

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE HUMANIDADES
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DO PIB E PRODUTIVIDADE DO TRABALHO
NO SETOR AGRÍCOLA NO ESTADO DO CEARÁ**

Fernando Daniel Oliveira Mayorga
Bacharelado em Economia

Luiz Ivan de Melo Castelar
Professor Orientador

Fortaleza, janeiro de 2000

49-2

Essa Monografia foi submetida à Coordenação do Curso de Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas, outorgado pela mesma Universidade.

Fernando Daniel Oliveira Mayorga

Monografia aprovada em 11 de janeiro de 2000

Prof. Luiz Ivan de Melo Castelar
(Orientador da Monografia)

Prof. Ahmad Saeed Khan
(Membro da Banca Examinadora)

Prof. Sérgio Aquino de Souza
(Membro da Banca Examinadora)

AGRADECIMENTOS

A elaboração desta monografia contou com a colaboração direta e indireta de pessoas e instituições, pelas quais guardo respeito e gratidão registro meus agradecimentos:

Aos meus pais pela sua preocupação permanente em forjar meu caráter por meio da educação e do exemplo. Ao professor Ivan Castelar, que sempre esteve presente com competência e segurança como professor e orientador desta monografia.

Da mesma maneira agradeço aos professores Ahmad Saeed Khan e Sérgio Aquino de Souza, membros da banca examinadora, pelo incentivo, e contribuições para melhorar este trabalho.

Meus sinceros agradecimentos ao Dr. José Souza Neto da EMPRAPA pelos ensinamentos, no referente aos modelos de previsão.

A Universidade Federal do Ceará e especialmente aos professores da Faculdade de Economia, pelos ensinamentos que esculpiram minha formação profissional e aos colegas de classe, pela amizade

Aos meus irmãos Rodrigo e Paola, pela convivência e amizade fraternal sempre presente.

Por fim, meus agradecimentos a todos os funcionários da FEAAC, em especial ao pessoal do DTE, DEA e da Coordenação de Economia, que na medida do possível forneceram o apoio administrativo necessário.

LISTA DE TABELAS E FIGURAS

TABELAS

Tabela 1:	Taxa anual de crescimento do PIB por setores do Estado do Ceará (%).....	9
Tabela 2:	Taxa de variação percentual do PIB por setores do Estado do Ceará, tomando como base o ano de 1996	10
Tabela 3:	Evolução da taxa de participação da mão-de-obra empregada nos três setores no Estado do Ceará.....	12
Tabela 4:	Evolução da taxa de participação do PIB por setores do Estado do Ceará na formação do PIB total (%)......	13
Tabela 5:	Valor da média e dos respectivos desvios para as séries diferenciadas do PIB por setores do Estado do Ceará.....	18
Tabela 6:	Resultado da estimação do modelo ARIMA	42
Tabela 7:	Previsão do PIB para os anos de 1998 a 2001 considerados anos de seca. Em valores de 1996 (mil reais).....	43
Tabela 8:	Previsão do PIB para os anos de 1998 à 2001 considerados anos de chuva. Em valores de 1996 (mil reais).....	43
Tabela 9:	Previsão do PIB para os anos consecutivos de seca e chuva: 1998 e 1999, anos de seca, 2000 e 2001, anos de chuva. Em valores de 1996 (mil reais)	44

FIGURAS

Figura 1:	Evolução do PIB do setor industrial a preços constantes de 1996 (mil reais).....	14
Figura 2:	Evolução do PIB do setor de serviços a preços constantes de 1996 (mil reais).....	14
Figura 3:	Evolução do PIB do setor agrícola a preços constantes de 1996 (mil reais).....	15
Figura 4:	Comportamento do PIB do setor agrícola, feita a primeira diferença.....	16

Figura 5:	Comportamento do PIB do setor industrial, feita a primeira diferença	16
Figura 6:	Comportamento do PIB do setor de serviços, feita a primeira diferença	17
Figura 7:	Fluxograma: Estratégia para construção do Modelo Box-Jenkins (ARIMA).....	31
Figura 8:	Comportamento do PIB agrícola e da produtividade do trabalho do setor agrícola.....	39
Figura 9:	Previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de seca.....	42
Figura 10:	Previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de chuva.....	43
Figura 11:	Previsão do PIB agrícola com os anos consecutivos de seca (1998 - 1999) e chuva (2000 - 2001).....	44

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS.....	iii
LISTA DE TABELAS E GRÁFICOS.....	iv
SUMÁRIO.....	vi
RESUMO.....	viii
INTRODUÇÃO.....	1
CAPÍTULO 1: PROCEDIMENTO METODOLÓGICO.....	5
1.1 Alguns Aspectos Relativos ao PIB.....	5
1.2 Evolução do PIB Agrícola do Estado do Ceará: Uma Análise da Instabilidade.....	6
1.2.1 Análise da instabilidade do PIB do setor agrícola comparado aos demais setores.....	13
CAPÍTULO 2: SÉRIES TEMPORAIS.....	19
2.1 Objetivos da Análise de Séries Temporais.....	20
2.2 Tratamento dos Dados.....	21
2.3 Componentes de uma Série Temporal.....	24
CAPÍTULO 3 : MODELOS PARA SÉRIES TEMPORAIS.....	26
3.1 Modelo ARIMA.....	26
3.2 Aplicações do Modelo ARIMA.....	30
3.3 Raiz Unitária e Co- integração.....	35
CAPÍTULO 4: RESULTADOS OBTIDOS.....	38

4.1 Relação Produtividade do Trabalho e PIB do Setor Agrícola: Uma Análise de Co-integração	39
4.2 Teste de Raiz Unitária.....	40
4.3 Resultados Obtidos do Modelo de Previsão ARIMA para o PIB Anual do Setor Agrícola.....	41
CONCLUSÃO.....	45
BIBLIOGRAFIA.....	47
APÊNDICE A.....	49
APÊNDICE B.....	52

RESUMO

O Estado do Ceará possui cerca de 95% do seu território inserido no semi-árido o que ocasiona inaptidões hidrológicas e endofoclimáticas. Assim sendo, o conhecimento mais apurado do comportamento da produtividade do trabalho e do PIB agrícola e sua previsão a curto prazo são da maior relevância para os estudiosos e estrategistas, com o objetivo de fortalecer este importante setor da economia cearense.

Analisou-se o comportamento da evolução da taxa de participação do PIB por setores da economia, verificando-se tendências crescentes no setor da indústria e dos serviços, já o setor agrícola não apresentou tendência. A série utilizada neste estudo cobre o período de 1970 a 1998.

Utilizou-se o teste de co-integração objetivando verificar a relação entre produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola com base na *Lei de Kaldor-Verdoorn*, e o teste de raiz unitária para verificar a existência ou não de estacionaridade. Para previsão do PIB agrícola utilizou-se um modelo ARIMA. Os resultados econométricos permitiram observar a existência de co-integração ao nível de 5% de significância, o que demonstra uma relação de equilíbrio de longo prazo entre produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola, e evidencia, também, a existência de uma relação direta entre as duas variáveis, confirmando a *Lei de Kaldor-Verdoorn*.

O teste de raiz unitária utilizando a estatística de Dickey-Fuller Aumentado e os valores críticos de Makinnon permitiram verificar que ao nível de 5% de significância é rejeitada a hipótese nula de existência de raiz unitária para o PIB agrícola, ou seja, demonstrou-se que a série histórica do PIB agrícola é estacionária.

De acordo com os resultados obtidos, o modelo mais apropriado para fazer previsão do PIB foi o ARIMA (3,0,3), que, segundo a estatística Q de Box-Pierce, confirma a correta especificação do modelo. Foi incluído no modelo uma variável seca e quadra chuvosa normal, como *dummy*. Esta variável mostrou-se como fator determinante do comportamento do PIB agrícola, concordando as previsões com a estreita relação entre PIB agrícola e o impacto das variações climáticas.

INTRODUÇÃO

O Estado do Ceará, localizado no Nordeste do Brasil, numa posição nitidamente tropical, tem uma área de 146.817 km², quase toda situada no semi-árido, portanto inserida no chamado Polígono das Secas. Isso determina o regime hidrológico do Estado caracterizado pela inexistência de rios perenes. Agregam-se a essa situação as inaptidões do clima e de fertilidade dos solos que associadas à estrutura fundiária têm condicionado a agricultura a um crescimento extensivo, onde o aumento da produção dá-se em função do incremento de mão-de-obra e da incorporação de novas áreas, sendo mantidas as técnicas tradicionais de cultivo e manejo de solo, dificultando a consolidação de uma agricultura próspera e permanente. Apesar disso, seu relevo predominantemente plano oferece potencial para irrigar uma área superior a 300.000 hectares (CEARÁ, 1995).

No Estado do Ceará, predominam os pequenos produtores, notadamente produtores sem terra e pequenos proprietários. A principal ocupação está ligada à agropecuária, extrativismo vegetal e pesca. Os pequenos produtores constituem a quase totalidade da mão-de-obra ocupada na agropecuária e participam com mais de 60% da produção de alimentos básicos e 50% das matérias-primas agrícolas produzidas no Estado (CEARÁ, 1998).

São identificadas, no Estado do Ceará, quatro zonas ecológicas representando áreas com diferenciações climáticas e de solo bastante acentuadas, a saber: litoral, serras, sertão e vales irrigáveis.

No litoral predominam os cultivos de mandioca, caju, feijão, banana e coco, a carnaúba (extrativa) e a exploração avícola comercial; nas serras úmidas predominam os cultivos de cana-de-açúcar, feijão, mandioca, banana, café e tomate; no sertão, os cultivos consorciados de algodão, milho e feijão, arroz e exploração pecuária; finalmente, nos vales irrigáveis são cultivados diversos hortigrangeiros, banana, citros, arroz, cana-de-açúcar, feijão e milho.

No passado recente tiveram importância as culturas do algodão arbóreo e herbáceo, sofrendo declínio a partir de 1985 com a entrada do "bicudo"

no Estado. Em 1991 a cultura do algodão sofre com as importações subsidiadas na origem. A queda da produção de algodão originou desemprego e crise no meio rural (IPLANCE, 1994). Como resultado da campanha do governo estadual na revitalização da produção de algodão registrou-se um aumento significativo em 1999 (DIÁRIO DO NORDESTE, 1999).

A pecuária, em geral, é praticada principalmente na região norte do Estado em moldes extensivos. Em 1995-1996, as atividades de pecuária bovina do estado do Ceará desenvolveram-se em estabelecimentos de todos os tamanhos, mas com alguma concentração nos pequenos e médios (IBGE, 1998).

O PIB do setor agrícola permite verificar a participação deste setor na formação do PIB geral, que contempla, além da agricultura, a indústria e os serviços (setor primário, secundário e terciário, respectivamente). O PIB da agricultura possui características próprias, dado que é resultado de uma atividade que envolve grande instabilidade devido ao caráter sazonal da produção, à ocorrência ou não de chuvas o que determina grande oscilação da produção e dos preços dos produtos agrícolas ao longo do tempo. Segundo o WORLD BANK REPORT (1999) o crescimento médio do PIB da agricultura cearense oscila em torno de 5,8% de 1970 a 1997.

O setor industrial tem assumido um importante papel na economia do Estado, sendo ainda limitado seu desempenho como setor gerador de emprego. O destaque cabe ao setor de serviços, que mostra maior participação na formação do PIB geral da economia cearense.

Os planos do governo do Estado na criação de pólos de desenvolvimento agropecuário em bacias hidrográficas estrategicamente localizadas, a revitalização da cultura do algodão e o plano "caminho das águas" da Secretaria de Recursos Hídricos permitem visualizar um cenário mais promissor para a agropecuária cearense e conseqüentemente para o sertanejo.

Diversos são os fatores que dificultam alcançar o cenário desejado de desenvolvimento agrícola no Estado. Dentre eles vale salientar: as limitações de clima e a conseqüente vulnerabilidade do sertanejo para enfrentar essas

variações; a desigual distribuição da terra e conseqüentemente da renda; os níveis inadequados de educação e saúde da população; o desconhecimento de tecnologia adequada que garanta incrementos de pequeno porte; a falta de acesso ao crédito, pela dificuldade em cumprir exigências burocráticas; a inexistência de organização que eleve a capacidade de participação e utilização dos serviços oferecidos pelo setor público; forte dependência econômica aos intermediários, que se apropriam de parte substancial do excedente gerado pelos produtores; os níveis elevados de exclusão social com expressiva parcela da população rural em estado de pobreza extrema; inadequada infraestrutura física de estradas, transportes, energia e armazenagem, entre outras coisas. Todas estas restrições podem ser resolvidas a médio e longo prazo com políticas adequadas (CEARÁ, 1995).

