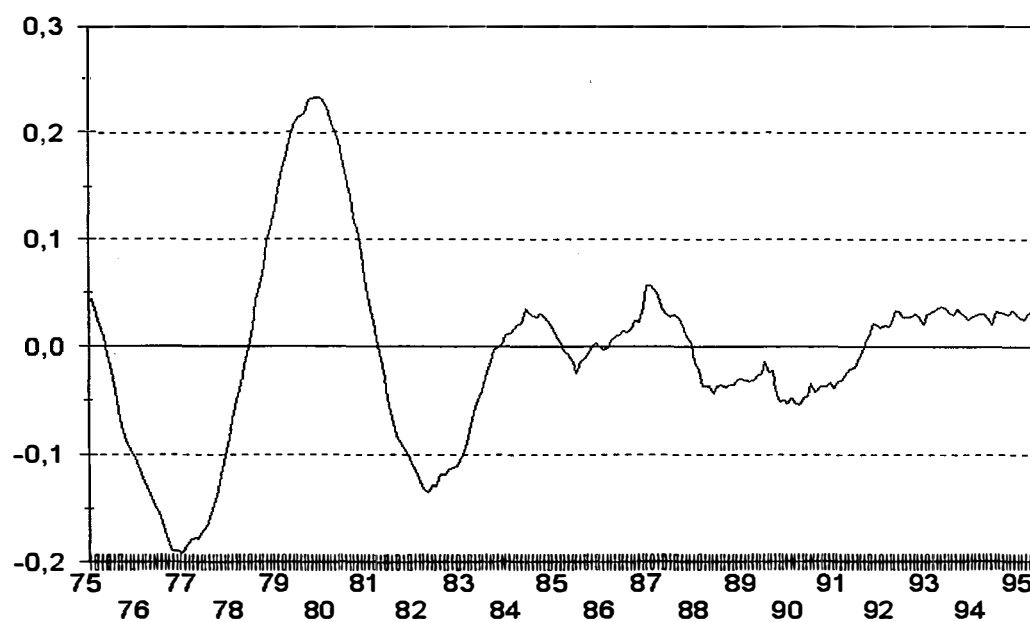


Figura 6.4. Componente ciclo, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para o período de janeiro/75 a junho/95.

O componente auto-regressivo de primeira ordem identificado possui comportamento estocástico com ϕ de 0,811, o que quantifica o decréscimo do efeito dos choques no tempo.

O ciclo também apresentou comportamento estocástico e período médio de 5,973 anos (71,671 meses) e ρ correspondente de 0,985. Na figura 6.4 percebe-se que o achatamento do ciclo pecuário foi intenso, o que adicionado à influência de variáveis explicativas induz à crença de extinção do ciclo pecuário. O mercado aceita a idéia de que já não há um ciclo definido e marcante.

Em virtude do observado na figura 6.3 acredita-se que o achatamento do ciclo pecuário na segunda metade da década de oitenta foi proveniente da instabilidade econômica pela qual passou o país.

A partir do ano de 1989 houve um acréscimo sistemático no volume de abate total e reduzida variação na participação percentual de animais machos e fêmeas neste; os machos responderam em média com 65% do volume de abate e as fêmeas com os 35% restantes, mas no caso de estabilidade econômica em períodos futuros pode-se esperar a quebra do equilíbrio na participação do abate, em função de períodos de maior retenção (leia estímulos a investimentos no setor) ou descarte de matrizes, e a volta de ciclos com maior amplitude.

Esta amplitude poderá ser diferenciada da existente há dez anos devido ao incremento de mecanismos de comercialização pouco ou não utilizados no passado e ao crescimento do fluxo de informações, de forma geral, neste período. A negociação de animais nos mercados futuros é um ótimo exemplo a ser citado aqui; no início do ano de 1994 a Bolsa de Mercadorias & Futuros - BM&F “relançou” os contratos vinculados aos preços da arroba do boi gordo que rapidamente atingiram volumes de posições “em aberto” nunca antes obtidos e elevada aceitação pelo mercado financeiro, o que representa maior liquidez.

Este instrumento de comercialização tem elevada importância atribuída ao fato de espelhar, no presente, as expectativas dos agentes de mercado quanto aos preços a serem praticados no futuro, principal causa do comportamento cíclico dos preços na pecuária de corte.

O último componente a ser analisado aqui corresponde à sazonalidade da série de preços recebidos pelo boi gordo. Esta foi identificada como determinística e está representada por um único período sazonal (12 meses) na figura 6.5, com início no mês de janeiro e término em dezembro.

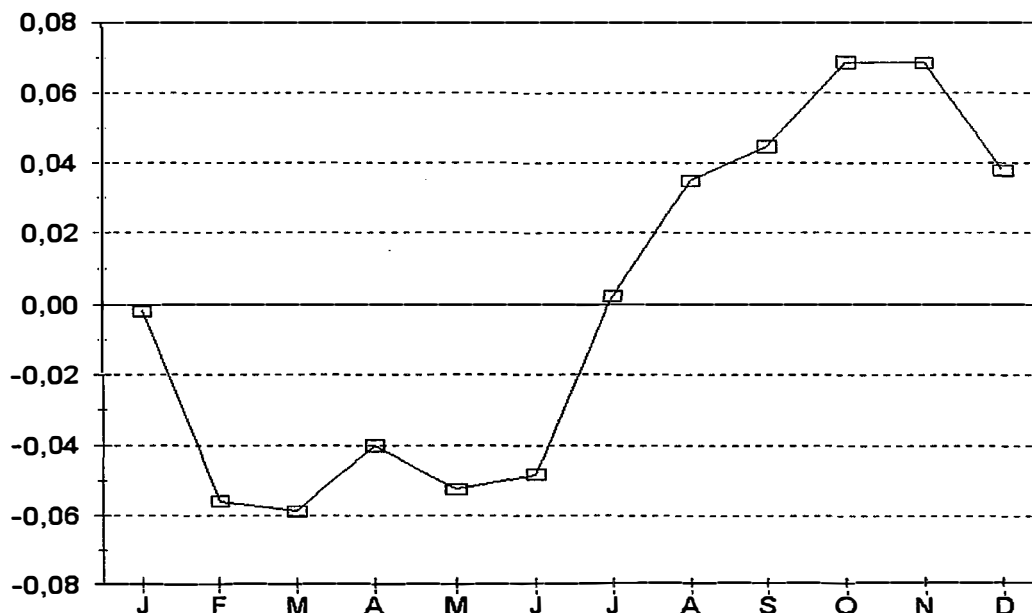


Figura 6.5. Componente sazonalidade, em logaritmos de reais de janeiro de 1995 por arroba, para os meses de janeiro a dezembro.

No início do ano o setor está em plena safra, as pastagens oferecem abundante alimentação e os preços praticados estão reduzidos em função da elevada oferta de animais gordos que se inicia no final do ano anterior; nos meses centrais do ano, as pastagens se deterioram por seca ou por geadas e o boi gordo fica mais escasso com manutenção da demanda, o que eleva rapidamente os preços e os mantém altos até o próximo período de safra. Trata-se de um comportamento sazonal típico de inúmeros produtos agrícolas.

A coeficientes obtidos para a sazonalidade, na tabela 6.6, indicam valores não significativos para os meses de janeiro e julho; valores negativos nos meses de fevereiro, março, abril, maio e junho; e valores positivos para os meses de agosto a dezembro.

Tabela 6.6. Coeficientes e significâncias dos fatores sazonais, em logaritmos de reais de janeiro de 1995.

Meses	Coeficientes		Meses	Coeficientes	
Janeiro	-0,0018	[0,9208]	Julho	0,0025	[0,8887]
Fevereiro	-0,0560	[0,0016]	Agosto	0,0350	[0,0566]
Março	-0,0588	[0,0025]	Setembro	0,0449	[0,0412]
Abril	-0,0401	[0,0416]	Outubro	0,0687	[0,0013]
Maiο	-0,0525	[0,0168]	Novembro	0,0685	[0,0008]
Junho	-0,0483	[0,0134]	Dezembro	0,0379	---

nota: coeficiente de dezembro obtido por diferença.

Analisando a significância dos coeficientes sazonais nota-se que os meses de fevereiro e março podem ser caracterizados como plena safra e que os meses de outubro e novembro como plena entressafra devido à elevada significância que apresentam. Já os meses de abril, maio, junho, agosto, setembro e dezembro possuem menor significância e estão localizados entre os dois pontos de pico podendo a cada ano ter comportamento levemente diferenciado, apesar de um componente sazonal estocástico não ter sido obtido na estimação.

6.5. Previsões

A obtenção de previsões das variáveis dependentes e dos componentes identificados é uma das finalidades da utilização de modelos de séries de tempo. Os testes de desempenho do modelo *fora do período amostral* podem ser decisivos na escolha do melhor modelo em virtude do enfoque dado à estimação.

O modelo selecionado anteriormente como de melhor ajuste (modelo 13) foi testado para diferentes períodos amostrais com término nos meses de dezembro dos anos de 1990, 1991, 1992, 1993 e 1994 permanecendo em todos os casos como sendo a combinação de variáveis e componentes de melhor ajuste à série de preços recebidos pelo boi gordo. Na tabela 6.7 são apresentados o teste de soma cumulativa de resíduos (Cusum) e o teste *Failure* para as previsões um-passo-à-frente e os valores da soma de desvios absolutos (Abssum) e dos quadrados destes (Sqrsum) para as previsões por extrapolação.

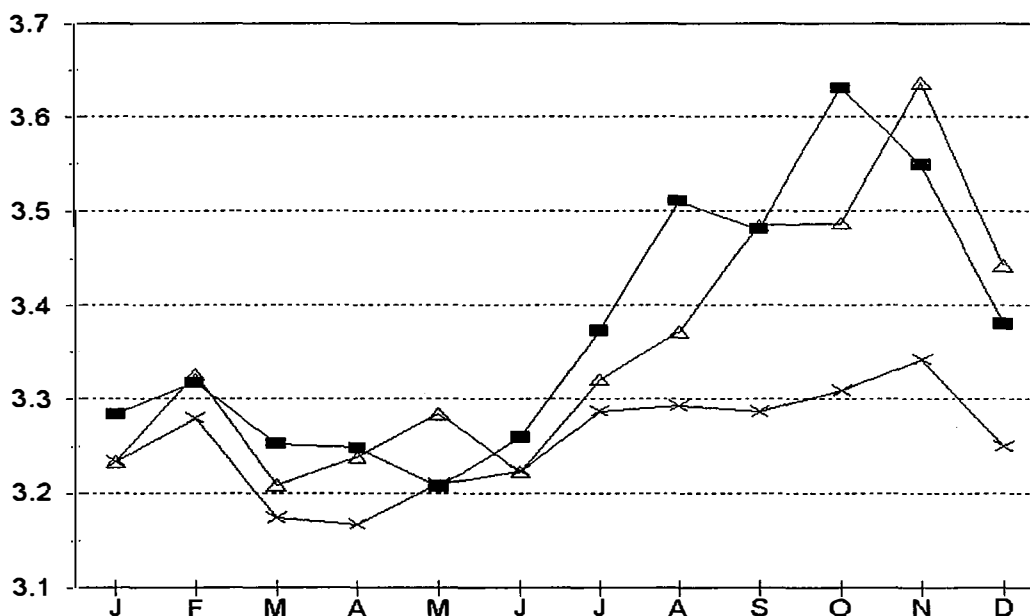
Tabela 6.7. Resultados e Significâncias dos testes de ajuste *fora do período amostral* para previsões, por um-passo-à-frente e extrapolação, de doze meses futuros.

passos	um-passo-à-frente				extrapolação	
	Cusum		Failure		Abssum	Sqsum
Previsões para 1991						
3	1,1090	[0,5228]	0,7561	[0,8599]	1,6450	0,9566
6	0,7226	[0,7683]	1,9600	[0,9233]	2,4860	1,3600
9	3,1190	[0,2998]	5,5930	[0,7799]	5,4260	4,5660
12	3,0510	[0,3795]	10,8200	[0,5448]	9,0760	9,6250
Previsões para 1992						
3	0,1383	[0,9364]	0,9061	[0,8239]	0,6851	0,1947
6	0,3567	[0,8844]	7,8110	[0,2523]	2,7120	2,4790
9	1,0310	[0,7315]	8,0090	[0,5333]	3,2500	2,6080
12	0,2642	[0,9393]	14,4800	[0,2711]	4,1830	3,2550
Previsões para 1993						
3	1,7980	[0,3004]	1,0890	[0,7797]	2,5410	2,2160
6	1,2760	[0,6030]	1,7510	[0,9411]	4,6750	4,0250
9	1,8720	[0,5334]	5,0530	[0,8297]	6,1680	5,0850
12	1,7650	[0,6109]	5,2620	[0,9023]	6,8380	5,3010
Previsões para 1994						
3	1,1970	[0,4903]	0,5121	[0,9162]	1,8120	1,1220
6	1,7070	[0,4866]	10,8900	[0,0917]	3,4280	2,3750
9	-1,9380	[0,5190]	21,0100	[0,0126]	5,8240	4,3100
12	-2,1230	[0,5406]	22,9000	[0,0286]	7,3020	5,1560
Previsões para 1995						
3	3,2010	[0,0659]	4,8650	[0,1819]	3,2420	5,2610
6	0,7737	[0,7524]	6,9130	[0,3290]	4,5690	6,2950
9	---	---	---	---	---	---
12	---	---	---	---	---	---

As previsões obtidas podem ser consideradas satisfatórias tendo em vista que o período considerado (1991-1995) é ainda influenciado pelas perturbações dos anos finais da década de 80 além de ser, ele próprio, um período de incertezas quanto a políticas adotadas. Nas figuras 6.6 a 6.10 as previsões obtidas e os preços praticados podem ser

visualizados na forma gráfica. Houve o cuidado de apresentar as figuras com a mesma escala em ambos os eixos; apenas na figura 6.5 necessitou-se deslocar o eixo das ordenadas para a completa visualização.