Assim sendo, o conhecimento mais apurado do comportamento do PIB agrícola, a compreensão do impacto da seca sobre a produção agropecuária e conseqüentemente sobre o PIB agrícola, e sua previsão a curto prazo, são da maior relevância na definição de políticas e estratégias que permitam fortalecer este importante setor da economia cearense, na produção para consumo interno e externo e na provisão de emprego e renda.

As hipóteses do presente estudo podem ser assim resumidas: a) o PIB agrícola no Estado do Ceará em termos relativos tende a decrescer; b) o PIB agrícola é mais instável, quando comparado com o PIB dos outros setores da economia; c) existe uma relação diretamente proporcional entre a produtividade do trabalho e o PIB agrícola; d) os modelos de previsão do PIB agrícola estão fortemente influenciados pelas características climáticas do Estado, determinando o comportamento da produção.

O objetivo geral do presente trabalho é analisar alguns aspectos relacionados com o PIB agrícola. Especificamente pretende-se: a) analisar a evolução do PIB agrícola; b) determinar e analisar a instabilidade do PIB; c) verificar a relação existente entre a produtividade do trabalho e o PIB agrícola e d) determinar e analisar o comportamento de um modelo de previsão ARIMA do PIB agrícola.

A presente monografia dedicará sua atenção a esses objetivos e para esta finalidade será dividida em três partes.

Na primeira parte, constituída pelo capítulo 1, serão apresentados aspectos relativos ao PIB, efetuando-se uma breve análise da evolução e da instabilidade do PIB agrícola do Estado do Ceará, a fim de comparar o comportamento dos setores primário, secundário e terciário, de forma a determinar a importância relativa de cada setor na formação do PIB e as características próprias de cada setor na economia do Estado.

Na segunda parte, constituída dos capítulos 2 e 3, serão apresentados aspectos relevantes à teoria das séries temporais e o instrumental metodológico utilizado para a estimação e análise do modelo ARIMA. No segundo capítulo será feita uma abordagem sobre séries temporais, destacando suas definições e finalidades. O terceiro capítulo será dedicado à metodologia e construção do modelo ARIMA utilizado para a previsão do PIB do setor agrícola. A importância das previsões baseia-se na necessidade de tomar decisões ao longo do tempo de forma a confrontar a incerteza

A última parte da monografia estará constituída pelo capítulo 4, o qual tratará dos resultados obtidos, sendo finalmente elaborada uma conclusão acerca dos resultados.

CAPÍTULO 1

PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

1.1 Alguns Aspectos Relativos ao PIB

Neste primeiro item serão definidos alguns aspectos relativos ao Produto Interno Bruto (PIB), como o seu significado, para que serve e como é utilizado.

Existem inúmeras formas de se medir o desempenho de uma economia. Uma das maneiras consiste em calcular o valor total de todos os bens e serviços produzidos no País. A atividade produtiva, porém, requer a utilização de fatores produtivos – terra, trabalho, capital – que devem ser remunerados quando utilizados. A totalidade dessa remuneração, que representa salários, lucros, juros e aluguéis, também pode ser considerado, como um indicador de desempenho econômico. Podemos ainda listar uma série de variáveis, como poupança agregada, nível de investimento (também conhecido como formação bruta de capital fixo), saldo de transações do País com o resto do mundo e outros conceitos macroeconômicos mensurados a partir das contas nacionais (LOPES & VASCONCELLOS, 1998).

Existem vários conceitos para o PIB. Segundo PINHEIRO (1983): “é o valor da produção global de bens e serviços ocorrida dentro dos limites territoriais do País considerado, em determinado período de tempo – um ano geralmente”. O PIB tem em vista estimar o valor da produção de bens e serviços gerados internamente no período de um ano.

Segundo IPLANCE (1997) o PIB é uma medida estatística e contábil do total de bens e serviços finais gerados pelos agentes econômicos residentes em uma dada economia no período de um ano, independentemente do seu destino: vendas, consumo ou estoque. Desse modo constitui-se no somatório

dos valores adicionados, e no saldo entre os valores brutos da produção e os consumos intermediários de todos os setores econômicos.

1.2 Evolução do PIB Agrícola do Estado do Ceará: Uma Análise da Instabilidade

Existem várias formas de se verificar, observar e analisar a instabilidade de uma série temporal, porém muitas séries apresentam tendências ou efeitos sazonais, o que dificulta a análise (a presença da tendência, e dos efeitos sazonais em uma série temporal serão melhor explicados no Capítulo 2)

Como já visto, a hipótese *a priori* é de que, comparando-se com os demais setores, o PIB agrícola é o mais instável, sendo a instabilidade uma característica que determina o nível de risco em relação aos demais setores da economia. O estudo será feito de duas formas: a primeira, através da verificação e análise simples da evolução do PIB utilizando tabelas; a segunda, através da análise de gráficos, verificando quantas vezes a variação do PIB do setor agrícola corta, ou supera, o seu desvio padrão em relação ao setor industrial e ao setor de serviços.

Quando se fala em agricultura logo se pensa nos riscos e incertezas a ela associados. Segundo PASTORE (*apud* SILVEIRA, 1991) “o risco é caracterizado por situações que ocorrem com probabilidades conhecidas enquanto que a incerteza se caracteriza por situação em que não se conhecem as probabilidades de ocorrência do fenômeno”.

Na verdade podem-se classificar os riscos em riscos físicos e riscos econômicos. A agricultura é talvez a atividade mais difícil de ser implementada devido a aleatoriedade desses fatores.

Alguns dos principais fatores responsáveis pelo risco nas atividades agrícolas decorrem dos fenômenos climáticos; no caso do Ceará as secas periódicas; a incidência de pragas e doenças e a variação nos preços conduzem à instabilidade.

Para o agricultor (tomador de decisão), a instabilidade é um fator de insegurança quanto às suas condições de vida e um desestímulo à sua própria atividade. “Uma alta instabilidade dos preços agrícolas e da renda agrícola levam o agricultor a tomar precauções no sentido de reduzir seu risco prejudicando o reconhecimento dos sinais que o mercado oferece” (SILVEIRA, 1991). O risco é uma variável importante no processo decisório do agricultor, principalmente do pequeno, pois este arrisca mais para sobreviver.

◆ **Seca**

Segundo GOMES (1998) os anos de seca e os anos de chuva normal são classificados da seguinte forma.

- ano de seca – ano de perdas agrícolas, caracterizado pela ocorrência de baixas precipitações pluviométricas (inferiores a 403mm), veranicos acima de quinze dias, com o número de dias de chuva no período fev./jun. abaixo de 37 dias. Nessas condições, espera-se que a queda na produtividade¹ agrícola e pecuária seja, em média, superior a 70%.
- ano de inverno bom – ano de produção agropecuária, com produtividade até acima da média, caracterizado por precipitações pluviométricas entre 645,6 e 1130mm, veranicos menores que 10 dias, número de dias de chuva no período fev./jun. entre 75 e 90 dias, sendo a maior chuva/dia abaixo de 100mm;
- ano de inverno regular – ano caracterizado pela ocorrência de precipitações pluviométricas entre 524,5 e 645mm, veranicos entre 10 e 12 dias e número de dias de chuva no período fev./jun. entre 60 e 75 dias. A produtividade agrícola, nesse caso, situa-se abaixo da média, com perdas que chegam a 20%. As produtividades variam em função das culturas e das diferentes manchas de solos.

¹ Produtividade: Define-se produtividade como a relação entre as unidades produzidas por unidade de tempo e o número de elementos de produção utilizados.

Rendimento: é o total do dinheiro recebido por um agricultor resultante do total de unidades produzidas, multiplicado pelo preço unitário, que por sua vez, depende não só do tamanho do negócio, ou seja, do número de hectares em culturas ou número de animais, como também da produtividade física, ou seja, do número de unidades de produto obtido em cada hectare ou de cada animal. (HOFFMANN, R. *et al*, 1987).

- ano de inverno fraco – ano de perdas agrícolas, que chegam a 40%, dependendo das culturas e dos solos. Esse tipo de ano é caracterizado pela ocorrência de baixas precipitações pluviométricas, entre 403,5 e 524,5mm veranicos entre 12 e 15 dias e número de dias de chuva no período fev./jun. entre 37 e 60 dias;
- ano de excesso de chuva – ano caracterizado por precipitações acima de 1130mm, com número de dias de chuva no período de fev./jun. acima de 90 dias, sendo a maior chuva/dia acima de 1000mm. Provoca muitas vezes redução na produtividade, devido a perdas de solo (aterramento das sementes e encharcamento dos solos).

◆ Preços

As variações dos preços dos produtos agropecuários tem diferentes causas, conforme a duração do período considerado. Variações a longo prazo são determinadas por desvalorização da moeda, crescimento da população, urbanização, desenvolvimento tecnológico, variações na renda *per capita* e na distribuição de renda, nos gostos e costumes etc. Variações a curto prazo podem ser causadas pela estacionalidade da produção, por perdas de safras devido a problemas climáticos ou a incidência de pragas e doenças. Os preços dos produtos agrícolas também exibem uma variação cíclica com o decorrer das estações do ano. Na época de safra, de maior produção, o preço é relativamente baixo, aumentando depois até a época em que o suprimento do produto é mínimo (HOFFMANN: 1973).

Na Tabela 1, é mostrada a taxa anual de crescimento do PIB por setores do Estado do Ceará. Os dados originais do PIB por setores, assim como da produtividade da mão-de-obra empregada são apresentados na Tabela 1A do Apêndice A.

TABELA 1: Taxa anual de crescimento do PIB por setores do Estado do Ceará (%)

Ano	Agricultura	Indústria	Serviços
1970	-	-	-
1971	50,97	14,99	7,61
1972	-3,86	15,55	8,05
1973	-0,87	9,72	8,17
1974	-16,78	12,97	5,97
1975	16,98	-1,18	5,05
1976	-4,76	13,61	11,13
1977	8,76	10,12	7,96
1978	5,26	14,11	13,59
1979	-10,40	3,14	10,62
1980	-1,39	29,22	6,25
1981	-17,74	0,65	3,82
1982	29,71	3,95	6,12
1983	-34,93	-6,47	-0,74
1984	87,15	13,38	5,33
1985	2,88	7,00	7,98
1986	-9,45	14,82	13,46
1987	-12,95	-8,07	-4,15
1988	23,00	1,43	-4,09
1989	-11,91	6,01	7,54
1990	-6,59	4,38	8,74
1991	27,88	7,21	2,36
1992	-17,74	-1,25	-2,52
1993	-18,85	3,69	5,54
1994	53,07	3,09	9,41
1995	-1,66	13,31	7,75
1996	-0,31	7,64	5,45
1997	-13,48	9,90	2,52
1998	-23,26	5,52	0,48

FONTE: Dados básicos do IPLANCE, 1997

Na Tabela 1 observam-se grandes variações de um ano para o outro principalmente no setor agrícola, que no ano de 1983 teve uma queda no valor do seu PIB de -34,93% e no ano seguinte um aumento de 87,15%. Na indústria a maior variação negativa foi de -8,07% no ano de 1987 e a maior variação positiva foi de 29,22% no ano de 1980. Já nos serviços, os anos de maior variação negativa e maior variação positiva foram 1987 e 1978 com -4,15% e 13,59%, respectivamente. Portanto observam-se menores variações no setor industrial e de serviços.

Outra forma de analisar a evolução do PIB agrícola é observando a sua taxa de crescimento no tempo, tendo um ano como base (Base = 100). Na Tabela 2, apresenta-se a evolução do PIB por setores do Estado do Ceará, tendo o ano de 1996 como base.

TABELA 2: Taxa de variação percentual do PIB por setores do Estado do Ceará, tomando como base o ano de 1996.