A figura 6.6, referente ao ano de 1991, mostra claramente a superioridade das previsões um-passo-à-frente onde permite-se a cada instante considerado a correção da trajetória das previsões estimadas pelo Filtro de Kalman.



Legenda: ■ = praticados; △ = um-passo-à-frente; x = extrapolação.

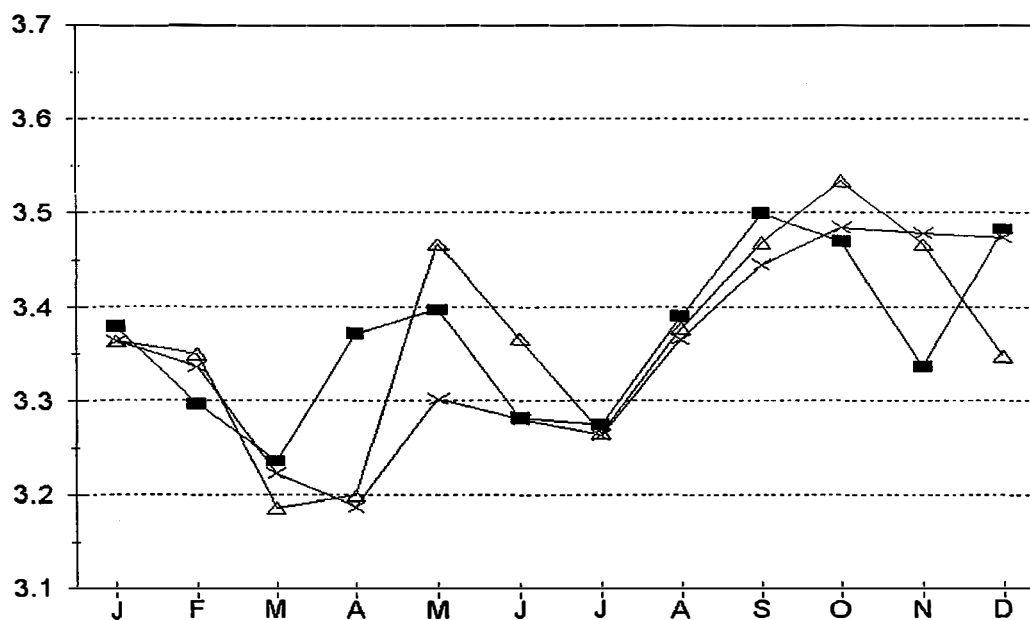
Figura 6.6. Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1991.

Em meados do ano de 1991 houve a inversão do ciclo pecuário que passou a ser positivo. Este efeito não foi captado no modelo estimado até dezembro de 1990 explicando as previsões por extrapolação inferiores. Porém, os aumentos no preços no segundo semestre só foram possíveis devido aos aumentos substanciais na renda da população via aumento real no salário mínimo e a possibilidade do saque dos cruzados retidos no Plano Collor a partir de setembro.

Mesmo apresentando elevação real a série de preços recebidos pelo boi gordo apresentou-se bem comportada em 1991 diferentemente do ano de 1992 como mostra a figura 6.7, onde houve uma inversão atípica de preços no mês de abril atribuída ao aumento nas exportações de carne juntamente à dificuldade de compra de bovinos terminados pelos abatedouros e frigoríficos em função do cenário de clima ameno e pouca oferta de bois magros dificultando a reposição pelo pecuarista.

O reajuste quadrimestral do salário mínimo tem a sua participação no comportamento de preços em 1992. No meses de janeiro, maio e setembro houve correção do salário com rápida deterioração nos meses seguintes o que pode explicar a manutenção de preços altos no mês de maio e o pico de preços no mês de setembro.

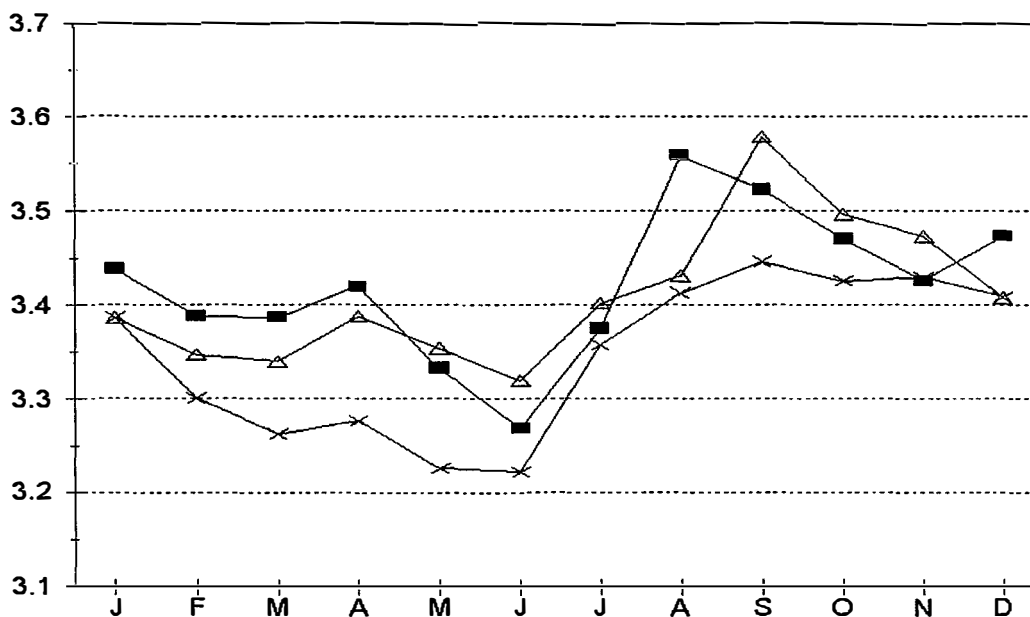
Outro mês de comportamento atípico foi o de novembro onde houve queda prematura dos preços praticados em virtude da antecipação da safra motivado pelo elevado volume de chuvas que vigorou desde o mês de setembro.



Legenda: ■ = praticados; △ = um-passo-à-frente; x = extrapolação.

Figura 6.7. Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1992.

Apesar da presença de períodos atípicos, as previsões para o ano de 1992 foram as que obtiveram os melhores resultados nos testes de ajuste *fora do período amostral*, acompanhadas de perto pelas obtidas para 1993. Na figura 6.8 encontram-se as previsões para o ano de 1993 onde a semelhança às de 1992 podem ser observadas. Na verdade todo o ano de 1993 foi muito semelhante a 1992 quanto a reajustes do salários, período seco de pequena amplitude e duração, volume e distribuição do abate.



Legenda: ■ = praticados; △ = um-passo-à-frente; x = extrapolação.

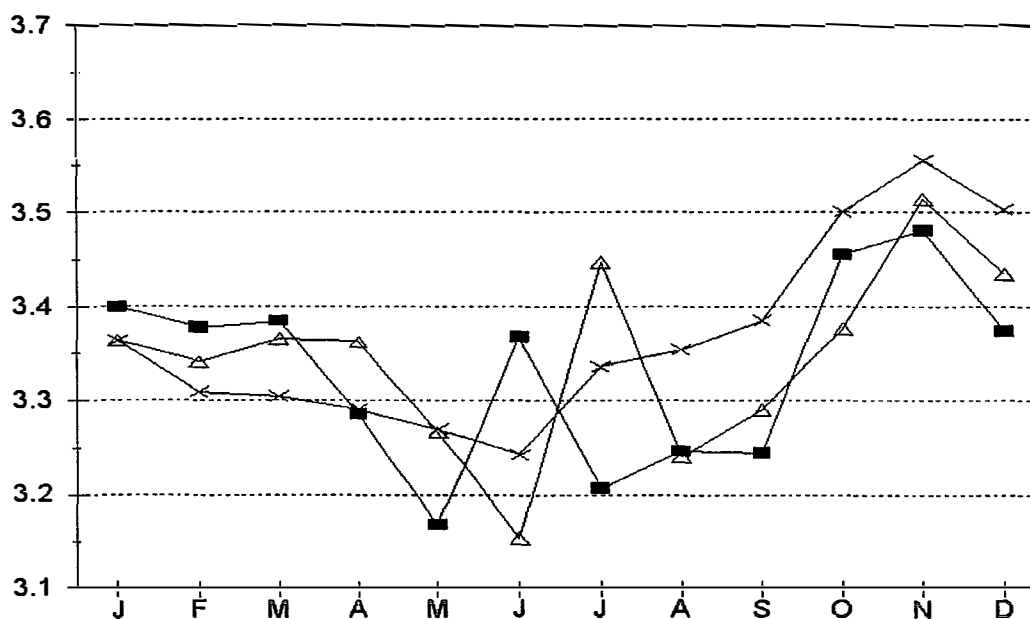
Figura 6.8. Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1993.

A maior diferença entre as previsões obtidas para os dois anos está nas realizadas por extrapolação, em 1993, que foram sistematicamente inferiores aos preços praticados piorando os testes de soma de desvio absolutos e de quadráticos.

Para a obtenção das previsões para o ano de 1994 houve a necessidade de estender-se o período final considerado para a *dummy* referente ao Plano Collor de junho até dezembro de 1994. Devido a não consideração do Plano Real na estimação do modelo, a

previsão por um-passo-à-frente para o mês de julho de 1994 e as previsões por extrapolação nos seis últimos meses de 1994 apresentavam um deslocamento positivo de cerca de 0,4 pontos na figura 6.9. Este é justamente o valor absoluto do coeficiente do Plano Collor obtido no instante final da estimação (dezembro de 1993).

No ano de 1994 os preços do boi gordo apresentaram certa estabilidade; estes como os demais preços da economia estiveram indexados à Unidade Real de Valor (URV) que antecipadamente tinha data para deixar de existir com a criação de mais uma moeda nacional: o Real “nascido” no mês de julho e responsável pela maior instabilidade ocorrida nos meses centrais do ano.



Legenda: ■ = praticados; Δ = um-passo-à-frente; x = extrapolação.

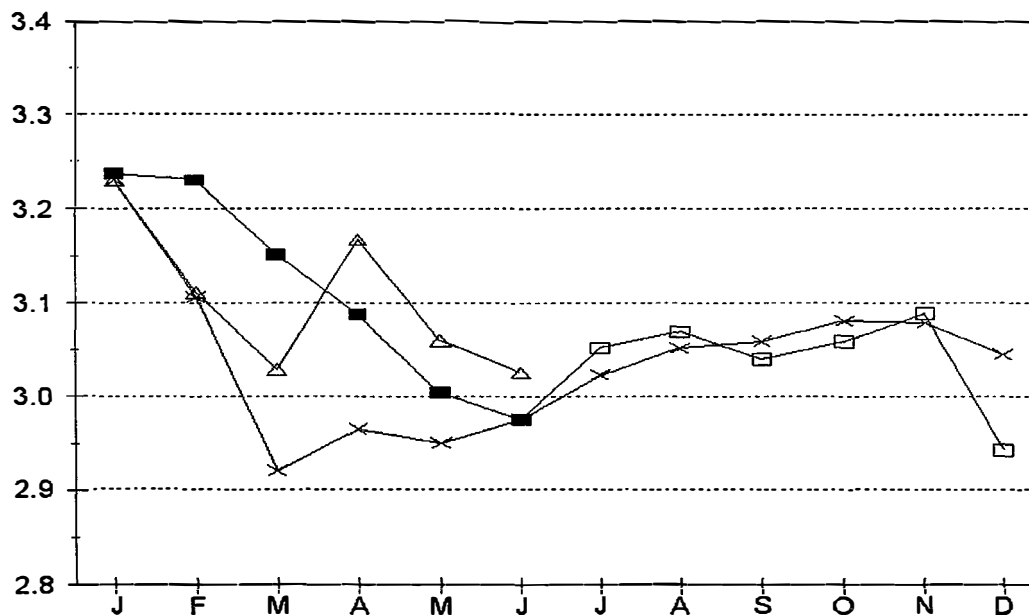
Figura 6.9. Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1994.

Na figura 6.9 pode-se observar os preços praticados e as previsões para o ano de 1994. Os movimentos de safra e entressafra foram enfraquecidos pela elevada indexação e incertezas; o mês de junho apresentou-se com preços elevados e houve, na

economia, inflação em URVs de 5,48% medida pelo Índice Geral de Preços da Fundação Getúlio Vargas.

Analisando o volume de abate ofertado percebe-se que este teve também maior estabilidade em relação a outros anos, não apresentando o típico movimento sazonal. Assim na safra a pouca oferta para o período manteve os preços elevados e a maior oferta relativa nos meses de entressafra não permitiu a escassez do produto. A composição de animais machos e fêmeas teve o equilíbrio quebrado com expressiva redução no percentual ofertado de fêmeas, um indicador da melhora dos preços recebidos pelos produtores devido à não desvalorização do real durante o prazo de pagamento.