ANO	Agricultura	Indústria	Serviços
1970	54,24	16,63	22,45
1971	81,89	19,13	24,16
1972	78,73	22,10	26,10
1973	78,05	24,25	28,23
1974	64,95	27,39	29,92
1975	75,98	27,07	31,43
1976	72,36	30,76	34,93
1977	78,70	33,87	37,71
1978	82,84	38,65	42,84
1979	74,23	39,86	47,39
1980	73,20	51,51	50,35
1981	60,21	51,84	52,28
1982	78,10	53,89	55,48
1983	50,82	50,40	55,06
1984	95,11	57,15	58,00
1985	97,86	61,15	62,62
1986	88,61	70,21	71,05
1987	77,13	64,54	68,11
1988	94,87	65,47	65,33
1989	83,57	69,40	70,25
1990	78,07	72,45	76,39
1991	99,83	77,67	78,20
1992	82,12	76,70	76,22
1993	66,64	79,53	80,45
1994	102,01	81,98	88,02
1995	100,31	92,90	94,83
1996	100,00	100,00	100,00
1997	86,52	109,90	102,52
1998	66,40	115,97	103,01

FONTE: Dados básicos do IPLANCE, 1997

Observa-se na Tabela 2 que o setor agrícola teve uma evolução crescente até 1982; no ano seguinte apresenta uma queda para 50,82%, continuando logo uma evolução crescente, mas sempre abaixo da base, tendo os anos de 1994 e 1995 ligeiramente maiores do que a base, tornando a cair nos anos de 1997 e 1998. O setor industrial mostra um crescimento constante ao

longo do tempo, superando a base nos anos de 1997 e 1998. O setor serviços tem o mesmo comportamento do setor industrial, também superando a base a partir de 1997 e 1998.

Na Tabela 3 pode-se observar a evolução da taxa de participação da mão-de-obra empregada nos três setores da economia cearense. O setor agrícola apresenta um decréscimo ao longo dos anos analisados, passando de 68,42% no ano de 1970 para 43,18% no ano de 1996. O setor industrial apresenta um leve crescimento da taxa de participação da mão-de-obra empregada, passando de 10,4% em 1970 para 14,15% em 1996. O setor de serviços apresenta-se como setor cuja participação mais evoluiu ao longo da série analisada, tendo em 1970 uma taxa de participação da mão-de-obra empregada de 21,18%, passando para 42,68% em 1996.

O que se pode deduzir da Tabela 3 é um forte fluxo migratório do campo para a cidade. A migração em si não deve ser considerada indesejável, pois a mobilidade de mão-de-obra pode motivar uma recombinação de fatores em níveis mais elevados de produtividade. Quando a migração se faz de uma maneira desordenada, o desemprego e o subemprego aumentam, proliferando as favelas nas grandes cidades, diminuindo assim o nível de vida das pessoas. Vale notar que a questão do desemprego é agravada sobremaneira pelo baixo nível de instrução dos trabalhadores rurais, o que de fato dificulta a sua adaptação a nova realidade da vida urbana.

Mesmo com a queda da participação da mão-de-obra empregada no setor agrícola ao longo da série, a mesma pode ser considerada significativa, chegando quase a se igualar com a participação da mão-de-obra empregada no setor de serviços, no ano de 1996. O que difere é que a participação do setor agrícola na formação do PIB total é a menor dos três setores. Verifica-se na Tabela 4 a evolução da participação do PIB por setores na formação do PIB total.

TABELA 3: Evolução da taxa de participação da mão-de-obra empregada nos três setores no Estado do Ceará (%)

Ano	Agricultura	Indústria	Serviços	Total
1970	68,42	10,40	21,18	100,00
1971	70,87	9,81	19,32	100,00
1972	68,46	10,59	20,94	100,00
1973	67,25	11,24	21,51	100,00
1974	63,28	12,35	24,37	100,00
1975	63,41	11,86	24,74	100,00
1976	61,28	12,60	26,12	100,00
1977	60,21	13,00	26,79	100,00
1978	59,07	13,06	27,87	100,00
1979	56,68	13,71	29,62	100,00
1980	54,25	14,37	31,39	100,00
1981	48,85	15,80	35,35	100,00
1982	50,71	15,38	33,91	100,00
1983	43,37	16,79	39,85	100,00
1984	49,49	15,52	34,99	100,00
1985	48,09	15,76	36,15	100,00
1986	44,03	16,68	39,29	100,00
1987	38,86	20,11	41,04	100,00
1988	42,52	14,82	42,65	100,00
1989	43,34	16,42	40,24	100,00
1990	42,58	14,78	42,64	100,00
1991	44,19	13,89	41,92	100,00
1992	41,98	14,19	43,83	100,00
1993	42,08	16,62	41,30	100,00
1994	46,81	14,29	38,91	100,00
1995	47,01	13,31	39,68	100,00
1996	43,18	14,15	42,68	100,00

FONTE: Dados básicos do IPLANCE, 1997

A partir da Tabela 4 pode-se verificar que é o setor de serviços que aparece com a maior porcentagem na formação do PIB total, com uma participação média de 65%, em segundo lugar está o setor industrial com uma parcela média de 23% ao longo da série analisada. O setor agrícola apresenta a menor participação na formação do PIB do Estado, com uma média de 10% ao longo da série. A baixa contribuição setor agrícola caracteriza, em geral, as economias desenvolvidas, sua participação relativa diminui, porém em termos absolutos ela pode permanecer constante ou aumentar ao longo do tempo. O que deve ser levado em consideração é se a queda da participação do setor agrícola na formação do PIB se dá de forma espontânea, ou em decorrência de contingências climáticas, pragas, ou impacto do mercado como decorrência de importações subsidiadas no local de origem, entre outras causas.

TABELA 4: Evolução da taxa de participação por setores do Estado do Ceará na formação do PIB total.(%)

ANO	Agricultura	Indústria	Serviços	Total
1970	15,78	18,57	65,65	100,00
1971	20,57	18,43	61,00	100,00
1972	18,48	19,91	61,61	100,00
1973	17,15	20,45	62,39	100,00
1974	13,79	22,33	63,88	100,00
1975	15,32	20,95	63,73	100,00
1976	13,36	21,79	64,85	100,00
1977	13,39	22,11	64,50	100,00
1978	12,52	22,41	65,07	100,00
1979	10,55	21,74	67,71	100,00
1980	9,42	25,44	65,14	100,00
1981	7,67	25,35	66,97	100,00
1982	9,27	24,54	66,19	100,00
1983	6,37	24,24	69,39	100,00
1984	10,60	24,44	64,97	100,00
1985	10,17	24,39	65,44	100,00
1986	8,26	25,12	66,61	100,00
1987	7,64	24,53	67,83	100,00
1988	9,46	25,05	65,49	100,00
1989	7,91	25,22	66,87	100,00
1990	6,94	24,73	68,32	100,00
1991	8,43	25,17	66,40	100,00
1992	7,19	25,76	67,06	100,00
1993	5,64	25,85	68,51	100,00
1994	7,84	24,17	67,99	100,00
1995	7,11	25,28	67,61	100,00
1996	6,71	25,77	67,51	100,00
1997	5,62	27,41	66,97	100,00
1998	4,29	28,77	66,94	100,00

FONTE: Dados básicos do IPLANCE, 1997

1.2.1 Análise da instabilidade do PIB do setor agrícola comparado aos demais setores

Uma forma mais eficaz de verificar o comportamento de uma série temporal é analisando sua evolução no tempo. A evolução do PIB no setor da indústria e dos serviços apresenta tendências crescentes, como pode ser visualizado nas Figuras 1 e 2. Já o setor primário não parece apresentar tendência como pode ser observado na Figura 3. (Ver tabela 1 A do Apêndice A)

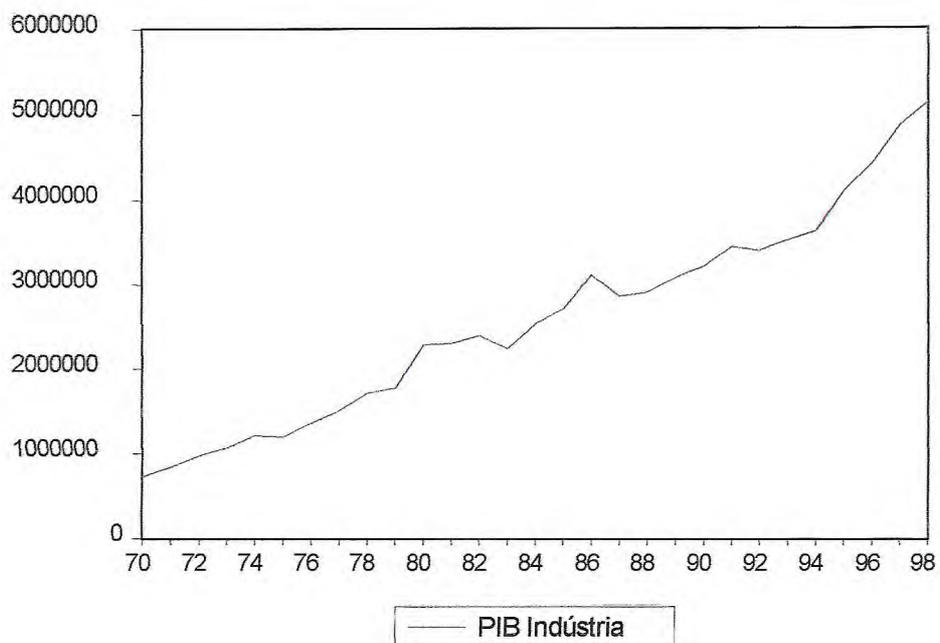


FIGURA 1 : Evolução do PIB do setor industrial a preços constantes de 1996 (mil reais).

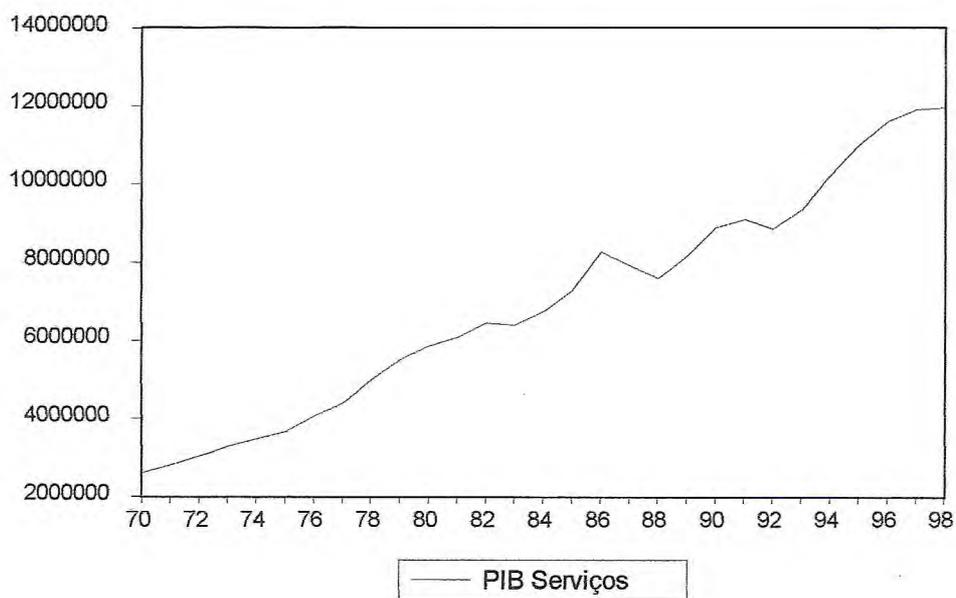


FIGURA 2 : Evolução do PIB do setor de serviços a preços constantes de 1996 (mil reais).

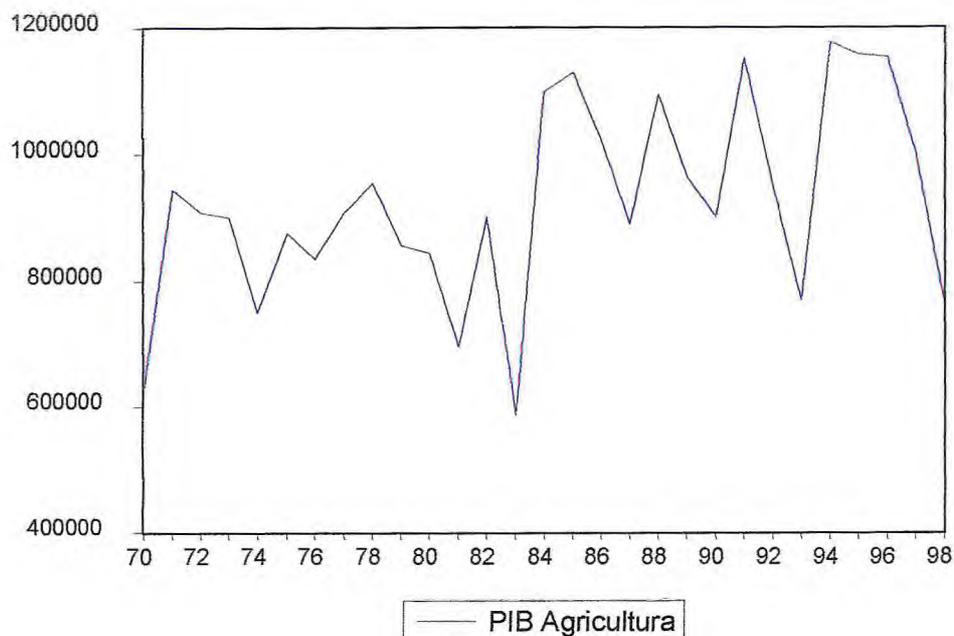


FIGURA 3 : Evolução do PIB do setor agrícola a preços constantes de 1996 (mil reais).

Para analisar corretamente o comportamento do setor industrial e do setor de serviços, será necessário retirar o efeito da tendência das séries, fazendo a diferenciação da seguinte maneira:

$$Y'_T = Y_T - Y_{T-1} \quad (1.1)$$

Onde Y'_T é uma nova série sem a presença da tendência.

Mesmo não apresentando tendência ao longo do tempo, o setor agrícola também foi diferenciado por razões de padronização com os demais setores.

Após a diferenciação das séries, foi calculada a média e os respectivos desvios, ou seja, o desvio padrão superior (média + desvio padrão) e o desvio padrão inferior (média - desvio padrão) das novas séries diferenciadas Y'_T . Pode-se observar o comportamento do PIB diferenciado de cada setor nas Figuras 4, 5 e 6 apresentadas a seguir.

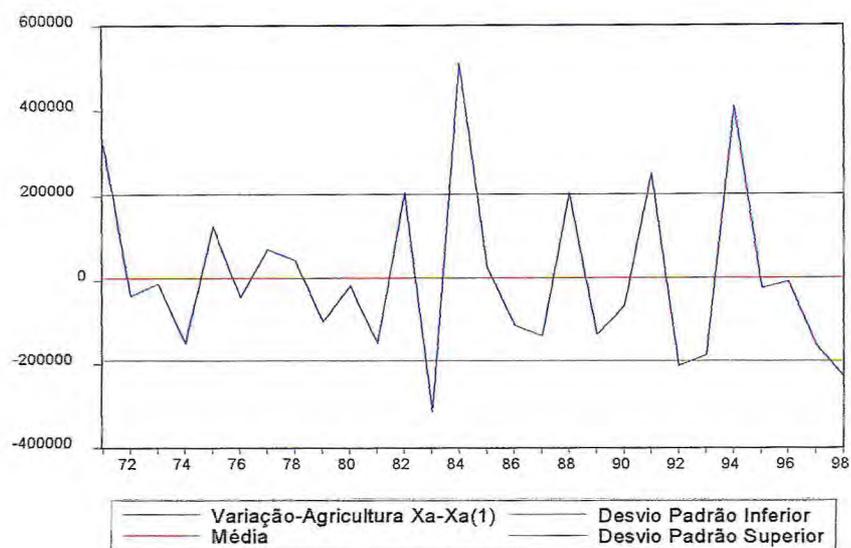


FIGURA 4: Comportamento do PIB do setor agrícola, feita a primeira diferença.

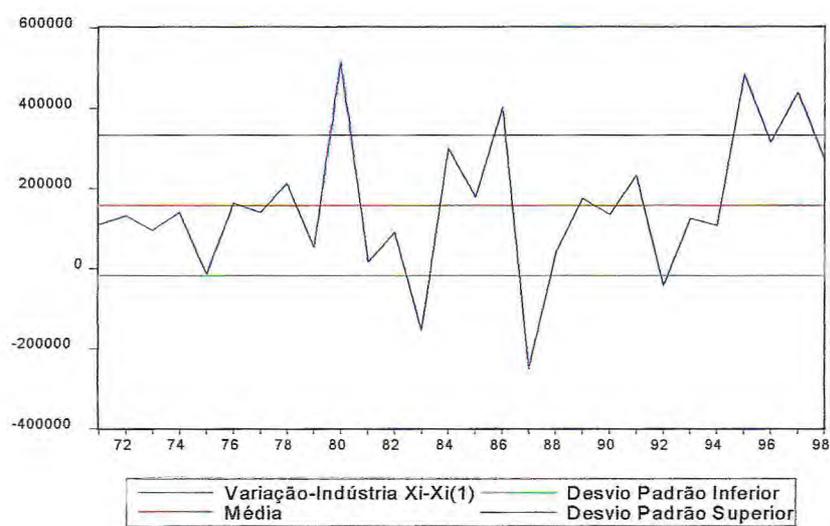


FIGURA 5: Comportamento do PIB do setor industrial, feita a primeira diferença.

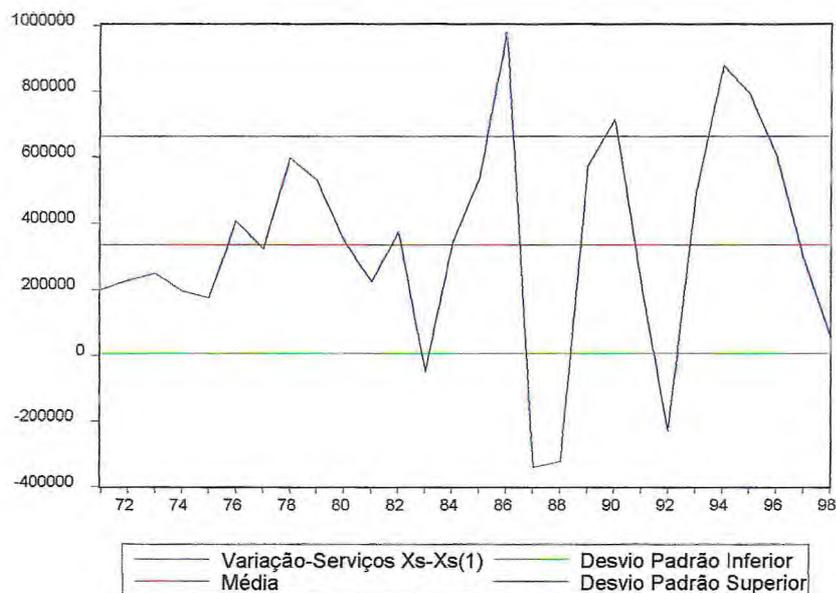


FIGURA 6: Comportamento do PIB do setor de serviços, feita a primeira diferença.

As novas séries são consideradas mais instáveis quanto mais vezes cortam a linha dos desvios superior e inferior, ou quantas pontas existem além dos desvios. Observa-se que pela variação dos três setores diferenciados todos são igualmente instáveis. A variação nos três setores corta os respectivos desvios três a quatro vezes; no setor serviços observam-se grandes variações nos anos de 1983 a 1998, tendo um pico em 1986, época do Plano Cruzado do Governo Sarney, seguido de uma queda em 1987, quando o Plano Cruzado já havia se exaurido. O setor mais estável ao longo do tempo é o industrial, mantendo suas variações quase sempre em torno da média, seguido do PIB do setor agrícola e do setor serviços.

O PIB do setor agrícola tem suas maiores variações nos períodos de seca. Os anos de 1983 e 1984 mostram a maior variação da série, refletindo o efeito das secas periódicas; a taxa anual de variação do PIB agrícola de 1982 para 1983 foi de $-34,93\%$ e de 1983 para 1984 observa-se uma variação de $+87,15$ – período de maior instabilidade. O acréscimo da produção agrícola no Estado do Ceará, diferentemente do comportamento dos demais setores, se dá pelo aumento da área plantada e não pelo impacto da produtividade.

A análise realizada para o setor serviços é similar a efetuada para o PIB do setor industrial, ambos tiveram um aumento significativo no período do Plano Cruzado e um decréscimo logo em seguida; o PIB do setor serviços manteve seu declínio até 1988, quando volta a ter outro pico de crescimento durante os anos consecutivos de 1989 e 1990, época da eleição e posse de Fernando Collor. Logo em seguida foi implementado o Plano Collor, o resultado foi um impacto imediato na redução de liquidez do País. A brusca diminuição na liquidez conduziu a uma queda nas atividades econômicas. Os anos seguintes refletem a abertura e um aumento na atividade econômica.

Na Tabela 5 podem-se observar os valores das respectivas médias, desvio padrão, desvio padrão superior e desvio padrão inferior para as séries diferenciadas do PIB.

TABELA 5: Valor da média e dos respectivos desvios para as séries diferenciadas do PIB por setores do estado do Ceará*

Especificação	Agricultura	Indústria	Serviços
Média	5009,786	157177,6	333948,9
Desvio Padrão	198308,1	175763,3	328250,1
Desvio Padrão Superior	203317,9	332940,9	662199,0
Desvio Padrão Inferior	-193298,3	-18585,69	5698,793

FONTE: Dados básicos do IPLANCE, 1997

* Estimativas realizada pelo autor, com a utilização do programa econométrico *Eviews 2.0*.

Na Tabela 5 observamos os valores da média e dos respectivos desvios para as séries diferenciadas do PIB dos setores, e que foram utilizados para determinar e analisar graficamente o comportamento do PIB por setores.

CAPÍTULO 2

SÉRIES TEMPORAIS

Quase toda organização, grande ou pequena, privada e pública, usa previsões, implicitamente ou explicitamente. Isto porque, quase toda organização deve planejar para satisfazer as condições futuras as quais ela tem conhecimento imperfeito, sendo necessárias em finanças, marketing, administração de pessoal e áreas de produção.

"Uma série temporal é uma seqüência cronológica de observações de uma variável específica" (HANKE & REITSCH, 1986).

Segundo MORETTIN (1987) uma série temporal é qualquer conjunto de observações ordenadas no tempo. São exemplos de séries temporais:

- a) estimativas trimestrais do PNB;
- b) valores diários da temperatura da cidade de São Paulo;
- c) índices diários da Bolsa de Valores;
- d) quantidade anual de chuvas em determinada região;
- e) valores mensais de vendas de automóveis no Brasil;
- f) um registro de marés na costa cearense.

Nos exemplos de (a) a (e) temos séries temporais discretas, enquanto (f) é um exemplo de série contínua. Muitas vezes, uma série temporal discreta é obtida através de amostragem de uma série temporal contínua em intervalos de tempo iguais, Δt . Assim, para analisar a série (f) será necessário amostrá-la, convertendo a série contínua, observada no intervalo $[0, T]$, digamos, em uma série discreta com N pontos, onde $N = T/\Delta t$. Em outros como para as séries (d) ou (e), temos que o valor da série de um dado instante é obtido acumulando-se (ou agregando-se) valores em intervalos de tempos iguais.

Há basicamente, dois enfoques usados na análise de séries temporais. Em ambos, o objetivo é construir modelos para as séries, com propósitos determinados. No primeiro enfoque, a análise é feita no domínio temporal e os modelos propostos são modelos paramétricos (com um número finito de parâmetros). No segundo, a análise é conduzida no domínio de frequências e os modelos propostos são os não-paramétricos.

Dentre os modelos paramétricos temos por exemplo, os modelos ARIMA, que serão demonstrados no capítulo 3.

2.1 Objetivos da Análise de Séries Temporais

Quando se analisa uma série temporal $Y(t_1), \dots, Y(t_N)$, observada nos instantes t_1, \dots, t_N , podemos estar interessados em:

- a) Investigar o mecanismo gerador da série temporal; por exemplo, analisando uma série de alturas de ondas, podemos querer saber como estas ondas foram geradas;
- b) Fazer previsões de valores futuros da série; estas podem ser a curto prazo, como para séries de vendas, produção ou estoque, ou a longo prazo, como para séries populacionais, de produtividade, etc.;
- c) Descrever apenas o comportamento da série; neste caso, a construção do gráfico, a verificação da existência de tendências, ciclos e variações sazonais (abordaremos com mais detalhes a seguir), a construção de histogramas e de diagramas de dispersão, etc., podem ser ferramentas úteis;
- d) Procurar periodicidades relevantes nos dados; neste caso, a análise espectral, mencionada anteriormente, pode ser de grande utilidade.