A melhor distribuição na oferta total de animais não foi favorecida pelo clima pois as pastagens sofreram muito com as geadas ocorridas em 1994 em diversas regiões produtoras.



Legenda: ■ = praticados; △ = um-passo-à-frente; x = extrapolação;
□ = praticados não considerados nas estimações.

Figura 6.10. Comparação entre previsões de preços do boi gordo, obtidas por um-passo-à-frente e por extrapolação, com os preços praticados pelo mercado, em logaritmos de reais de janeiro de 1995, para o ano de 1995.

No ano de 1995 houve expressiva queda dos preços praticados pelo boi gordo, iniciada em dezembro de 1994, com duração até o mês de junho. Na figura 6.10 este movimento pode ser visualizado. Os preços marcados por quadrados vazios são os preços praticados após o mês de junho não disponíveis no início deste trabalho e não considerados nas estimações.

A mudança de nível na série de preços pode ser atribuída, em parte, à nova inversão no ciclo pecuário, de sentido inverso à ocorrida no ano de 1991 (veja figura 6.4). Outro fator a ser considerado é o expressivo crescimento no volume de abate de bovinos que atingiu a marca histórica de mais de um milhão e quinhentas mil cabeças mensais, aumento proveniente de pequeno crescimento no abate de machos e expressivo aumento no volume de abate de fêmeas.

O aumento do volume de abate total de bovinos, ocorrido de forma gradual nos últimos anos e intensificado em 1995 é fruto do crescimento natural dos mercados. Este não foi detectado anteriormente devido ao seu direcionamento para a produção avícola. As rápidas alterações na composição do abate ocorridas nos anos de 1994 e 1995 foram resultantes de épocas caracterizadas como de situação econômica instável e estável, respectivamente.

O volume de abate de fêmeas, no primeiro semestre de 1995, encontrava-se no patamar crescente de 35% causando a diminuição do rebanho total no tempo e induzindo a nova alta de preços que, salvo novas perturbações, deverá se dar no ano de 1997.

7. CONCLUSÕES

A análise de efeitos de transferência detectou influência significativa das variáveis preços recebidos pelo frango de corte com efeito positivo, volume total de abate de bovinos com efeito negativo e taxa real de câmbio também com efeito negativo. As variáveis disponibilidade de forragens e taxa real de juros não apresentaram efeitos significativos.

A variável taxa real de câmbio mostrou-se significativa apenas quando da inclusão dos planos econômicos. O coeficiente negativo, contrário às hipóteses de dolarização, influência do comércio exterior e consideração do boi gordo como ativo financeiro, explica-se pelo efeito de curto prazo da variação cambial sobre a renda da população via piora na balança de pagamentos e elevada incerteza no período estudado, causando a retenção do ativo “boi”, mesmo com menor rentabilidade, minimizando riscos.

As duas variáveis não significantes são consideradas como as de maior dificuldade de aferição e acredita-se que a não significância da *proxy* de disponibilidade de forragens se dá em função do tratamento determinístico ao efeito das variáveis explicativas imposto pelo pacote computacional utilizado.

Os cinco planos econômicos analisados como efeitos de intervenção apresentaram coeficientes negativos com o valor absoluto dos coeficientes e significância crescentes ao longo do tempo. O Plano Cruzado não se mostrou de efeito significativo mas melhorou o ajuste nos modelos com mais de uma variável explicativa.

Na etapa de verificação dos parâmetros foram obtidas estatísticas pobres quanto à normalidade e heterocedasticidade dos resíduos que não foram sanadas nem mesmo com a inclusão de variáveis explicativas e/ou efeitos de intervenção com explicação nos inúmeros *outliers* encontrados na série.

Os modelos com apenas uma variável explicativa que consideraram a variável preços recebidos pelos produtores de frango de corte tiveram melhor ajuste, comprovando a estreita relação desta variável com os preços recebidos pelos produtores de boi gordo. Os modelos de mais de uma variável explicativa foram superiores nos testes de análise dos resíduos, qualidade do ajustamento e desempenho do modelo *fora do período amostral*.

A qualidade do ajuste dos modelos, principal fator de seleção, mostrou-se coerente com a análise dos efeitos de transferência das variáveis e efeitos de intervenção incluídos nos modelos.

O modelo de melhor ajuste foi o que conteve as variáveis: preços recebidos pelos produtores de frango de corte, volume total de abate de bovinos, taxa real de câmbio, Plano Cruzado, Plano Verão, Plano Bresser, Plano Collor e Plano Real.

Os componentes identificados foram uma tendência determinística (quanto ao nível e inclinação) levemente ascendente, um ciclo estocástico amortecido em sua amplitude e com período de aproximadamente seis anos, um processo auto-regressivo de primeira ordem e sazonalidade determinística.

O efeito cíclico dado pela adição dos componentes ciclo e auto-regressivo apresentou maior influência do ciclo na primeira metade do período amostral (até meados de 1984) e maior participação do componente auto-regressivo nos anos restantes o que dificulta sobremaneira a sua visualização.

O acentuado achatamento do componente ciclo e a presença marcante de um componente auto-regressivo explica a crença de extinção do ciclo pecuário que é contrária ao identificado aqui. O fato de o achatamento do ciclo pecuário ter ocorrido em um período recente de expressiva instabilidade econômica impossibilita qualquer previsão quanto a solução de continuidade deste componente. Acredita-se que dentro de um cenário contínuo de estabilidade econômica os ciclos sejam de melhor identificação na série de preços recebidos pelos produtores de boi gordo.

O componente sazonalidade, detectado como fixo, apresentou coeficientes significativos e negativos para os meses de fevereiro a junho e positivos para os meses entre agosto e dezembro, os meses de janeiro e julho não foram significativos. Isso ratifica

claramente os conhecidos movimentos de safra que se iniciam nos meses finais de cada ano até aproximadamente o mês de abril e de entressafra nos meses seguintes.

As previsões obtidas para os anos de 1991, 1992, 1993, 1994 e 1995 por um-passo-à-frente e por extrapolação foram satisfatórias. As previsões por um-passo-à-frente dos anos de 1992 e 1993 foram as de melhor ajuste *fora do período amostral*. O ano de 1994 teve a análise das previsões prejudicado devido ao conturbado período de implementação do Plano Real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, M.de P. coord.; CARNEIRO, D.D.; FRANGO, G.H.B.; FRITSCH, W.; LAGO, L.A.O. do; MODIANO, E.M.; ORESTEIN, L.; PINHO NETO, D.M.de; RESENDE, A.L.; SOCHACZEWSKI, A.C.; VIANNA, S.B. *A ordem do progresso; cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro, Editora Campus, 445p.
- ARRUDA, Z.J. *A bovinocultura de corte no Brasil e perspectivas para o setor*. Campo Grande, MS, EMBRAPA-CNPQC, 1994, 28P. (Documentos, 60).
- BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. Piracicaba, 1994. (Doutorado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP).
- BARROS, G.S.C. *Economia da Comercialização Agrícola*. Piracicaba, Fealq, 1987, 306p.
- BARROS, G.S.A.C. coord.; FERREIRA FILHO, J.B.S. coord.; DE ZEN, S.; COUTO, M.T. *Índice de preços do boi gordo e do bezerro; metodologia, implantação e primeiros resultados*. Piracicaba, Fealq. 1994. 31p.
- BESSLER, D.A. & BRANDT, J.A. An analysis of forecasts of livestock prices. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Amsterdam. **18**(2):249-263. jul. 1992.
- BOAS, J. Forecasting under unstable conditions; a case study of the cocoa market. *European Journal of Operational Research*, Amsterdam. **41**(1):15-22. jul. 1989.

- BOIN, C. Algumas considerações sobre pecuária de corte no Brasil. In: PLANEJAMENTO E ADMINISTRAÇÃO DA EMPRESA AGROPECUÁRIA, Piracicaba, 1989. *Curso*. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1989. p.1-17.
- BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M. *Time series analysis, forecasting and control*. Holden-Day, Oakland. 1976. 575p.
- BRASIL. Ministério da Agricultura. *Subsídios à Elaboração de uma Estratégia para a Política Pecuária do Brasil*. Brasília, 1988. 174p.
- CHEN, D.T. & BESSLER, D.A. Forecasting monthly cotton price: structural and time series approaches. *International Journal of Forecasting*, Amsterdam, 6(1):103-113. 1990.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. São Paulo, 1970-1995.
- CONWAY, R.K.; HALLAHAN, C.B.; STILLMAN, R.P.; PRENTICE, P.T. Forecasting livestock prices; fixed and stochastic coefficients estimation comparisons. *Agribusiness*, 6(1):15-32. jan/mar. 1990.
- CORRÊA, A.S. *Alguns aspectos da pecuária de corte no Brasil*. Campo Grande, EMBRAPA-CNPGC, 1983. 43p. (Documentos, 10)
- DE ZEN, S. Alguns aspectos do processo de formação dos preços da pecuária de corte. *Preços Agrícolas*, Piracicaba, 8(86):4-9, dez. 1993.
- DORNBUSCH, R. & FISCHER, S. *Macroeconomics*. 5.ed. New York, MacGraw-Hill, 1990, 828p.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa de Orçamentos Familiares, Rio de Janeiro, 1988.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, Illinois, **37**(3):424-438, 1969.

GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. *Forecasting Economic Time Series*. 2.ed. San Diego, Academic Press, 1986. 336p.

HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton, Princeton University Press, 1994, 799p.

HARVEY, A.C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge, Cambridge University Press, 1989, 554p.

INFORMAÇÕES ECONÔMICAS. São Paulo, 1988-1995.

INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS. Washington, 1970-1995.

JUROS E MOEDAS - BANCO DE DADOS FINANCEIROS. São Paulo, v.3, n.27, nov. 1995.

KASSOUF, A.L. Previsões de preços na pecuária de corte do estado de São Paulo. Piracicaba, 1988. (Mestrado - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"/USP)

KOOPMAN, S.J.; HARVEY, A.C.; DOORNIK, J.A.; SHEPHARD, N. Stamp 5.0; Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor. 1.ed. London, Chapman & Hall, 1995. 382p.

LAZZARINI NETO, S. *Confinamento de Bovinos*. São Paulo, SDF, 1994. 96. (Lucrando com a Pecuária, 1)

- MASCOLLO, J.L. *Um estudo econométrico da pecuária de corte no Brasil*; Série Teses nº3. Rio de Janeiro: Instituto de Documentação, Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1980.
- MORETTIN, P.A. & TOLOI, C.M.C. *Previsão de séries temporais*. 2.ed. São Paulo, Atual, 1987. 436p.
- MUELLER, C.C. O ciclo do gado e as tentativas governamentais de controle do preço da carne. *Estudos Econômicos*, São Paulo, **17**(3):435-457, 1987.
- OLIVEIRA, J.A.F.G. de *Condicionalidades do crescimento da pecuária bovina de corte nos anos 80*; textos para discussão nº 221. Brasília: Ipea, agosto, 1991.
- OMETTO, J.C. *Bioclimatologia vegetal*. São Paulo, Editora Agronômica Ceres, 1981, 425p.
- PEDRO JÚNIOR, M.J.; ALCÂNTARA, P.B.; ROCHA, G.L.; ALFONSI, R.R.; DONZELI, P.L. *Aptidão climática para plantas forrageiras no estado de São Paulo*. Campinas, Instituto Agronômico, 1990. 13p. (Boletim técnico, 139)
- PEDRO JÚNIOR, M.J. Índice climático de crescimento para gramíneas forrageiras no estado de São Paulo. *Bragantia*, Campinas, **53**(2): 427-435, 1995.
- PINDICK, R.S. & RUBINFELD, D.L. *Econometric models & economic forecast*. 3.ed. Mcgraw-Hill Inc., 1991, 596p.
- PINO, F.A.; FRANCISCO, V.L.F.S.; CÉZAR, S.A.G.; SUEYOSHI, M.L.S.; AMARAL, A.M.P. Sazonalidade em Séries Temporais Econômicas: um levantamento sobre o estado da arte. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, **41**(3):103-133, 1994.

- PINO, F.A. & MORETTIN, P.A. *Intervention analysis applied to Brazilian coffee and milk time series*. s.l., s.ed., 1981. 36p.
- PINO, F.A. & ROCHA, M.B. Transmissão de Preços de Soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, **32**(4):345-361, out/dez. 1994.
- REICHARDT, K. *A água em sistemas agrícolas*, São Paulo, Editora Manole, 1987, 188p.
- REZENDE, G.C. Do cruzado ao collar: os planos de estabilização e a agricultura. In: SEMINÁRIO SOBRE PROBLEMAS E PERSPECTIVAS DA AGRICULTURA, 6., Piracicaba, 1990. *Anais*. Piracicaba, Esalq/DESR e Fealq, 1990. p.172-192.
- REZENDE, G.C. Preços agrícolas e industriais na inflação brasileira recente (1986-91). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 30., Rio de Janeiro, 1992. *Temas da Atualidade*. Rio de Janeiro, Sober, 1992. p.46-59.
- ROLIM, F.A. Estacionalidade de produção de forrageiras. In: SIMPÓSIO SOBRE MANEJO DA PASTAGEM, 6., Piracicaba, 1980. *Anais*. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1980. p.39-42.
- SANTANA, A.C. & BRANDT, S.A. Encadeamento de preços na pecuária de corte; uma aplicação do modelo de correção de erro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, **29**(2):135-149, abr/jun. 1991.
- SANTIAGO, M.M.D. coord. Estatísticas de preços agrícolas no estado de São Paulo. São Paulo, IEA, 1990. 1v.
- SIMS, C.A. Money, income and causality. *American Economic Review*, Wisconsin, **62**(4):540-555, 1972.