2.2 Tratamento dos Dados

Como em toda investigação que envolve metodologia estatística, um dos primeiros cuidados a se tomar na análise de uma série temporal é o planejamento amostral e a preparação dos dados.

Dependendo dos objetivos da análise, deve ter-se cuidado com as observações e medidas que devem ser tomadas para reduzir seus efeitos. Entre estas medidas temos:

- a) planejamento: a obtenção de observações deve ser planejada com antecedência, sempre que isto for possível. o número de observações depende da disponibilidade que se tenha dos dados e dos objetivos do pesquisador;
- b) estacionaridade: algumas séries temporais tem o comportamento estacionário, isto é, ela se comporta aleatoriamente ao longo de uma média constante mostrando alguma forma de equilíbrio estável. Grande parte das séries temporais mostram (na prática) alguma forma de não estacionaridade, por exemplo as séries temporais que se referem a informações econômicas mostram em geral tendências, ou seja, que a série temporal se desenvolve ao redor de uma reta, com inclinação positiva ou negativa.

Uma série temporal pode ser estacionária em períodos longos ou curtos mudando sua inclinação neste período.

Segundo PINDYCK & RUBINFELD (1981), um processo estacionário é definido como aquele em que a distribuição conjunta e a distribuição condicional não variam com respeito ao deslocamento no tempo, ou seja, se a série Y_t é estacionária:

$$P(Y_t, \dots, Y_{t+k}) = P(Y_{t+m}, \dots, Y_{t+k+m}), \text{ e} \quad (2.1)$$

$$P(Y_t) = P(Y_{t+m}) \quad (2.2)$$

para qualquer t , k e m .

Note que se a série Y_t é estacionária, a média da série é definida como:

$$\mu_y = E(Y_t) \quad (2.3)$$

deve também ser estacionária, assim que $E(Y_t) = E(Y_{t+m})$, para qualquer t e m .

Além disso a variância da série:

$$\sigma_Y^2 = E[(Y_t - \mu_Y)^2] \quad (2.4)$$

deve ser estacionária, assim que $E[(Y_t - \mu_Y)^2] = E[(Y_{t+m} - \mu_Y)^2]$, e finalmente para qualquer retardamento k , a covariância da série,

$$\gamma_k = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu_Y)(Y_{t+k} - \mu_Y)] \quad (2.5)$$

deve ser estacionária, assim que $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{Cov}(Y_{t+m}, Y_{t+m+k})$

Se um processo estocástico é estacionário, a distribuição probabilística $P(Y_t)$ é a mesma durante o tempo t e sua forma (ou pelo menos algumas de suas propriedades) podem ser inferidas observando o histograma das observações Y_1, \dots, Y_t . Uma estimativa da média μ_y pode ser obtida através da média amostral da série estudada:

$$\bar{Y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t \quad (2.6)$$

e uma estimativa da variância σ_y^2 pode ser obtida através da variância amostral:

$$\hat{\sigma}_y^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2 \quad (2.7)$$

- c) transformações: uma das razões para transformar os dados originais é a presença de não-estacionariedade. Como a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõe que estas sejam estacionárias, será necessário transformar os dados originais, caso esta suposição não esteja satisfeita. A transformação mais comum consiste em tomar diferenças sucessivas da série original, até obter uma série estacionária. A primeira diferença de $Y(t)$ é definida segundo MORETTIN (1987) por:

$$\Delta Y(t) = Y(t) - Y(t-1) \quad (2.8)$$

a segunda diferença é:

$$\Delta^2 Y(t) = \Delta[\Delta Y(t)] = \Delta[Y(t) - Y(t-1)], \quad (2.9)$$

ou seja,

$$\Delta^2 Y(t) = Y(t) - 2Y(t-1) + Y(t-2) \quad (2.10)$$

De modo geral a n -ésima diferença de $Y(t)$ é:

$$\Delta^n Y(t) = \Delta[\Delta^{n-1} Y(t)] \quad (2.11)$$

Em situações normais, será suficiente tomar uma ou duas diferenças para que a série se torne estacionária.

Outra razão para transformar os dados é estabilizar a variância. Como foi analisado anteriormente, é comum a existência de tendência em séries econômicas, podendo ocorrer um acréscimo de variância da série a medida que o tempo passa. Neste caso uma transformação logarítmica pode ser adequada.

Um procedimento usual em séries temporais econômicas é considerar:

$$\Delta \log Y_t - \log Y_{t-1} \quad (2.12)$$

2.3 Componentes de uma Série Temporal

Uma abordagem para análise de séries temporais envolve a tentativa de identificar os fatores componentes que influenciam cada um dos valores periódicos em uma série. Este procedimento de identificação é chamado de decomposição. Cada componente identificado para que a série de tempo possa ser projetada para o futuro e utilizada na previsão de curto e longo prazo.

Quatro componentes são encontrados em uma série temporal. Eles são tendência, variações cíclicas, variações sazonais e flutuações irregulares (HANKE & REITSCH: *op. cit.*).

- **Tendência:** a tendência é uma componente de longo prazo que explica o crescimento ou declínio de uma série temporal. As forças básicas que produzem ou afetam a tendência de uma série são as mudanças na população, inflação, mudanças tecnológicas, e aumento de produtividade.
- **Cíclicas:** o componente cíclico é uma série de flutuações irregulares ou ciclos de mais de um ano de duração devido as mudanças nas condições da economia. Era comum historicamente, incluir no modelo a componente cíclica, contudo como destacam GRANGER E NEWBOLD (*apud FERREIRA, 1996*) não há evidências que séries macroeconômicas modernas contenham componentes periódicas além da sazonal.
- **Sazonal:** flutuações sazonais são tipicamente encontradas em dados trimestrais, mensais ou semanais. Variações sazonais se referem a um padrão de mudança que acontece regularmente ao longo

do tempo. O movimento é completado dentro de um ano e se repete ano a ano.

- Irregular: componente irregular é composta de flutuações que são causadas por eventos não periódicos não previsíveis, tal como mudanças no tempo, greves, guerras e eleições.

Um modelo clássico para séries temporais supõe que a série Y_1, \dots, Y_n possa ser escrita como a soma dos componentes: uma tendência, uma componente sazonal e um termo aleatório (irregular) é dito aditivo:

$$Y_t = T_t + S_t + e_t \quad t = 1, \dots, n \quad (2.13)$$

O modelo aditivo é adequado, por exemplo, quando S_t não depende das outras componentes, como T_t . Se as amplitudes sazonais variam com a tendência, um modelo mais adequado é o multiplicativo,

$$Y_t = T_t \cdot S_t \cdot e_t \quad (2.14)$$

O modelo multiplicativo pode ser transformado em aditivo, aplicando-se logaritmos. Se $Y_t^* = \log Y_t$, $T_t^* = \log T_t$, $S_t^* = \log S_t$ e $e_t^* = \log e_t$, obtemos:

$$Y_t^* = T_t^* + S_t^* + e_t^* \quad (2.15)$$

É possível considerar também modelos mistos, como:

$$Y_t = T_t \cdot S_t + e_t \quad (2.16)$$

O problema que se apresenta é o de modelar convenientemente as três componentes T_t , S_t e e_t , a fim de fazer previsões de valores futuros da série.

CAPÍTULO 3

MODELOS PARA SÉRIES TEMPORAIS

Os modelos utilizados para descrever séries temporais são processos estocásticos², isto é, processos controlados por leis probabilísticas.

Qualquer que seja a classificação que façamos para os modelos de séries temporais, podemos considerar um número muito grande de modelos diferentes para descrever o comportamento de uma série particular. A construção destes modelos depende de vários fatores, tais como o comportamento do fenómeno ou o conhecimento *a priori* que temos de sua natureza e do objetivo da análise. Na prática, depende, também, da existência de métodos ótimos de estimação e da disponibilidade de programas (“software”) adequados (MORETTIN, *op. cit.*).

Neste estudo foi aplicado à variável em questão o método ARIMA para previsão com a influência da variável *dummy* representando o impacto da seca sobre o PIB da agricultura.

3.1 Modelo ARIMA

Os modelos ARIMA (auto-regressivo integrado com média móvel), geram previsões baseadas nas características históricas da variável dependente. O seu princípio, de forma simples e genérica, estabelece que os elementos que explicam o comportamento de uma série temporal residem nos seus valores passados (termos auto-regressivos), bem como em um conjunto de erros aleatórios passados e correntes (termos de média móvel). Desta maneira, os mo-

² Seja F um conjunto arbitrário. Um processo estocástico é uma família $Z = \{Z(t), t \in F\}$, tal que para cada $t \in F$, $Z(t)$ é uma variável aleatória.

delos ARIMA independem de variáveis explicativas para gerar previsões para a variável dependente.

A aplicação dessa metodologia pressupõe que a série original seja estacionária, tanto em média como em variância. Portanto, quando a série é estacionária pode-se modelar o seu processo formador, através de uma equação com coeficientes fixos (PINDICK & RUBINFELD, *op. cit.*).

Em um modelo auto-regressivo de ordem p , a observação corrente (Y_t) é gerada a partir de uma média ponderada de seus p valores passados e, por um erro aleatório. A equação do modelo AR(p) pode ser definida como:

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

onde δ é um termo que se refere à média de Y_t , na forma apresentada a seguir.

Para que o processo auto-regressivo seja estacionário em média (μ), μ deve permanecer constante : $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = \dots = E(Y_{t-p}) = \mu$. Pode-se afirmar que:

$$\mu = \theta_1 \mu + \theta_2 \mu + \dots + \theta_p \mu + \delta, \text{ ou} \quad (3.2)$$

$$\delta = \mu - \theta_1 \mu - \theta_2 \mu - \dots - \theta_p \mu \quad (3.3)$$

Então,

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \theta_1 - \dots - \theta_p} \quad (3.4)$$

Uma condição necessária para que a série seja estacionária é que a média (μ) seja finita, portanto, $\theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_p < 1$.

Já em modelo de média móvel de ordem q , a variável dependente Y_t é função dos erros aleatórios correntes e defasados. Nesse processo, os valores de Y_t são gerados por uma média ponderada de q períodos passados dos erros aleatórios. Representa-se o processo MA (q) pela seguinte equação:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \varphi_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.5)$$

Pressupõe-se que os erros aleatórios foram gerados por um processo de *ruído branco* (normalmente distribuídos com igual média e variância). Segundo o qual, os distúrbios são distribuídos de forma independente no tempo de tal forma que $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_k) = 0$, para $k \neq t$.

Então a variância do processo MA(q) pode ser definida como:

$$\text{Var}(y_t) = E[(y_t - \mu)^2] \quad (3.6)$$

$$\text{Var}(Y_t) = E[\varepsilon_t^2 - 2\varphi_1 \varepsilon_t \varepsilon_{t-1} + \varphi_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 - 2\varphi_2 \varepsilon_t \varepsilon_{t-2} + \varphi_2^2 \varepsilon_{t-2}^2 - \dots - 2\varphi_q \varepsilon_t \varepsilon_{t-q} + \varphi_q^2 \varepsilon_{t-q}^2] \quad (3.7)$$

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma_\varepsilon^2 + \varphi_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \varphi_2^2 \sigma_\varepsilon^2 + \dots + \varphi_q^2 \sigma_\varepsilon^2 \quad (3.8)$$

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \varphi_1^2 + \varphi_2^2 + \dots + \varphi_q^2) \quad (3.9)$$

Espera-se que a variância seja finita, para que o processo seja estacionário. Desta forma, impõe-se a seguinte restrição para os valores de q :

$$\sum_{i=1}^q \varphi_i^2 < \infty \quad (3.10)$$

As séries econômicas podem ainda apresentar características de autorregressividade e média-móvel simultaneamente. Neste caso, a série pode ser

modelada por um processo misto denominado ARMA (p,q), ou seja, processo auto-regressivo e de média móvel de ordem (p, q), o qual pode ser representado pela seguinte equação:

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \varphi_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.11)$$

Utilizando o operador de defasagem (C), a equação anterior pode ser reduzida e expressa por:

$$(1 - \theta_1 C - \theta_2 C^2 - \dots - \theta_p C^p) Y_t = \delta + (1 - \varphi_1 C - \varphi_2 C^2 - \dots - \varphi_q C^q) \varepsilon_t, \quad (3.12)$$

$$\text{ou simplesmente } \theta(C) Y_t = \delta + \varphi(C) \varepsilon_t. \quad (3.13)$$

onde: C = operador de defasagem, tal que $(Y_t = Y_{t-1})$. Então, $(1 - C)Y_t$ significa a primeira diferença da série Y_t .