SOUZA, R.C. *Modelos estruturais para previsão de séries temporais; abordagens clássica e bayesiana*. Rio de Janeiro, CNPq/IMPA, 1989, 171p.

SPANOS, A. *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, Cambridge, 1986.

TAXAS DE JUROS NO BRASIL. São Paulo, 1975-1991.

VICENTE, J.R. Modelos estruturais para previsão das produções brasileiras de carne de frango e ovos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, **30**(4):305-319, out/dez. 1992.

APÊNDICE

Tabela A.1. Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Boi Gordo*, estado de São Paulo (1954-74).**

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1954	---	---	181,00	189,00	189,00	190,00	198,00	214,00	214,00	238,00	252,00	266,00
1955	263,00	262,00	260,00	262,00	259,00	263,00	269,00	276,00	287,00	299,00	320,00	306,00
1956	310,00	296,00	308,00	284,00	290,00	282,00	298,00	294,00	289,00	325,00	302,00	311,00
1957	293,00	285,00	296,00	284,00	277,00	271,00	270,00	297,00	318,00	301,00	316,00	320,00
1958	306,00	306,00	307,00	304,00	313,00	315,00	325,00	335,00	353,00	357,00	395,00	398,00
1959	414,00	422,00	435,00	452,00	461,00	467,00	457,00	538,00	567,00	637,00	667,00	711,00
1960	778,00	774,00	800,00	787,00	805,00	814,00	834,00	963,00	1.040,00	1.150,00	1.230,00	1.190,00
1961	1.140,00	1.200,00	1.170,00	1.170,00	1.165,00	1.200,00	1.210,00	1.350,00	1.470,00	1.670,00	1.740,00	1.770,00
1962	1.740,00	1.750,00	1.770,00	1.780,00	1.760,00	1.830,00	2.040,00	2.120,00	2.250,00	2.350,00	2.490,00	2.600,00
1963	2.600,00	2.710,00	2.700,00	2.600,00	2.740,00	2.790,00	3.050,00	3.380,00	3.770,00	4.090,00	4.420,00	4.460,00
1964	4.830,00	4.650,00	4.800,00	4.680,00	4.700,00	4.860,00	5.000,00	5.020,00	6.430,00	6.910,00	6.860,00	7.050
1965	7.320	7.760	8.000	7.950	7.710	7.980	8.480	8.970	9.580	9.570	9.580	10.700
1966	13.100	13.700	14.600	15.700	16.000	16.400	16.400	16.700	17.300	18.600	20.000	19.300
1967	18.900	17,90	17,10	16,60	15,10	14,30	16,30	16,90	17,00	18,30	18,30	17,40
1968	17,10	17,66	17,41	17,50	17,89	18,18	18,31	18,33	19,24	21,90	21,19	21,11
1969	20,22	19,46	19,02	18,86	18,95	20,71	19,22	20,83	22,57	23,18	26,84	25,53
1970	24,15	24,99	25,70	27,70	27,51	28,12	29,98	33,16	34,14	34,37	37,38	38,47
1971	38,81	39,60	40,06	40,24	40,89	41,66	41,93	42,64	43,39	45,61	46,93	48,00
1972	48,82	49,64	50,05	54,58	50,73	50,30	50,60	51,02	56,45	62,27	63,17	63,81
1973	65,92	63,97	62,80	63,13	63,85	64,65	66,75	77,39	97,24	112,80	116,23	104,59
1974	91,44	90,95	94,31	113,28	111,59	105,32	110,79	113,74	112,10	112,83	114,48	116,58

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

* por arroba.

** até novembro de 1964, preço em cruzeiro; de dezembro de 1964 a janeiro de 1967, preço sem centavo de cruzeiro; de fevereiro de 1967 a março de 1970, preço em cruzeiro novo; de abril de 1970 a dezembro de 1974, preço em cruzeiro.

Tabela A.2. Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Boi Gordo*, estado de São Paulo (1975-95).**

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Agô.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	115,80	113,36	110,23	107,70	108,90	107,31	106,56	111,09	110,77	120,10	134,51	132,95
1976	132,31	131,00	136,48	136,80	134,00	134,20	135,90	147,60	149,00	155,60	160,90	155,90
1977	160,70	164,00	167,70	168,30	169,80	169,60	179,80	195,30	225,40	252,00	266,00	266,90
1978	267,30	270,10	275,30	277,50	279,10	290,40	360,80	381,50	407,30	502,40	512,80	516,20
1979	528,80	541,70	553,80	589,60	604,40	614,40	670,70	774,70	999,40	1.036,10	1.087,00	1.051,20
1980	1.091,40	1.051,70	1.039,80	1.068,60	1.105,50	1.134,80	1.249,60	1.377,30	1.424,50	1.695,10	1.737,30	1.650,90
1981	1.669,60	1.653,60	1.654,70	1.658,70	1.675,90	1.607,30	1.691,10	1.842,80	2.181,90	2.393,20	2.560,60	2.517,90
1982	2.489,70	2.394,00	2.378,70	2.444,80	2.621,30	2.758,70	3.645,80	3.876,50	4.056,99	4.052,70	4.068,88	4.107,10
1983	4.243,49	4.423,95	4.987,40	6.496,70	6.743,20	7.023,90	9.467,20	11.042,10	15.405,90	17.035,00	17.738,90	18.294,70
1984	19.530,00	21.121,00	21.690,00	22.250,00	28.077,00	29.590,00	33.295,00	37.930	52.330	54.740	54.580	54.310
1985	55.450	53.020	52.380	53.070	53.270	53.340	81.790	114.970	134.270	154.470	204.750	209.603
1986	211.890	214.150	213,13	214,10	219,02	237,80	258,70	283,80	329,77	292,58	390,66	554,98
1987	542,85	473,88	457,64	467,62	613,37	616,35	762,08	912,26	966,71	1.040,65	1.248,69	1.120,48
1988	1.138,38	1.144,71	1.439,80	1.936,65	1.953,45	2.697,31	3.883,83	4.856,88	6.897,65	9.302,17	13.217,74	16.924,91
1989	18,23	18,94	20,33	25,46	33,16	50,47	50,65	82,47	86,56	97,79	151,92	226,46
1990	431,82	652,45	1.000,03	1.082,26	1.264,46	1.760,38	1.830,36	2.170,90	2.777,06	2.788,97	2.662,73	2.665,12
1991	3.547,91	4.443,07	4.465,10	4.831,98	4.944,44	5.722,83	7.230,34	9.586,45	10.812,29	15.804,08	18.321,54	18.893,09
1992	23.927,78	27.520,29	31.229,76	42.413,34	53.276,59	57.651,45	69.639,31	98.183,12	139.422,00	169.167,00	184.023,00	263.311,00
1993	324.417,00	390.037,00	498.045,00	659.518,00	800.091,00	980.825,00	1.440.162,00	2.309,96	3.055,45	3.917,97	5.127,41	7.329,87
1994	9.676,47	13.483,58	19.654,41	25.378,75	31.805,24	56.920,05	21,98	23,63	23,95	30,32	31,96	28,81
1995	25,45	25,57	24,05	23,10	21,33	21,28	---	---	---	---	---	---

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

* por arroba.

** até julho de 1984, preço em cruzeiro; de agosto de 1984 a fevereiro de 1986, preço sem centavo de cruzeiro; de março de 1986 a dezembro de 1988, preço em cruzado; de janeiro de 1989 a fevereiro de 1990, preço em cruzado novo; de março de 1990 a julho de 1993, preço em cruzeiro; de julho de 1993 a junho de 1994, preço em cruzeiro real; a partir de julho de 1994 preço em real.

Tabela A.3. Padrão monetário brasileiro.

Moeda Corrente Regra de Criação	<i>Observações</i>
CRUZEIRO RÉIS/1.000 = Cr\$ (com centavos)	<i>O Decreto-Lei nº 4.791, de 05.10.42, instituiu o Cruzeiro, equivalente a mil réis.</i>
CRUZEIRO Cr\$ = Cr\$ (sem centavos)	<i>A Lei nº 4.511, de 01.12.64, extinguiu os centavos.</i>
CRUZEIRO NOVO Cr\$/1.000 = NCr\$ (com centavos)	<i>O Decreto-Lei nº1, de 13.11.65, regulamentado pelo Decreto nº 60.190, de 08.02.67, instituiu o Cruzeiro Novo, equivalente a mil cruzeiros, restabelecendo-se o centavo. Entrou em vigor a partir de 13.02.67, conforme resolução nº 47, de 08.02.67, do C.M.N.</i>
CRUZEIRO NCr\$ = Cr\$	<i>A Resolução nº 144, de 31.03.70, do C.M.N., restabeleceu a denominação Cruzeiro, em substituição ao Cruzeiro Novo, a partir de 15.05.70.</i>
CRUZEIRO Cr\$ = Cr\$ (sem centavos)	<i>A Lei nº 7.214, de 15.08.84, extinguiu o centavo.</i>
CRUZADO Cr\$/1.000 = Cz\$ (com centavos)	<i>O Decreto-Lei nº 2.283, de 27.02.86 e a Resolução nº 1.100, de 28.02.86, do C.M.N., tomaram público que a unidade do sistema monetário brasileiro passa a denominar-se Cruzado, equivalente a Cr\$ 1.000 (mil cruzeiros), restabelecendo-se o centavo.</i>
CRUZADO NOVO Cr\$/1.000 = NCz\$	<i>A Medida Provisória nº 32, de 15.01.89 e a Resolução 1.565 de 16.01.89, instituíram o Cruzado Novo, a partir de 16.01.89, equivalente a Cz\$ 1.000,00 (mil cruzados), continuando o centavo como fração centesimal.</i>
CRUZEIRO NCr\$ = Cr\$	<i>A Medida Provisória nº 168 de 15.03.90 e a Resolução nº 001689, de 18.03.90, restabeleceu, novamente o Cruzeiro, como unidade do Padrão Monetário, em substituição ao Cruzeiro Novo, continuando o centavo como fração centesimal.</i>
CRUZEIRO REAL Cr\$/1.000 = CR\$	<i>A Medida Provisória nº 336 de 28.07.93 estabeleceu o Cruzeiro Real como unidade do padrão monetário, em substituição ao Cruzeiro, equivalente a Cr\$ 1.000,00 (mil cruzeiros), continuando o centavo como fração centesimal.</i>
REAL* CR\$/URV = R\$	<i>A Medida Provisória nº 542, de 30.06.94 estabeleceu as regras e condições de emissão do Real como unidade do padrão monetário, em substituição ao Cruzeiro Real, continuando o centavo como fração centesimal. A conversão baseou-se na URV (Unidade Real de Valor), índice diário de preços expresso em CR\$, na proporção de 1 R\$ = 1 URV.</i>

Elaboração: Sindicato dos Engenheiros no Estado de São Paulo.
(* inclusão realizada pelo autor)

Tabela A.4. Índice Geral de Preços* - Disponibilidade Interna (1954-74).

Ano\Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1954	2,935E-13	3,007E-13	3,066E-13	3,181E-13	3,240E-13	3,284E-13	3,327E-13	3,356E-13	3,443E-13	3,458E-13	3,530E-13	3,589E-13
1955	3,648E-13	3,648E-13	3,676E-13	3,748E-13	3,748E-13	3,748E-13	3,792E-13	3,864E-13	3,951E-13	3,994E-13	4,010E-13	4,025E-13
1956	4,097E-13	4,212E-13	4,271E-13	4,287E-13	4,417E-13	4,548E-13	4,620E-13	4,707E-13	4,867E-13	4,941E-13	4,997E-13	5,013E-13
1957	5,231E-13	5,231E-13	5,215E-13	5,202E-13	5,187E-13	5,187E-13	5,202E-13	5,231E-13	5,215E-13	5,231E-13	5,287E-13	5,361E-13
1958	5,433E-13	5,462E-13	5,536E-13	5,608E-13	5,710E-13	5,723E-13	5,826E-13	5,941E-13	6,116E-13	6,334E-13	6,596E-13	6,670E-13
1959	6,944E-13	7,439E-13	7,555E-13	7,714E-13	7,801E-13	7,888E-13	8,063E-13	8,440E-13	8,658E-13	8,863E-13	9,181E-13	9,299E-13
1960	9,443E-13	9,676E-13	9,820E-13	9,982E-13	9,995E-13	1,005E-12	1,026E-12	1,056E-12	1,098E-12	1,154E-12	1,189E-12	1,213E-12
1961	1,236E-12	1,241E-12	1,267E-12	1,329E-12	1,348E-12	1,369E-12	1,389E-12	1,461E-12	1,523E-12	1,649E-12	1,729E-12	1,793E-12
1962	1,887E-12	1,919E-12	1,951E-12	1,967E-12	2,046E-12	2,109E-12	2,207E-12	2,268E-12	2,316E-12	2,379E-12	2,558E-12	2,719E-12
1963	2,957E-12	3,131E-12	3,305E-12	3,358E-12	3,493E-12	3,670E-12	3,807E-12	3,946E-12	4,164E-12	4,420E-12	4,616E-12	4,891E-12
1964	5,442E-12	5,808E-12	6,240E-12	6,515E-12	6,689E-12	6,979E-12	7,431E-12	7,646E-12	7,934E-12	8,287E-12	8,865E-12	9,395E-12
1965	9,849E-12	1,016E-11	1,077E-11	1,102E-11	1,121E-11	1,134E-11	1,143E-11	1,179E-11	1,202E-11	1,226E-11	1,237E-11	1,261E-11
1966	1,358E-11	1,397E-11	1,434E-11	1,501E-11	1,536E-11	1,565E-11	1,617E-11	1,652E-11	1,691E-11	1,726E-11	1,743E-11	1,755E-11
1967	1,833E-11	1,877E-11	1,920E-11	1,969E-11	1,995E-11	2,011E-11	2,068E-11	2,085E-11	2,116E-11	2,148E-11	2,183E-11	2,193E-11
1968	2,265E-11	2,318E-11	2,368E-11	2,420E-11	2,455E-11	2,523E-11	2,558E-11	2,588E-11	2,636E-11	2,695E-11	2,734E-11	2,752E-11
1969	2,800E-11	2,839E-11	2,854E-11	2,889E-11	2,924E-11	2,987E-11	3,055E-11	3,107E-11	3,175E-11	3,227E-11	3,275E-11	3,284E-11
1970	3,325E-11	3,373E-11	3,436E-11	3,447E-11	3,504E-11	3,580E-11	3,641E-11	3,726E-11	3,800E-11	3,857E-11	3,888E-11	3,916E-11
1971	3,979E-11	4,042E-11	4,121E-11	4,193E-11	4,269E-11	4,367E-11	4,433E-11	4,474E-11	4,537E-11	4,594E-11	4,640E-11	4,679E-11
1972	4,758E-11	4,851E-11	4,930E-11	4,982E-11	5,026E-11	5,078E-11	5,148E-11	5,222E-11	5,281E-11	5,331E-11	5,377E-11	5,414E-11
1973	5,505E-11	5,569E-11	5,649E-11	5,730E-11	5,791E-11	5,846E-11	5,907E-11	5,965E-11	6,026E-11	6,116E-11	6,190E-11	6,258E-11
1974	6,441E-11	6,611E-11	6,910E-11	7,265E-11	7,520E-11	7,668E-11	7,760E-11	7,860E-11	7,989E-11	8,111E-11	8,237E-11	8,418E-11

Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).

* em pontos, agosto/84 = 100.

Tabela A.5. Índice Geral de Preços* - Disponibilidade Interna (1975-95).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	8,606E-11	8,802E-11	8,939E-11	9,101E-11	9,295E-11	9,500E-11	9,700E-11	9,971E-11	1,020E-10	1,043E-10	1,066E-10	1,089E-10
1976	1,123E-10	1,169E-10	1,212E-10	1,258E-10	1,301E-10	1,335E-10	1,366E-10	1,443E-10	1,492E-10	1,528E-10	1,557E-10	1,593E-10
1977	1,652E-10	1,704E-10	1,775E-10	1,848E-10	1,914E-10	1,951E-10	1,992E-10	2,017E-10	2,053E-10	2,109E-10	2,164E-10	2,211E-10
1978	2,270E-10	2,346E-10	2,422E-10	2,505E-10	2,586E-10	2,680E-10	2,754E-10	2,828E-10	2,900E-10	2,983E-10	3,066E-10	3,111E-10
1979	3,227E-10	3,347E-10	3,541E-10	3,674E-10	3,761E-10	3,890E-10	4,060E-10	4,295E-10	4,627E-10	4,869E-10	5,141E-10	5,516E-10
1980	5,861E-10	6,107E-10	6,508E-10	6,879E-10	7,319E-10	7,749E-10	8,403E-10	8,985E-10	9,458E-10	1,018E-09	1,095E-09	1,160E-09
1981	1,236E-09	1,341E-09	1,439E-09	1,518E-09	1,612E-09	1,684E-09	1,770E-09	1,889E-09	1,985E-09	2,071E-09	2,181E-09	2,264E-09
1982	2,406E-09	2,571E-09	2,757E-09	2,904E-09	3,082E-09	3,328E-09	3,530E-09	3,735E-09	3,871E-09	4,057E-09	4,259E-09	4,521E-09
1983	4,930E-09	5,251E-09	5,781E-09	6,313E-09	6,736E-09	7,563E-09	8,570E-09	9,436E-09	1,064E-08	1,206E-08	1,307E-08	1,406E-08
1984	1,544E-08	1,733E-08	1,906E-08	2,076E-08	2,260E-08	2,469E-08	2,724E-08	3,013E-08	3,330E-08	3,749E-08	4,119E-08	4,553E-08
1985	5,128E-08	5,649E-08	6,367E-08	6,827E-08	7,358E-08	7,935E-08	8,642E-08	9,852E-08	1,075E-07	1,172E-07	1,348E-07	1,526E-07
1986	1,797E-07	2,066E-07	2,180E-07	2,168E-07	2,175E-07	2,186E-07	2,200E-07	2,229E-07	2,254E-07	2,285E-07	2,341E-07	2,518E-07
1987	2,821E-07	3,219E-07	3,702E-07	4,445E-07	5,671E-07	7,138E-07	7,804E-07	8,155E-07	8,809E-07	9,791E-07	1,121E-06	1,299E-06
1988	1,547E-06	1,820E-06	2,151E-06	2,588E-06	3,093E-06	3,738E-06	4,543E-06	5,583E-06	7,021E-06	8,958E-06	1,146E-05	1,477E-05
1989	2,018E-05	2,256E-05	2,351E-05	2,473E-05	2,789E-05	3,534E-05	4,873E-05	6,651E-05	9,239E-05	1,291E-04	1,862E-04	2,782E-04
1990	4,782E-04	8,210E-04	1,489E-03	1,657E-03	1,808E-03	1,971E-03	2,226E-03	2,514E-03	2,809E-03	3,206E-03	3,766E-03	4,386E-03
1991	5,260E-03	6,370E-03	6,832E-03	7,429E-03	7,914E-03	8,694E-03	9,809E-03	1,133E-02	1,316E-02	1,657E-02	2,083E-02	2,545E-02
1992	3,228E-02	4,028E-02	4,862E-02	5,763E-02	7,057E-02	8,568E-02	1,043E-01	1,309E-01	1,667E-01	2,083E-01	2,588E-01	3,201E-01
1993	4,121E-01	5,213E-01	6,662E-01	8,542E-01	1,130E+00	1,477E+00	1,949E+00	2,603E+00	3,565E+00	4,819E+00	6,600E+00	8,990E+00
1994	1,278E+01	1,820E+01	2,636E+01	3,756E+01	5,294E+01	7,759E+01	9,677E+01	1,000E+02	1,015E+02	1,041E+02	1,067E+02	1,073E+02
1995	1,088E+02	1,100E+02	1,120E+02	1,146E+02	1,151E+02	1,181E+02	---	---	---	---	---	---

Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).

* em pontos, agosto/94 = 100.

Tabela A.6. Disponibilidade Hídrica Mensal* - Pindorama, SP (1975-1995).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	100,0	100,0	77,5	92,6	19,8	4,4	57,5	0,7	100,0	100,0	100,0	100,0
1976	100,0	100,0	100,0	99,8	100,0	88,6	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1977	100,0	68,4	100,0	100,0	78,2	100,0	40,3	48,6	100,0	52,6	100,0	100,0
1978	100,0	100,0	100,0	52,3	100,0	82,8	100,0	49,9	98,4	77,6	100,0	100,0
1979	100,0	100,0	100,0	99,2	100,0	62,6	55,5	42,4	100,0	99,8	100,0	100,0
1980	100,0	100,0	100,0	100,0	86,4	100,0	55,5	30,7	100,0	50,2	100,0	100,0
1981	100,0	100,0	100,0	80,8	41,2	100,0	67,9	23,0	14,1	100,0	100,0	100,0
1982	100,0	100,0	100,0	81,2	100,0	61,8	49,7	77,1	26,3	100,0	100,0	100,0
1983	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	89,1	93,5	27,2	100,0	100,0	100,0	100,0
1984	100,0	95,6	100,0	85,2	70,0	12,4	3,5	100,0	99,8	51,2	100,0	100,0
1985	100,0	99,6	100,0	100,0	78,0	38,2	20,2	7,4	11,8	14,0	100,0	98,2
1986	100,0	100,0	100,0	72,8	100,0	61,4	71,9	100,0	55,2	57,4	48,7	100,0
1987	100,0	100,0	95,7	48,7	100,0	85,4	51,1	18,9	69,4	65,2	100,0	84,6
1988	100,0	100,0	100,0	98,3	90,4	38,1	12,3	3,3	0,6	100,0	87,1	100,0
1989	100,0	100,0	100,0	66,4	100,0	100,0	100,0	82,5	100,0	90,4	100,0	100,0
1990	100,0	99,2	100,0	97,4	100,0	66,0	70,9	100,0	82,8	46,8	79,9	100,0
1991	100,0	100,0	100,0	100,0	76,3	37,0	18,2	3,0	57,8	70,6	36,0	100,0
1992	93,7	100,0	100,0	99,1	100,0	56,9	43,4	42,5	100,0	100,0	100,0	93,3
1993	100,0	100,0	98,3	100,0	100,0	100,0	64,2	71,7	100,0	62,8	72,4	100,0
1994	100,0	100,0	96,0	100,0	80,7	58,5	79,1	9,2	1,7	98,8	100,0	100,0
1995	100,0	100,0	74,4	100,0	89,8	59,9	---	---	---	---	---	---

Fonte: Dados Básicos do Instituto Agronômico de Campinas (IAC).

* Déficit (D) em porcentagem da Evapotranspiração Potencial (EP) e calculado pela expressão: $(1 - D/EP) \times 100$.

Tabela A.7. Volume de Abate de Bovinos*, Brasil (1975-1995).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Agosto	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	664,19	675,03	782,74	910,17	968,65	862,48	768,29	567,28	433,66	487,31	649,68	772,02
1976	871,73	887,56	1.073,07	1.040,09	1.139,38	1.099,21	1.042,20	778,60	624,35	637,66	658,21	774,36
1977	944,17	952,40	1.239,05	1.234,47	1.356,52	1.229,74	1.112,22	930,63	791,81	704,11	814,09	964,92
1978	1.036,19	1.076,57	1.106,42	1.192,05	1.315,98	1.101,20	942,47	727,30	670,96	689,79	745,32	823,58
1979	925,35	904,06	1.057,07	1.023,99	1.172,08	955,20	795,19	713,18	592,02	580,09	647,44	682,20
1980	795,67	781,43	963,99	988,69	1.131,65	934,61	856,20	691,47	626,52	567,95	554,16	680,21
1981	667,43	748,15	1.028,26	1.098,06	1.143,64	928,50	926,16	778,52	660,70	631,43	606,29	738,84
1982	823,55	843,57	1.084,37	1.080,54	1.220,12	1.135,70	1.041,01	905,07	829,27	795,32	882,72	1.017,40
1983	992,95	922,54	1.046,76	1.057,89	1.227,20	1.129,43	1.076,23	985,32	762,37	710,47	764,60	870,53
1984	896,26	894,26	967,14	905,31	1.026,36	984,62	889,04	790,14	617,07	686,32	764,09	794,99
1985	864,10	795,77	904,21	973,12	1.090,81	979,66	975,09	833,90	780,97	831,66	749,86	826,42
1986	892,64	877,42	995,85	1.179,61	1.068,83	903,63	620,55	522,64	324,12	629,73	519,86	577,14
1987	654,99	786,19	1.014,94	948,50	977,82	995,64	942,51	890,94	869,64	830,58	790,95	888,19
1988	976,68	1.013,36	1.097,86	1.142,10	1.243,02	1.168,18	1.103,66	1.091,65	920,27	843,90	885,97	1.055,42
1989	1.131,68	1.179,24	1.204,75	1.140,69	1.203,32	1.215,27	1.117,39	1.015,76	1.028,43	1.022,99	1.078,09	1.124,27
1990	1.087,08	990,76	1.096,55	1.167,87	1.251,62	1.213,40	1.099,31	1.136,50	970,01	1.041,55	1.108,45	1.211,58
1991	1.169,00	1.069,00	1.134,00	1.218,00	1.265,00	1.204,00	1.201,00	1.099,00	1.032,00	1.066,00	1.051,00	1.150,00
1992	1.144,86	1.152,84	1.253,81	1.261,67	1.303,97	1.362,73	1.350,83	1.157,00	1.088,61	1.092,55	1.161,13	1.233,11
1993	1.152,41	1.142,75	1.357,71	1.202,75	1.331,32	1.378,50	1.370,39	1.168,48	1.173,01	1.166,63	1.182,20	1.325,53
1994	1.233,00	1.223,00	1.323,00	1.273,00	1.297,00	1.269,00	1.210,00	1.224,00	1.237,00	1.168,00	1.174,00	1.323,00
1995	1.357,00	1.285,00	1.509,00	1.308,00	1.470,00	1.467,00	---	---	---	---	---	---

Fonte: Dados Básicos da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

* em mil cabeças.