Quando as séries não são estacionárias os modelos ARIMA (p, d, q) são aplicados. Uma série não estacionária em média, obtém tal qualidade através da aplicação de sua diferença. As formas usuais de se expressar a diferença de primeira ordem da série Y_t são as seguintes: $Y'_t = Y_t - Y_{t-1}$; $(1 - C)Y_t$; ou ΔY_t . A diferença de Segunda ordem é definida como $(1-C)^2 Y_t$. A série Y_t é chamada de homogênea não estacionária de ordem d quando:

$$W_t = (1 - C)^d Y_t \quad (3.14)$$

onde W_t é uma série estacionária e, d corresponde ao número de diferenças em Y_t , para a obtenção de W_t .

A série estacionária W_t pode ser modelada pelo processo ARMA (p,q). Neste caso, Y_t é um processo integrado autoregressivo com média-móvel de ordem (p, d, q) ou apenas ARIMA, uma forma de representar o processo é:

$$(1 - C)^d (1 - \theta_1 C - \dots - \theta_p C^p) Y_t = \delta (1 - \varphi_1 C - \dots - \varphi_q C^q) \varepsilon_t, \quad (3.15)$$

ou apenas

$$\theta(C) \Delta^d Y_t = \delta + \varphi(C) \varepsilon_t \quad (3.16)$$

3.2 Aplicações do Modelo ARIMA

A aplicação de um modelo ARIMA envolve três etapas, presentes no método desenvolvido por BOX & JENKINS, para formulação e escolha de um modelo adequado para gerar previsões.

A estratégia para construção de um modelo é baseado em um ciclo iterativo, no qual a escolha da estrutura do modelo é baseado nos próprios dados. Os estágios do ciclo iterativo são:

- a) uma classe geral de modelos é considerada para análise;
- b) a identificação que consiste em encontrar valores apropriados de p , d e q e com base na análise de autocorrelação e autocorrelações parciais;
- c) após identificar os valores adequados de p , d e q , o próximo passo é a estimação dos parâmetros dos termos autoregressivo e média-móvel do modelo;
- d) em seguida é feito um diagnóstico de verificação para saber se o modelo escolhido é adequado. esse diagnóstico é feito através de uma análise de resíduos (*ruído branco*); e
- e) o último passo é a previsão (forecasting).

Verifica-se melhor a estratégia para a construção do modelo de acordo com Figura 7.

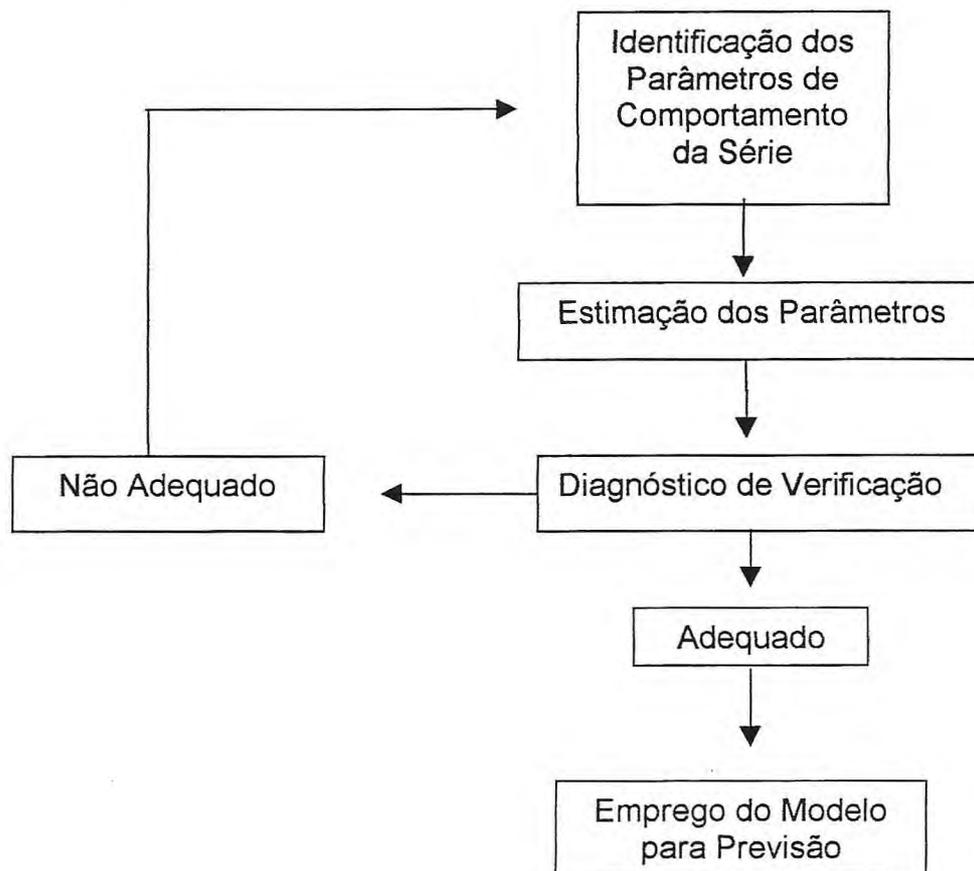


FIGURA 7: Fluxograma: Estratégia para construção do Modelo Box-Jenkins (ARIMA).

Na etapa de identificação do modelo, o primeiro passo é verificar se a série é estacionária. A estacionaridade existe quando: a) a média e a variância da série original são estáveis ao longo do tempo e b) quando a covariância entre dois valores distintos da série (de diferentes períodos) é função apenas da distância temporal entre esses valores.

Formalmente,

a) $E(Y_t) = \mu$

b) $E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$

$\forall t = 1, 2, \dots, T$

$$c) E[(Y_i - \mu)(Y_j - \mu)]/\sigma^2 = \rho_{ij} \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, T \text{ e } i \neq j$$

A maioria das séries não estacionárias pode ser estacionarizada pela técnica da diferença. No caso em que a série apresenta tendência (média não estacionária), é possível calcular a diferença da série até que sua média permaneça estacionária. Se o problema for instabilidade na variância, uma solução geralmente adotada, consiste na transformação logarítmica dos dados. O fundamento da transformação logarítmica é a da compressão da escala dos dados fazendo com que a diferença em variabilidade diminua sensivelmente entre os valores logaritmizados em contraste com a maior variabilidade dos dados originais.

Através da função de autoregressão, pode-se identificar se uma determinada série temporal apresenta tendência, ou não. A função de autocorrelação fornece uma medida de quanta correlação existe entre os dados da série Y_t e seus respectivos dados vizinhos. A equação (3.17), define a autocorrelação com defasagem de k períodos e a equação (3.18) representa a função de autocorrelação amostral.

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{\sigma_y^2} = \frac{Cov(Y_{t1}Y_{t+k})}{\sigma_y^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (3.17)$$

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (3.18)$$

onde T representa o número de observações na série (Y_1, \dots, Y_T) .

Se $\hat{\rho}_k$ decresce exponencialmente quando k aumenta, a série é estacionária. Outro importante papel das funções de autocorrelação total e parcial, refere-se à identificação da ordem dos processos autoregressivos e de média-móvel.

Sendo assim, o comportamento teórico de um processo $AR(p)$, caracteriza-se por uma função de autocorrelação que começa com $\rho_0 = 1$ e declina

exponencialmente à partir deste e, é acompanhada por uma função de autocorrelação parcial, a qual apresenta os primeiros coeficientes de correlação significativamente diferentes de zero e os demais iguais a zero.

De modo contrário, o processo $MA(q)$ tem um comportamento teórico caracterizado por uma função de autocorrelação que apresenta q valores diferentes de zero e uma função de autocorrelação parcial que decresce exponencialmente a partir do primeiro coeficiente de correlação³. Observa-se que a função de autocorrelação determina a ordem do processo $MA(q)$ e que a função de autocorrelação parcial é responsável pela identificação da ordem de $AR(p)$.

Após a etapa de identificação, os próximos estágios são o da estimação do modelo e do seu teste de adequação.

Para estimar os parâmetros autoregressivos ($\theta_1 \dots \theta_p$) e os de média móvel ($\phi_1 \dots \phi_q$), escolhem-se valores para os referidos parâmetros, que minimizem a soma dos quadrados dos resíduos entre a série atual e a série ajustada. Lembrando-se que o processo de estimação, quando estão presentes os termos de média móvel, requer a utilização de um método iterativo para a estimação não linear dos parâmetros.

Depois de estimados, verifica-se a significância dos coeficientes. Para isso, utiliza-se o teste "t" de Student. O R^2 , usado como medida de ajustamento na regressão linear, perde seu significado e aplicabilidade em modelos ARMA, em virtude da utilização de processo para estimação de parâmetros não lineares. O seu significado é preservado apenas para a última linearização ocorrida no processo iterativo de estimação. Contudo, mesmo que um modelo seja aprovado pelo teste dos resíduos, o qual será apresentado a seguir, um R^2 próximo de zero indica limitações em termos de poder de previsão. Uma possível alternativa para medida de ajustamento do modelo, consiste no uso da variância dos resíduos (MADALLA, 1992).

Uma vez especificado e estimado, o modelo ARMA (ou ARIMA) é submetido a um processo de verificação que testa se a sua especificação atual

³ Gráficos do comportamento teórico dos processos $AR(p)$, $MA(q)$ e $ARMA(p, q)$, bem como informações adicionais podem ser encontrados em PINDYCK & RUBINFELD (1981).

está correta. O procedimento de diagnóstico, constitui-se, geralmente, de duas partes. Na primeira, compara-se a função de autocorrelação da série temporal gerada pelo modelo, com a função de autocorrelação amostral da série original. Quando as duas funções apresentam diferenças consideráveis, significa que a ordem do modelo deve ser reformulada. Caso contrário, quando inexistente tal diferença, inicia-se a segunda parte.

Na segunda fase é feita uma análise quantitativa dos resíduos gerados pelo modelo. Recorre-se ao pressuposto, de que os erros aleatórios são normalmente e independentemente distribuídos. Em outras palavras, o comportamento dos resíduos deve ser similar ao gerado pelo processo "ruído branco".

A análise quantitativa, utiliza, comumente, a estatística de Box-Pierce (Q), que possui uma distribuição qui-quadrado. A estatística Q é dada pela equação (3.19):

$$Q = (T - d) \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2 \quad (3.19)$$

onde:

T = número de observações na série temporal;

d = número de diferenças necessárias para se obter uma série estacionária;

K = número de defasagens checadas;

$\hat{\rho}_k$ = função de autocorrelação amostral do k-ésimo termo residual.

Sendo $\hat{\rho}_k$ obtido pela equação:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_t \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-K}}{\sum_t \hat{\varepsilon}_K^2} \quad (3.20)$$

Caso a estatística calculada Q seja maior que o valor teórico correspondente a distribuição qui-quadrado com k-p-q graus de liberdade, (χ_{k-p-q}^2) , o modelo é considerado inadequado. Neste caso, deve-se voltar aos estágios

anteriores, com o objetivo de elaborar um modelo alternativo. Esse procedimento continua até que um modelo satisfatório tenha sido encontrado.

O diagnóstico e a especificação do modelo são etapas que podem se repetir diversas vezes, qualquer falha no diagnóstico implica numa nova especificação, até que os modelos estejam condizentes com a série real e, finalmente, adequados para serem empregados na geração de previsões.

3.3 Raiz Unitária e Co-integração

3.3.1 Raiz Unitária

Para explicar a natureza da raiz unitária, vários autores utilizam um modelo autoregressivo de primeira ordem como exemplo. Usualmente, o problema é abordado da seguinte forma: quando $\rho = 1$ na equação $\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t$, o modelo é chamado de caminho aleatório e esta situação é denominada como problema de raiz unitária (RAMANATHAN apud FERREIRA: 1996).