Tabela A.8. Taxa Nominal de Câmbio* (R\$ por US\$ americanos), Brasil (1975-95).**

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	7,45	7,57	7,67	7,81	7,92	7,99	8,12	8,28	8,40	8,54	8,76	8,99
1976	9,13	9,32	9,58	10,14	10,41	10,67	10,85	11,05	11,31	11,56	11,88	12,15
1977	12,46	12,72	13,00	13,33	13,69	14,04	14,43	14,69	14,92	15,14	15,41	15,85
1978	16,11	16,36	16,67	17,00	17,43	17,79	18,12	18,59	19,02	19,34	19,79	20,55
1979	21,22	21,95	22,67	23,39	24,55	25,66	26,10	26,94	28,75	30,15	31,48	39,59
1980	43,58	44,82	46,51	48,17	49,75	51,33	52,84	54,65	56,64	58,73	61,32	64,04
1981	67,36	70,42	74,09	79,06	83,67	88,76	93,77	99,76	105,15	111,35	117,75	125,04
1982	131,00	137,86	145,03	151,91	159,83	168,14	177,54	189,11	202,06	215,30	230,08	244,80
1983	262,96	311,99	401,45	434,23	475,13	516,82	571,18	644,74	698,87	782,77	868,43	945,39
1984	1.020,42	1.130,00	1.263,13	1.387,17	1.507,13	1.644,40	1.814,39	1.992,48	2.201,00	2.452,26	2.720,40	3.010,70
1985	3.351,42	3.756,93	4.162,13	4.719,00	5.223,87	5.738,67	6.227,74	6.716,13	7.473,85	8.190,00	8.026,67	9.971,94
1986	11.264,84	13.000,00	13,84	13,84	13,84	13,84	13,84	13,84	13,84	13,97	14,11	14,58
1987	15,67	18,16	20,93	23,74	30,74	39,90	44,93	47,13	49,86	53,40	59,28	67,87
1988	77,59	91,43	107,58	125,23	151,35	178,27	216,71	268,24	324,36	413,72	527,62	671,50
1989	0,90	1,00	1,00	1,02	1,10	1,33	1,92	2,48	3,25	4,49	6,20	9,40
1990	14,29	24,39	37,82	48,69	52,12	57,20	66,70	71,82	75,63	94,97	122,25	156,74
1991	192,99	221,83	231,69	252,80	273,34	298,54	330,04	372,10	438,31	586,13	743,15	963,80
1992	1.190,31	1.475,64	1.802,97	2.203,97	2.625,69	3.167,61	3.824,48	4.673,36	5.771,07	7.214,75	9.037,93	11.213,12
1993	14.040,54	18.163,71	22.553,47	28.528,52	37.037,80	48.158,05	62.850,00	82,94	110,69	151,69	205,89	279,05
1994	391,19	556,27	776,24	1.103,91	1.589,56	2.278,10	0,931	0,898	0,866	0,845	0,842	0,850
1995	0,847	0,841	0,890	0,907	0,898	0,914	---	---	---	---	---	---

Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).

* média mensal.

** até fevereiro de 1986, taxa em cruzeiro; de março de 1986 a dezembro de 1988, taxa em cruzado; de janeiro de 1989 a fevereiro de 1990, taxa em cruzado novo; de março de 1990 a julho de 1993, taxa em cruzeiro; de julho de 1993 a junho de 1994, taxa em cruzeiro real; a partir de julho de 1994 taxa em real (com 3 casas decimais).

Tabela A.9. Índice de Preços no Atacado* - Oferta Global (1975-95).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	8,963E-11	9,174E-11	9,256E-11	9,391E-11	9,575E-11	9,821E-11	1,001E-10	1,045E-10	1,071E-10	1,098E-10	1,121E-10	1,148E-10
1976	1,189E-10	1,225E-10	1,268E-10	1,312E-10	1,361E-10	1,394E-10	1,467E-10	1,534E-10	1,591E-10	1,629E-10	1,659E-10	1,700E-10
1977	1,757E-10	1,807E-10	1,904E-10	1,992E-10	2,059E-10	2,080E-10	2,094E-10	2,111E-10	2,137E-10	2,189E-10	2,257E-10	2,300E-10
1978	2,372E-10	2,442E-10	2,528E-10	2,629E-10	2,709E-10	2,800ZE-10	2,868E-10	2,948E-10	3,034E-10	3,131E-10	3,232E-10	3,275E-10
1979	3,384E-10	3,503E-10	3,715E-10	3,876E-10	3,952E-10	4,116E-10	4,312E-10	4,559E-10	4,939E-10	5,217E-10	5,497E-10	5,877E-10
1980	6,295E-10	6,523E-10	6,943E-10	7,392E-10	7,931E-10	8,437E-10	9,212E-10	9,862E-10	1,039E-09	1,128E-09	1,221E-09	1,285E-09
1981	1,364E-09	1,459E-09	1,568E-09	1,654E-09	1,764E-09	1,838E-09	1,918E-09	2,027E-09	2,124E-09	2,233E-09	2,366E-09	2,448E-09
1982	2,594E-09	2,744E-09	2,932E-09	3,116E-09	3,294E-09	3,574E-09	3,779E-09	3,952E-09	4,080E-09	4,298E-09	4,530E-09	4,819E-09
1983	5,287E-09	5,563E-09	6,181E-09	6,866E-09	7,333E-09	8,315E-09	9,493E-09	1,055E-08	1,221E-08	1,397E-08	1,519E-08	1,630E-08
1984	1,798E-08	1,997E-08	2,197E-08	2,416E-08	2,642E-08	2,902E-08	3,213E-08	3,499E-08	3,910E-08	4,473E-08	4,940E-08	5,431E-08
1985	6,149E-08	6,696E-08	7,613E-08	8,161E-08	8,654E-08	9,348E-08	1,002E-07	1,161E-07	1,273E-07	1,399E-07	1,650E-07	1,817E-07
1986	2,184E-07	2,487E-07	2,590E-07	2,553E-07	2,556E-07	2,566E-07	2,578E-07	2,611E-07	2,627E-07	2,654E-07	2,706E-07	2,906E-07
1987	3,204E-07	3,529E-07	4,011E-07	4,842E-07	6,320E-07	8,023E-07	8,803E-07	9,110E-07	9,789E-07	1,091E-06	1,253E-06	1,455E-06
1988	1,720E-06	2,030E-06	2,390E-06	2,906E-06	3,469E-06	4,218E-06	5,151E-06	6,357E-06	8,017E-06	1,017E-05	1,299E-05	1,681E-05
1989	2,298E-05	2,552E-05	2,627E-05	2,754E-05	3,062E-05	3,836E-05	5,304E-05	7,219E-05	1,018E-04	1,430E-04	2,058E-04	3,060E-04
1990	5,306E-04	9,239E-04	1,768E-03	1,850E-03	2,043E-03	2,189E-03	2,431E-03	2,726E-03	3,027E-03	3,459E-03	4,094E-03	4,698E-03
1991	5,641E-03	6,878E-03	7,402E-03	8,070E-03	8,510E-03	9,248E-03	1,039E-02	1,202E-02	1,388E-02	1,758E-02	2,209E-02	2,687E-02
1992	3,419E-02	4,297E-02	5,150E-02	6,063E-02	7,342E-02	8,861E-02	1,081E-01	1,377E-01	1,749E-01	2,192E-01	2,735E-01	3,388E-01
1993	4,285E-01	5,410E-01	6,905E-01	8,836E-01	1,172E+00	1,524E+00	2,023E+00	2,697E+00	3,703E+00	5,006E+00	6,830E+00	9,268E+00
1994	1,308E+01	1,872E+01	2,691E+01	3,786E+01	5,278E+01	7,717E+01	9,617E+01	1,000E+02	1,016E+02	1,038E+02	1,052E+02	1,049E+02
1995	1,059E+02	1,066E+02	1,081E+02	1,102E+02	1,082E+02	1,095E+02	---	---	---	---	---	---

Fonte: Fundação Getúlio Vargas (FGV).

* em pontos, agosto/94 = 100.

Tabela A.10. Wholesale Prices Index*, The United States (1975-95).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	49,3	49,3	49,0	49,5	49,8	49,9	50,5	50,8	51,1	51,5	51,2	51,4
1976	51,6	51,6	51,6	52,1	52,3	52,7	53,0	52,9	53,2	53,2	53,4	53,9
1977	54,0	54,7	55,2	55,9	56,2	55,9	56,0	56,0	56,2	56,4	56,6	57,1
1978	57,5	58,1	58,6	59,4	59,8	60,3	60,6	60,5	61,1	61,9	62,0	62,5
1979	63,5	64,4	65,2	66,1	66,6	67,2	68,1	68,5	69,7	70,6	71,1	71,9
1980	73,3	74,7	75,3	75,6	76,1	76,4	77,7	78,7	78,8	79,7	80,0	80,7
1981	81,6	82,5	83,3	84,2	84,5	84,7	85,1	85,2	85,0	85,1	85,0	85,1
1982	85,7	85,8	85,7	85,7	85,8	86,2	86,4	86,3	86,2	86,3	86,3	86,4
1983	86,3	86,6	86,4	86,5	86,8	87,0	87,2	87,7	87,9	88,1	87,9	88,0
1984	88,7	88,8	89,4	89,5	89,6	89,4	89,6	89,4	88,8	88,9	89,2	89,0
1985	89,0	88,8	88,7	88,8	89,0	88,8	88,7	88,3	87,9	88,5	88,9	89,2
1986	88,7	87,5	86,3	85,7	86,0	85,9	85,5	85,4	85,5	85,7	85,8	85,7
1987	86,4	86,9	87,0	87,6	88,3	88,6	89,2	89,3	89,3	89,4	89,6	89,5
1988	89,9	90,0	90,2	91,0	91,7	92,4	92,7	92,9	93,0	93,1	93,2	93,8
1989	94,9	95,3	95,9	96,6	97,3	97,0	97,1	96,4	96,7	97,1	97,0	97,2
1990	98,9	98,4	98,2	98,1	98,5	98,3	98,3	100,2	101,8	103,9	103,3	102,1
1991	102,4	100,8	99,9	99,8	100,2	100,0	99,8	100,0	99,8	100,1	100,1	99,7
1992	99,5	99,9	99,9	100,0	100,7	101,5	101,3	101,2	101,3	101,6	101,3	101,2
1993	101,5	101,7	102,1	102,6	102,9	102,8	102,6	102,2	102,1	102,5	102,4	102,0
1994	102,5	102,5	103,0	103,1	103,1	103,6	103,7	104,3	104,0	104,0	104,5	104,8
1995	105,6	105,8	106,0	106,0	106,4	106,4	---	---	---	---	---	---

Fonte: International Financial Statistics (IFS).

* em pontos, 1990 = 100.

Tabela A.11. Preços médios mensais recebidos pelos produtores, Frango de Corte*, estado de São Paulo (1975-95).**

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	4,65	4,37	4,77	4,26	4,85	4,85	4,77	5,03	5,71	6,22	6,74	6,48
1976	6,87	6,63	7,15	7,06	6,13	6,06	5,94	6,68	7,14	7,61	7,45	7,52
1977	7,72	7,03	7,93	8,98	8,50	8,73	8,80	8,90	10,18	10,65	10,77	11,14
1978	11,12	11,58	12,23	11,69	11,90	11,47	10,99	12,69	13,61	15,11	18,36	18,85
1979	18,81	18,17	17,77	18,38	17,55	17,33	20,22	24,66	27,46	27,12	27,31	27,44
1980	30,94	30,46	32,42	32,17	31,20	30,69	33,99	37,02	39,27	38,21	43,15	50,31
1981	61,92	60,72	59,79	59,73	60,73	59,37	65,16	74,38	74,72	75,12	74,52	79,88
1982	84,61	98,76	106,74	103,68	93,76	97,13	106,14	117,63	118,65	120,51	139,18	153,10
1983	154,95	158,29	202,30	229,80	264,10	274,90	279,00	310,70	436,10	509,80	594,60	601,00
1984	751,10	865,00	841,00	797,00	839,00	937,00	1.095,00	1.203	1.640	1.540	1.490	1.462
1985	1.780	1.817	1.780	1.740	1.990	2.587	3.510	4.810	5.124	4.907	6.120	7.840
1986	8.620	9.073	7.72	7,74	8,23	8,95	10,07	10,74	11,03	11,06	12,74	14,04
1987	13,86	12,60	12,26	14,02	20,51	20,73	21,50	25,97	27,69	31,29	37,08	39,92
1988	38,65	52,38	63,92	80,38	80,33	92,98	132,12	166,81	224,98	311,86	422,60	591,66
1989	0,69	0,78	0,85	1,01	1,53	1,82	1,50	2,34	2,81	3,12	4,69	8,06
1990	13,40	22,76	35,20	33,95	41,64	55,05	64,78	68,57	94,52	89,41	70,73	91,11
1991	131,92	180,96	154,74	158,77	184,49	202,03	227,61	245,14	268,89	353,25	456,23	524,11
1992	693,07	924,78	934,08	1.021,67	1.589,11	1.848,89	1.919,43	2.673,10	3.778,00	4.885,00	5.961,00	8.134,00
1993	9.221,00	11.362,00	14.048,00	17.029,00	20.676,00	27.221,00	42.324,00	57,77	81,00	101,89	140,14	201,54
1994	244,86	356,25	524,23	688,06	969,86	1.347,65	0,62	0,60	0,62	0,75	0,86	0,86
1995	0,71	0,62	0,47	0,49	0,51	0,55	---	---	---	---	---	---

Fonte: Instituto de Economia Agrícola (IEA).

* por quilo.