O caminho aleatório é o exemplo mais simples para um processo estocástico. O termo do erro aleatório na equação que descreve esse processo, tem média zero ($E[\varepsilon_t] = 0$) e é não autocorrelacionado ($E[\varepsilon_{t1} \varepsilon_{tK}] = 0$ para $t \neq K$). utilizando essas qualidades do componente não sistemático, pode-se afirmar que o caminho aleatório possui média constante ($E[Y_t] = E[Y_{t-1}] = \dots = E[Y_{t-n}]$) e variância tendendo ao infinito ($E[Y_t^2] = E[(Y_{t-1} + \varepsilon_t)^2] = E[(Y_{t-1})^2] + \sigma_\varepsilon^2 = \dots = E[Y_{t-n}^2] + n \sigma_\varepsilon^2$). Portanto, é evidente a importância de um teste que verifique se uma determinada série segue um processo estocástico do tipo caminho aleatório.

Além de complementar a análise de estacionaridade de uma série temporal o teste de verificação de existência, ou ausência de uma raiz unitária em determinada variável, determina se o efeito de um choque nesta variável é permanente (GRANGER & NEWBOLD, apud FERREIRA, 1996).

Um teste muito utilizado para testar a hipótese de raiz unitária, é o teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF).

O teste (ADF) pode ser dividido em duas etapas. Na inicial, deve-se estimar uma regressão, tendo como variável dependente a primeira diferença da série que está sendo testada. As variáveis explicativas para o propósito em questão, consistem na variável dependente no nível, defasada um período; sua diferença também defasada; um termo constante e a tendência linear. Essa regressão é representada pela equação (3.21):

$$\Delta \hat{Y}_t = \gamma + \delta_t + \alpha \hat{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^K \theta_i \Delta \hat{Y}_{t-i} + e_t \quad (3.21)$$

As k defasagens de $\Delta \hat{Y}$ são incluídas para retirar uma possível autocorrelação dos resíduos. Para determinar a ordem de k , introduz-se um período defasado de cada vez enquanto a estatística DW (Durbin-Watson) acusar a existência do problema de autocorrelação.

A última etapa do teste (ADF), corresponde ao teste de hipótese para uma raiz unitária no coeficiente α ($\alpha = \rho - 1$), ou seja $H_0: \alpha = 0$ que equivale $H_0: \rho = 1$ na equação no nível⁴. A aceitação ou rejeição da hipótese nula pode ser realizada através de um teste t^* proposto por Dickey-Fuller e, depois ampliado por Mackinnon. Caso o coeficiente seja significativo estatisticamente, rejeita-se a hipótese de que \hat{Y}_t , apresente raiz unitária. Na literatura a série Y_t é considerada integrada de ordem d , ou simplesmente $Y_t \sim I(d)$, quando esta se torna estacionária após a aplicação de sua diferença d vezes. Então neste caso aceita-se que \hat{Y}_t seja estacionário e integrado de ordem zero, isto é, $\hat{Y}_t \sim I(0)$ (GUAJARATI, 1995).

Quando a hipótese é aceita, deve-se testar se a série é $I(1)$, isto é, verifica-se se a primeira diferença da série contém uma raiz unitária. Para tal, repetem-se os passos descritos para o teste ADF, alterando as variáveis da equação (3.21) que estavam em primeira diferença, transformando-as em se-

⁴ Em outras palavras, caso α seja estatisticamente diferente de zero, então ρ é estatisticamente diferente de 1

gunda diferença. Neste caso, uma estatística t^* elevada (significante) significa ausência do problema e aceitação da hipótese de que a série seja $I(1)$. De outra forma, verifica-se se a segunda diferença da série é $I(2)$ e assim sucessivamente.

3.3.2 Co-integração

A análise de co-integração, por outro lado, tem como principal objetivo verificar se há um equilíbrio de longo prazo na relação entre variáveis. Caso seja verificado que não há cointegração entre as variáveis, a relação entre as mesmas obtida por regressão é considerada espúria (GUAJARATI, 1995).

Segundo ENGLE & GRANGER apud FERREIRA, (1996) o problema da co-integração é definido da seguinte forma: duas variáveis (Y_t e X_t) são co-integradas de ordem (d, b) , quando ambas forem $I(d)$ e se existir uma constante $\beta (\neq 0)$ tal que $\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t \sim I(d, b)$, $b > 0$. Sendo assim, o caso em que as duas variáveis são $I(0)$ não interessa a análise em questão.

Em caso de Y_t e X_t serem integrados de primeiro ordem $I(1)$, isto não implica que o erro ε_t também seja $I(1)$. Na verdade é possível que o erro seja estacionário, ou $I(0)$. Nesse caso Y_t e X_t são co-integradas, o que implica que ambas apresentam tendências estocásticas análogas, exibindo uma relação de equilíbrio de longo prazo, e a estimação de mínimos quadrados de Y_t e X_t fornece estimativas consistentes de β_1 e β_2 .

CAPÍTULO 4

RESULTADOS OBTIDOS

Neste último capítulo será apresentado o resultado obtido para o teste de co-integração, com o objetivo de verificar a relação entre produtividade do trabalho⁵ e o PIB do setor agrícola com base na *Lei de Kaldor-Verdoorn*, e o teste de raiz unitária para verificar se o PIB agrícola é ou não raiz unitária, ou seja, se é ou não estacionário, assim como também os resultados para previsão do PIB agrícola anual, a partir da metodologia descrita no capítulo 3.

Com base no período de 1970 a 1998, foram estimadas previsões utilizando a metodologia ARIMA mais uma variável *dummy*⁶ na tentativa de medir o impacto da seca no PIB agrícola. Desta maneira espera-se obter previsões para os anos de 1998 a 2001. Os valores dados à variável *dummy* para seca encontram-se na Tabela 2A do Apêndice A.

Foram feitas três previsões distintas, tendo como principal influenciador a variável *dummy*. Na primeira previsão, consideramos a partir do ano de 1998 até o ano de 2001 todos períodos de seca. Na segunda, consideramos o contrário, ou seja, a partir de 1998 todos anos de chuva; e na última fizemos de maneira consecutiva, sendo os anos de 1998 e 1999 anos de seca e os anos de 2000 e 2001 anos de chuva.

⁵ Produtividade do trabalho = PIB Agrícola / Mão-de-obra empregada no setor

⁶ *Dummy*: 0 = ano de chuva normal; 1 = ano de seca.

4.1 Relação Produtividade do Trabalho e PIB do Setor Agrícola: Uma Análise de Co-integração.

O propósito neste item é observar a relação existente entre produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola. Uma forma de verificar essa relação é mediante a *Lei de Kaldor-Verdoorn* que diz o seguinte : "à medida em que a produção aumenta há uma forte tendência ao longo do tempo de que a produtividade do trabalho venha a acompanhar este movimento" (MARINHO, 1999). De modo a atender este propósito, realizar-se-á uma análise de comportamento da produtividade do trabalho e do PIB agrícola, utilizando para tal finalidade o teste de Co-integração. A Figura 7 mostra o comportamento das duas variáveis objeto de análise, apresentando variações similares ao longo do tempo, com quedas bruscas em 1970, 1983 e 1993, anos de estiagens no Estado do Ceará.

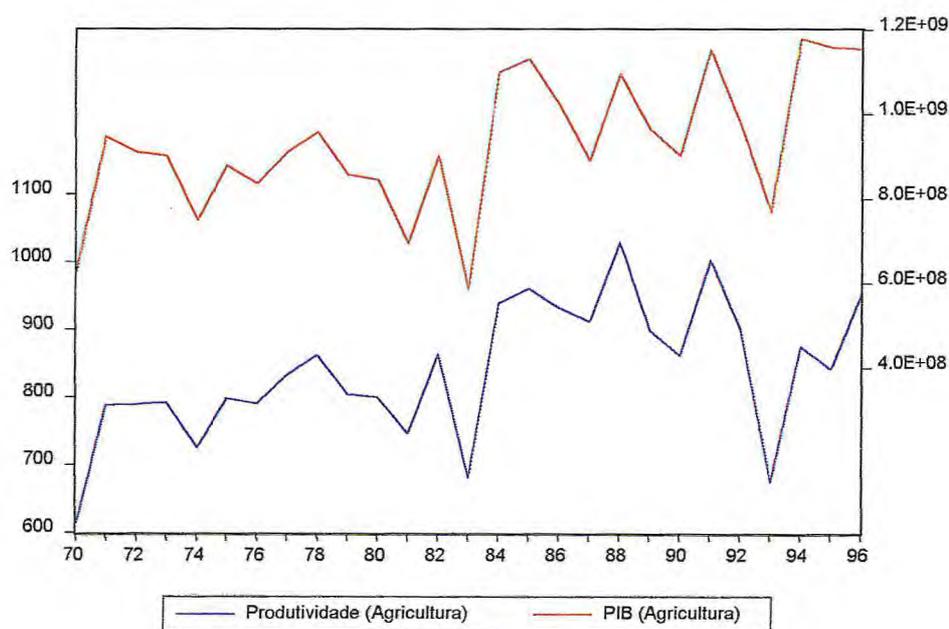


FIGURA 8: Comportamento do PIB agrícola e da produtividade do trabalho do setor agrícola.

O resultado do teste de Co-integração de Johansen pode ser visto na Tabela 1B do Apêndice B . Observa-se que, ao nível de 5% de significância , a

hipótese nula de não co-integração é rejeitada mostrando a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola. A análise do vetor co-integrante normalizado revela que esta relação de equilíbrio é dada pela expressão:

$$Y_t + 67,02 - 9,78E - 07X_t = 0$$

sendo,

$$Y_t = -67.02878 + 9.78E - 07X_t$$

onde Y_t e X_t representam, respectivamente produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola.

Assim sendo, verifica-se que existe uma relação direta entre produtividade do trabalho e PIB do setor agrícola, de acordo ao que afirma a *Lei de Kaldor Verdoorn* para o setor secundário, ou seja, quando o PIB agrícola aumenta ou diminui a produtividade da mão-de-obra também aumenta ou diminui, com ambos seguindo o mesmo comportamento ao longo do tempo.

4.2 Teste da Raiz Unitária

No referente ao teste da raiz unitária, a estatística t^* de Dickey-Fuller para o PIB agrícola, ao nível de 5% de significância, foi de **-3.036810**, enquanto o valor crítico de Makinnon (fornecido pelo programa *Econometric Views*) foi de **-2.9750**. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para o PIB agrícola no período considerado (veja a Tabela 2B do Apêndice B). Considera-se assim o PIB do setor agrícola como sendo estacionário.

4.3 Resultados Obtidos do Modelo de Previsão ARIMA para o PIB Anual do Setor Agrícola

O resultado da estimação do modelo, com sua correspondente equação, é apresentado na Tabela 6.

TABELA 6: Resultado da estimação do modelo ARIMA*.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	Prob.
C	1200252	65696.18	18.26974	0.0000
Dummy	-232621.0	30476.19	-7.632877	0.0000
AR(3)	0.794765	0.078687	10.10027	0.0000
MA(3)	-0.915841	0.028242	-32.42815	0.0000

R-squared	0.797677	Mean dependent var	936165.0
Ajusted R-squared	0.770087	S.D. dependent var	156196
S.E. of regression	74894.74	Akaike info criterion	22.58832
Sum squared resid	1.23E+11	Schwarz criterion	22.78187
Log likelihood	-326.5405	F-statistic	28.913230
Durbin-Watson stat	2.448554	Prob(F-statistic)	0.00000

Inverted AR Roots	.93	-.46-.80i	-.46+.80i
Inverted MA Roots	.97	-.49+.84i	-.49-.84i

Fonte: Estimativas realizada pelo autor

*O quadro foi apresentado conforme fornecido pelo pacote econométrico *EViews 2.0*

$$PIB_t = 1200252.2 - 232621 \text{Dummy} + 0.7947646 \text{PIB}_{t-3} + \varepsilon_{t-3} - 0.91584147 \varepsilon_{t-3}$$

Conforme mostrado na Tabela 3 B do Apêndice B o modelo estimado se mostra apropriado, já que os valores de ρ_k e $\hat{\rho}_k$ se encontram na região de $H_0: \rho_k \text{ e } \hat{\rho}_k = 0$, com os erros aleatórios normalmente e independentemente

distribuídos, ou seja, com um comportamento característico do processo denominado *ruído branco*. Verifica-se também que nenhum dos valores da estatística Q calculados excede os valores Q tabelados, demonstrando que o modelo utilizado é adequado.

Na Tabela 7 tem-se o resultado da previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de seca.