** até julho de 1984, preço em cruzeiro; de agosto de 1984 a fevereiro de 1986, preço sem centavo de cruzeiro; de março de 1986 a dezembro de 1988, preço em cruzeiro; de janeiro de 1989 a fevereiro de 1990, preço em cruzeiro novo; de março de 1990 a julho de 1993, preço em cruzeiro; de julho de 1993 a junho de 1994, preço em cruzeiro real; a partir de julho de 1994 preço em real.

Tabela A.12. Taxas do overnight* - títulos públicos (1975-95).

Ano/Mês	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1975	1,79	1,60	1,03	1,19	1,46	1,76	1,65	1,60	1,57	1,95	2,35	1,99
1976	2,36	2,58	2,53	3,02	2,59	2,62	3,36	2,80	3,33	3,19	2,97	3,62
1977	3,45	3,27	3,14	2,64	2,21	3,09	3,29	2,67	3,49	2,02	2,09	4,20
1978	3,60	2,93	2,98	3,21	2,51	2,91	3,70	2,28	3,60	3,05	3,40	4,58
1979	3,66	3,43	3,91	3,63	2,86	2,77	1,89	2,50	3,51	2,21	2,08	3,57
1980	2,95	2,47	3,57	1,95	2,03	2,45	3,21	3,04	3,43	3,96	4,04	5,65
1981	5,29	4,80	5,05	4,52	5,70	4,75	5,60	5,89	5,60	6,02	5,50	6,83
1982	6,02	5,31	6,56	5,90	6,13	6,14	6,61	7,58	6,76	7,31	8,15	8,76
1983	7,00	6,75	9,43	11,02	11,00	11,45	10,65	10,14	9,15	9,67	9,39	9,41
1984	10,29	12,14	11,26	10,12	9,77	10,17	12,06	10,81	11,89	12,89	10,86	11,57
1985	13,94	11,96	13,09	13,27	12,31	10,73	10,03	9,43	10,46	10,67	10,46	13,96
1986	16,67	14,54	1,18	1,25	1,22	1,42	1,95	2,57	2,94	1,89	2,37	5,51
1987	11,01	19,61	11,95	15,30	24,63	18,02	8,91	8,09	7,99	9,45	12,92	14,38
1988	16,78	18,35	16,59	20,25	18,65	20,17	24,69	22,63	26,25	29,79	28,40	30,24
1989	22,97	18,95	20,44	11,52	11,43	27,29	33,16	35,50	38,60	47,71	48,41	64,22
1990	67,59	82,05	36,75	4,24	5,70	8,80	13,81	11,50	15,22	16,47	19,80	22,84
1991	21,00	6,90	8,97	9,60	9,52	10,31	12,38	15,74	19,77	25,95	32,41	31,16
1992	29,06	28,76	26,86	23,92	22,99	24,28	26,22	25,64	27,66	28,17	26,40	25,91
1993	28,51	28,91	28,36	30,54	30,90	31,91	32,73	34,64	37,23	38,40	38,38	40,41
1994	42,76	41,99	46,43	46,50	47,94	50,60	6,88	4,16	3,81	3,61	4,06	3,78
1995	3,36	3,25	4,25	4,25	4,24	4,04	---	---	---	---	---	---

Fonte: Andima.

* em percentagem.

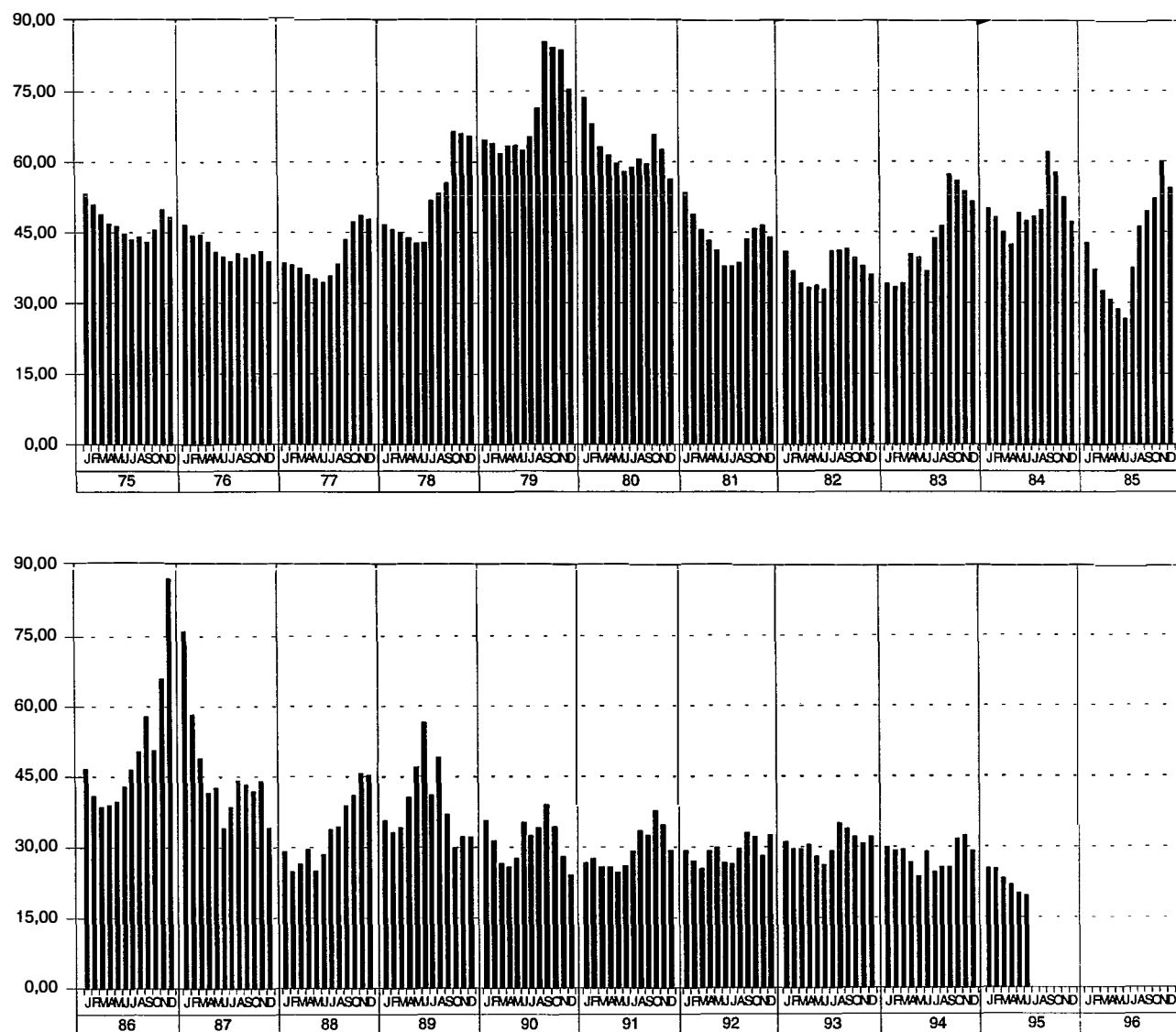


Figura A.1. Preços médios mensais recebidos pelos produtores pela arroba de boi gordo, em reais de janeiro de 1995.

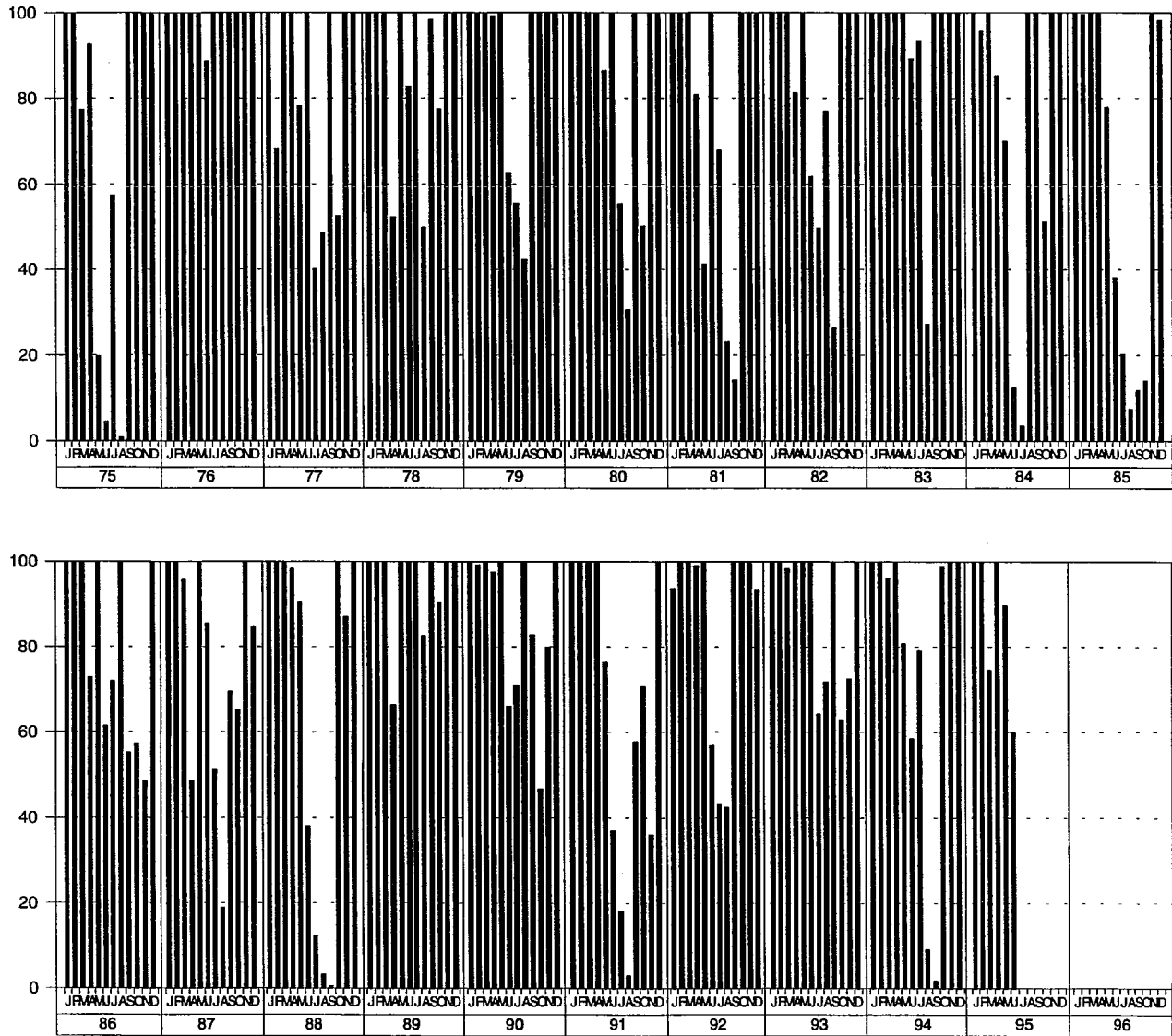


Figura A.2. Disponibilidade hídrica mensal - Pindorama, SP.

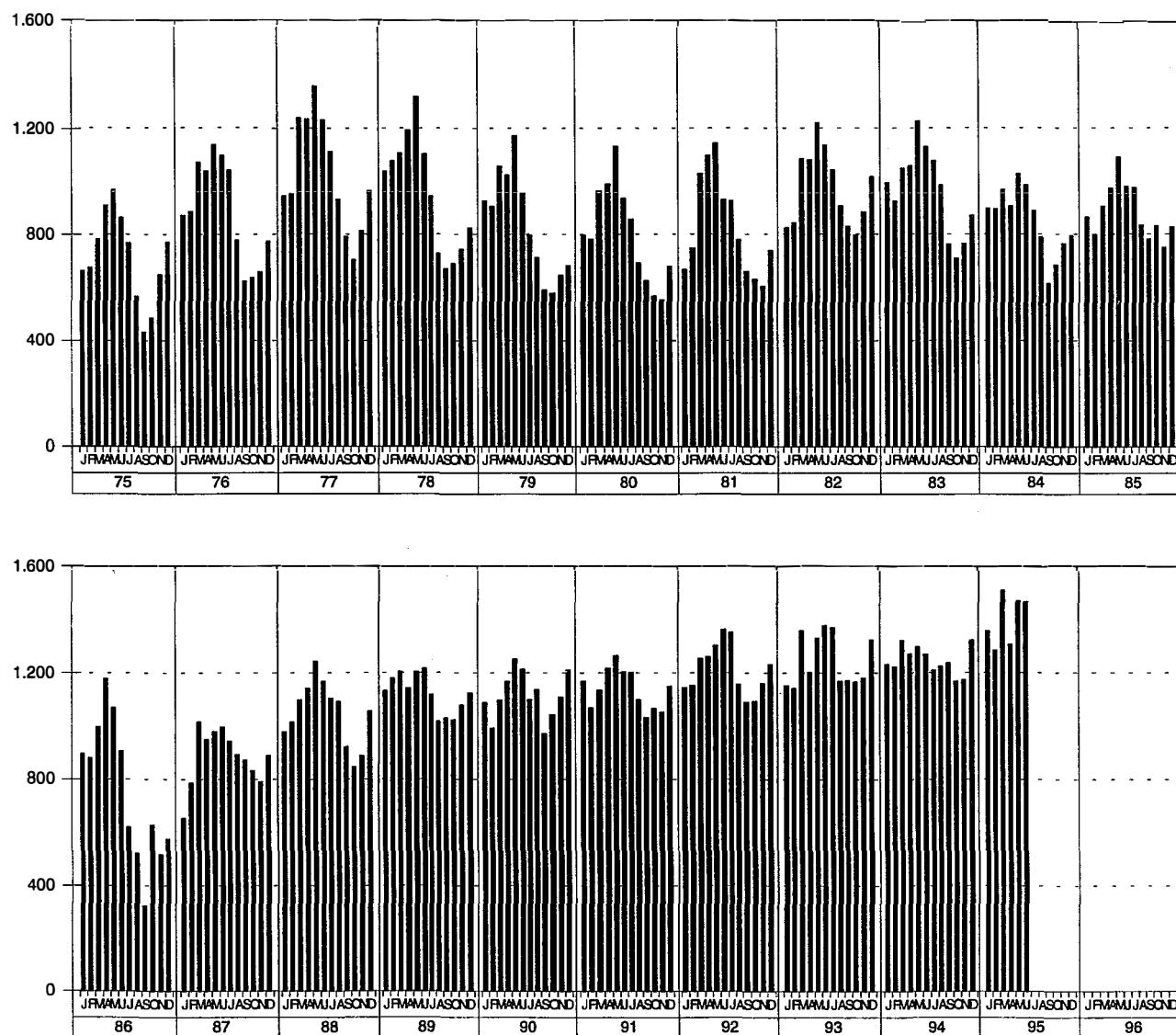


Figura A.3. Volume de abate de bovinos, Brasil, em 1.000 cabeças.

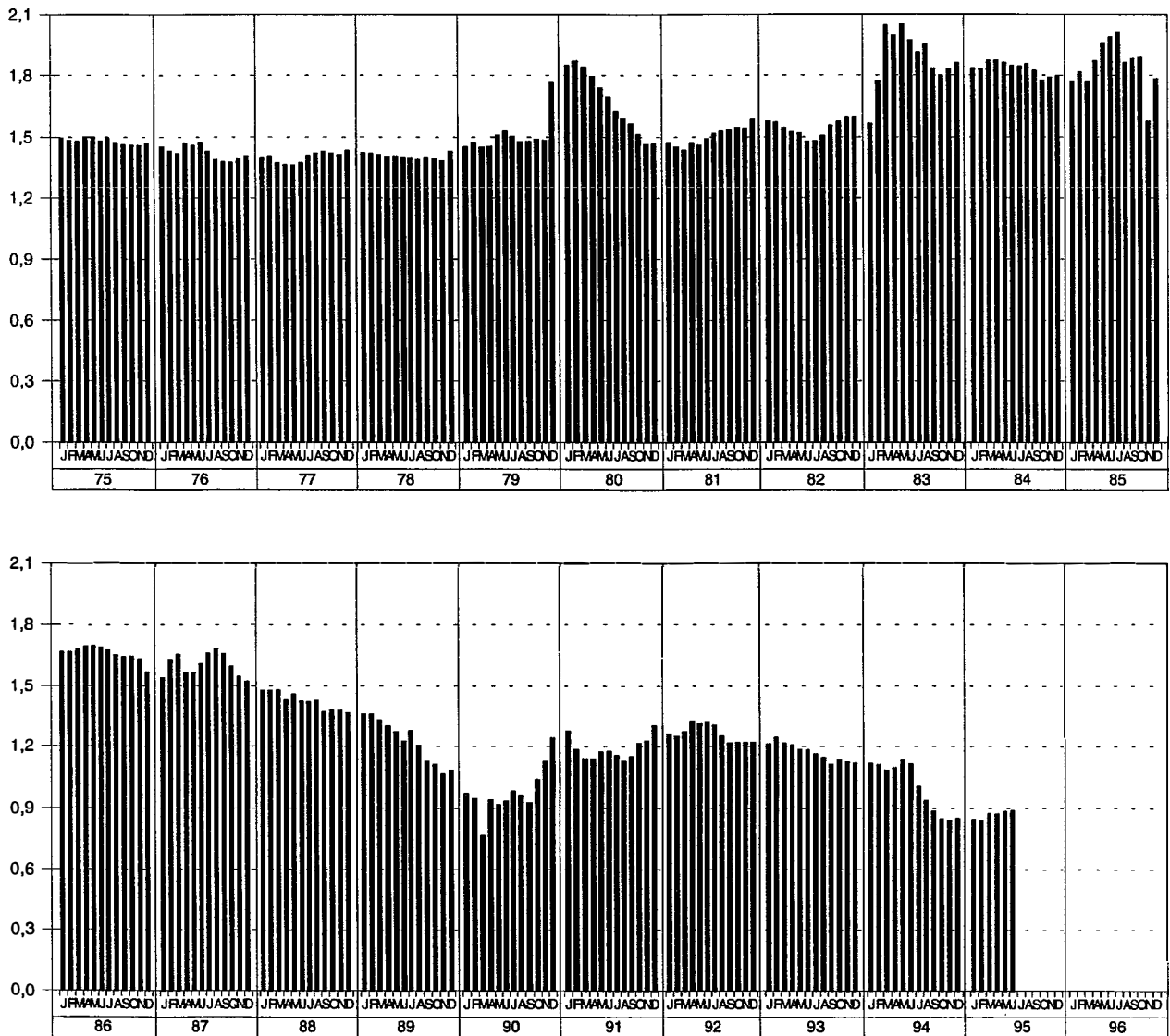


Figura A.4. Taxa real de câmbio (R\$ por US\$ americanos), Brasil, em reais de janeiro de 1995.

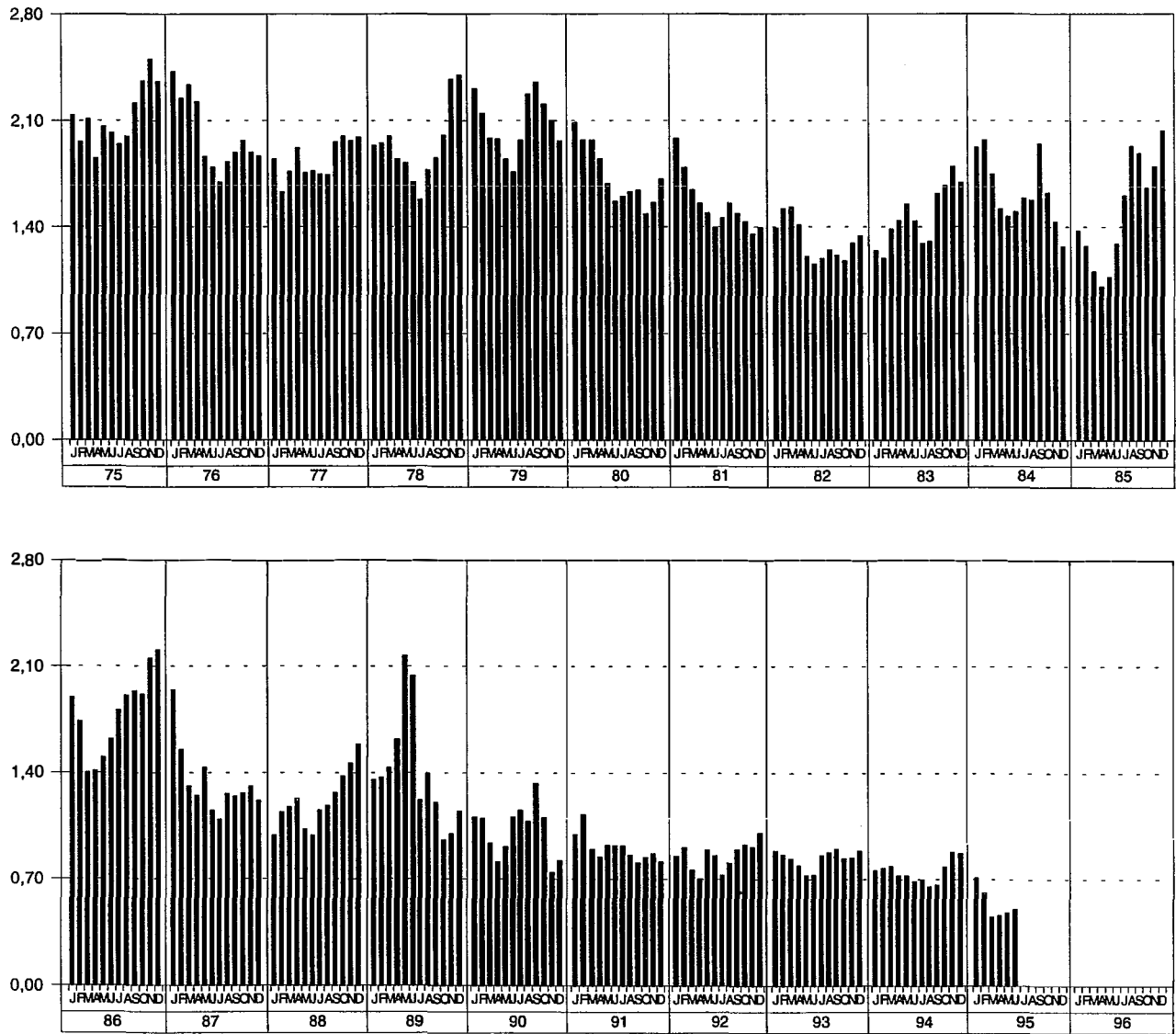


Figura A.5. Preços médios mensais recebidos pelos produtores pelo quilo de frango de corte, em reais de janeiro de 1995.

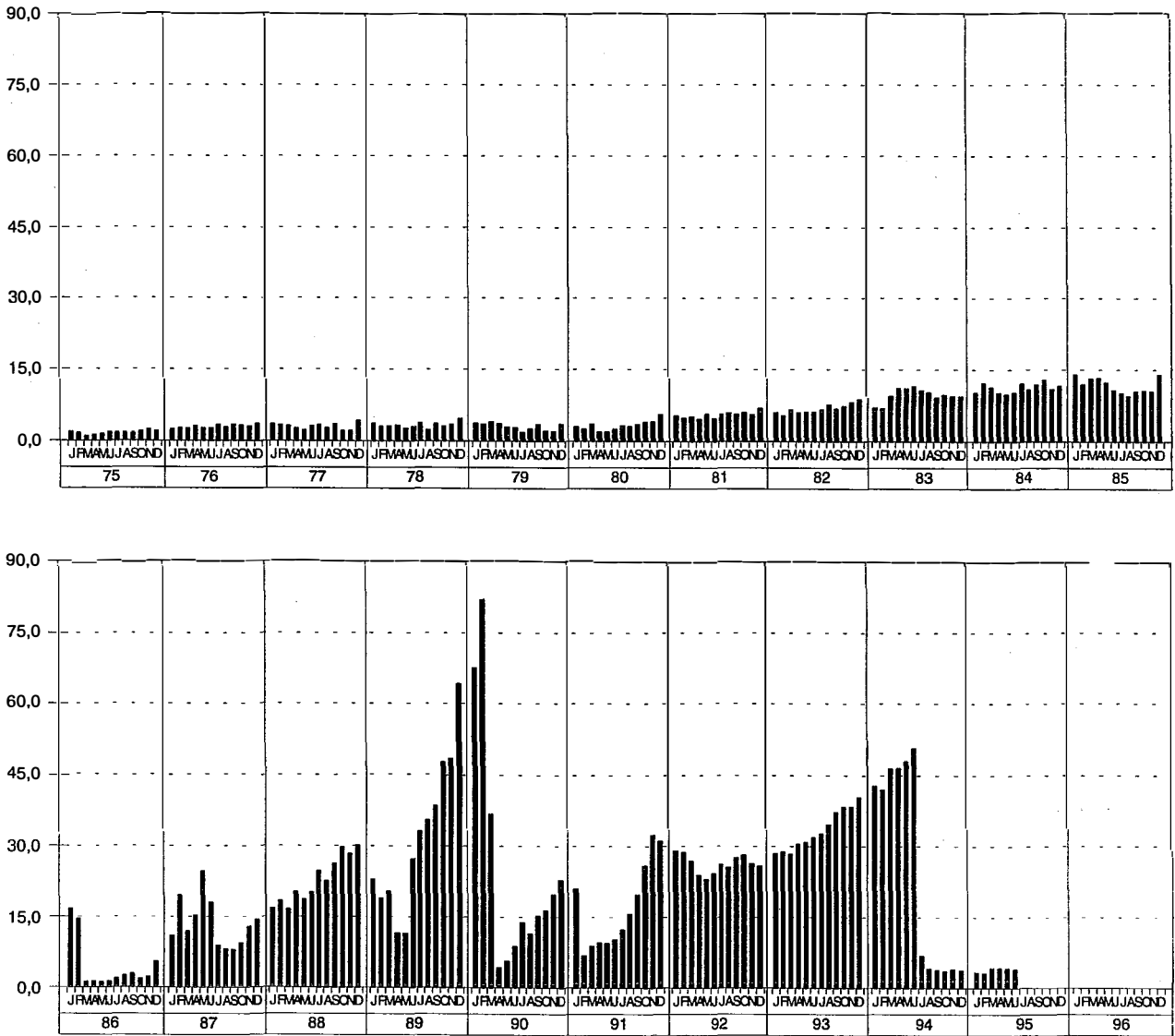


Figura A.6. Taxa real de juros - Brasil, em pontos percentuais.