TABELA 7: Previsão do PIB para os anos de 1998 a 2001 considerados anos de seca. Em valores de 1996 (mil reais)

ANO	Previsão do PIB Agrícola
1998	R\$ 889.295,1
1999	R\$ 928.246,1
2000	R\$ 938.015,8
2001	R\$ 920.244,6

Fonte: Estimativas realizada pelo autor, com a utilização do programa econométrico *Eviews*.

Seu comportamento pode ser melhor visto na Figura 9.

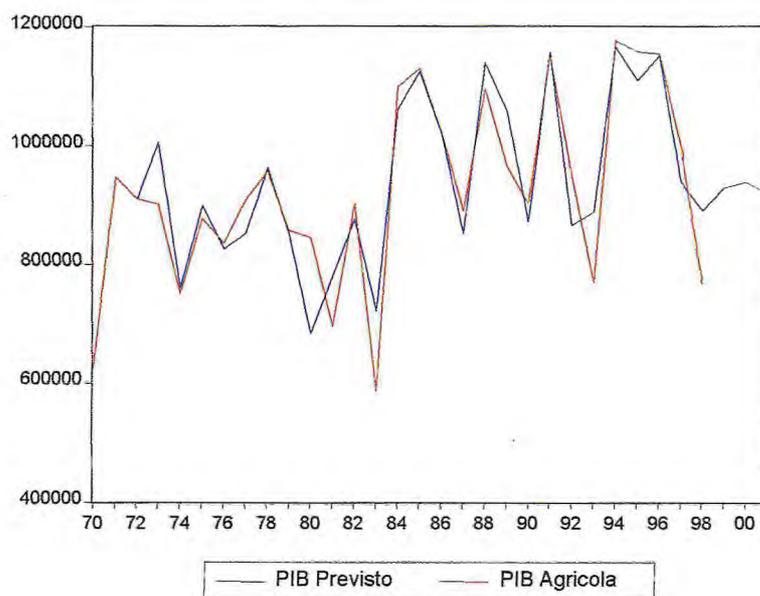


FIGURA 9: Previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de seca.

Na Tabela 8 tem-se o resultado da previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de chuva.

TABELA 8: Previsão do PIB para os anos de 1998 a 2001 considerados anos de chuva normal. Em valores de 1996 (mil reais)

ANO	Previsão do PIB Agrícola
1998	R\$ 1.074.118,0
1999	R\$ 1.160.867,0
2000	R\$ 1.170.637,0
2001	R\$ 1.137.255,0

Fonte: Estimativas realizada pelo autor, com a utilização do programa econométrico *Eviews*.

Seu comportamento pode ser melhor visto na Figura 10.

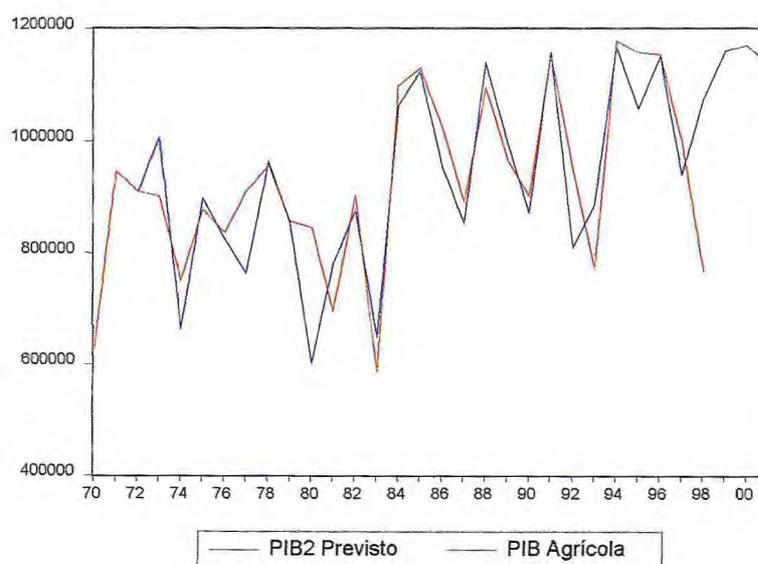


FIGURA 10: Previsão do PIB agrícola com todos os anos previstos considerados como anos de chuva.

Na Tabela 9 tem-se o resultado da previsão do PIB agrícola com os anos consecutivos de chuva e seca, sendo 1998 e 1999 considerados anos de seca e 2000 e 2001 considerados anos de chuva.

TABELA 9: Previsão do PIB para os anos consecutivos de seca e chuva: 1998 e 1999, anos de seca, e 2000 e 2001, anos de chuva. Em valores de 1996 (mil reais).

ANO	Previsão do PIB Agrícola
1998	R\$ 889.295,1
1999	R\$ 928.246,1
2000	R\$ 1.170637,0
2001	R\$ 1.152.866,0

Fonte: Estimativas realizada pelo autor, com a utilização do programa econométrico *Eviews*.

Seu comportamento pode ser melhor visto na Figura 11.

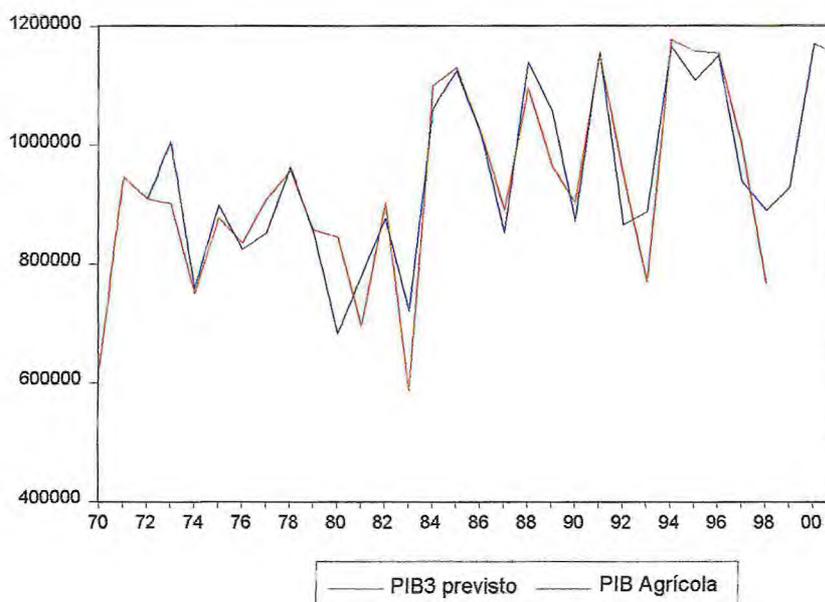


FIGURA 11: Previsão do PIB agrícola com os anos consecutivos de seca (1998-1999) e chuva (2000-2001).

Verifica-se que, quando se consideram anos de seca e anos de chuva, os valores do PIB agrícola são menores que quando se consideram os anos previstos como anos de chuva, o que reflete a instabilidade do setor agrícola dada à sua vulnerabilidade frente à seca.

CONCLUSÃO

Os objetivos específicos do presente trabalho foram determinar e analisar a evolução e a instabilidade do PIB agrícola; verificar a relação existente entre a produtividade do trabalho e o PIB agrícola e determinar e analisar o ajustamento de um modelo de previsão ARIMA do PIB agrícola.

Ao analisar a evolução do PIB agrícola da série histórica em estudo (1970 a 1998), verificou-se que a evolução foi, em termos percentuais, inferior ao considerado como base (1996). Já o PIB industrial e do serviços, além de apresentar em termos percentuais valores inferiores ao ano base, mostrou uma tendência crescente ao longo do tempo.

Na evolução da taxa de participação da mão-de-obra empregada nos três setores da economia do Estado, o setor agrícola apresenta um declínio persistente ao longo do tempo, passando de 68,42% em 1970 para 43,18% em 1996. Já a participação do setor industrial apresenta um leve acréscimo passando de 10,40% em 1970 para 14,15% em 1996. A participação do setor serviços apresenta uma tendência crescente com uma variação de maior alcance, sendo de 21,18% em 1970 e de 42,68% em 1996.

A evolução da taxa de participação do PIB por setores, mostrou que o setor de serviços contribui com a maior percentagem na formação do PIB total, quando o setor industrial e o setor agrícola, que participam respectivamente com 65,23% e 10%, em média. A análise gráfica permitiu determinar que o setor primário não apresenta tendência.

Verificou-se a existência de co-integração ao nível de 5% de significância, o que expressa uma relação de equilíbrio de longo prazo entre produtividade do trabalho e o PIB do setor agrícola, isto é, determinou-se a existência de uma relação entre equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em estudo, confirmando a *Lei de Kaldor-Verdoorn* para este caso específico.

A seguir analisou-se a existência ou não de estacionaridade. Para tal finalidade aplicou-se o teste de raiz unitária, utilizando o teste estatístico de Dickey-Fuller Aumentado e os valores críticos de Makinnon . Ao nível de 5% de significancia é rejeitada a hipótese nula de existência de raiz unitária para o PIB agrícola, com o teste t^* calculado (-3,036810) maior que o teste t^* tabelado (-2,9750), comprovou-se que a série histórica do PIB agrícola é estacionária.

Finalmente foi apresentado o resultado da previsão do PIB agrícola utilizando a metodologia ARIMA. De acordo com os resultados encontrados, o modelo mais apropriado para fazer previsão do PIB foi o ARIMA (3,0,3), incluindo a variável secas periódicas como uma variável *dummy*. O modelo mostrou-se adequado segundo a estatística Q de Box-Pierce. O R^2 apresentado é significativo em 0.7976, a estatística de Durbin-Watson mostra que o modelo é não auto-regressivo, e os valores do teste "t" mostram que todas as variáveis incluídas no modelo são significativas.

Cabe salientar a importância da inclusão da variável *dummy* representando as secas periódicas no modelo estudado, já que a simulação de período de chuvas normais na série estudada oferece como resultado aumento considerável do PIB agrícola. Já na simulação de períodos consecutivos de seca para os anos de 1998 e 1999, observam-se quedas acentuadas do PIB agrícola, o que de fato confirma o comportamento real do PIB agrícola em face de variações climáticas. Quando se consideram os anos de 2000 e 2001 como sendo períodos de quadras chuvosas normais, observam-se aumentos consideráveis do PIB agrícola, como se esperava.

BIBLIOGRAFIA

- CEARÁ. **O Complexo algodoeiro cearense: a crise passada, a ameaça de retaliação e uma proposta para o futuro.** Fortaleza: IPLANCE, 1994. 29p.
- CEARÁ. **Tabela: produto interno bruto a custo de fatores (mimeo.).** Fortaleza: IPLANCE, 1997. 1p.
- CEARÁ. **Evolução do produto interno bruto do Ceará 1993-1995.** Fortaleza: IPLANCE, 1997. 33p.
- CEARÁ. **Produto interno bruto do Ceará: metodologia.** Fortaleza: IPLANCE, 1997. 33p.
- CEARÁ. **Censo agropecuário 1995 - 1996.** Fortaleza: IBGE, 1998. 247p. Número 9.
- CEARÁ. **Plano de desenvolvimento sustentável 1995 - 1998.** Governo do Estado do Ceará. Fortaleza, 1995. 126p.
- CEARÁ. **Programa de apoio ao pequeno produtor rural.** CEPA-CE. Fortaleza, 1986. 5v. 57p.
- FERREIRA, R.T. **Modelos de análise de séries temporais para previsão do ICMS mensal do Estado do Ceará.** Fortaleza: UFC/CH/CAEN, 1996. (Dissertação de Mestrado). 93p.
- GOMES, D C. **Replanejamento agroeconômico, sob condições de risco, no assentamento Bonfim/Conceição – Santana do Acaraú-CE.** Fortaleza: UFC/CCA/DEA, 1998. (Dissertação de mestrado).
- GUJARATI, D.N. **Basic Econometrics.** 3.ed. New York: McGraw-Hill, 1995. Cap. 21. p. 709.
- HANKE, J. , REITSCH, A. **Business forecasting.** 2.ed. Boston: Allyn and Bacon, 1986. Chapter 8. p. 244-247.
- HOFFMANN, R. **Estatística para economistas.** São Paulo: Pioneira, 1973. 373p.

- HOFFMANN, R *et al.* **Administração da empresa agrícola**. 5ed. São Paulo: Pioneira, 1987. 325p.
- HILL, C. *et al.* **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999. 406p.
- LOPES, L. , VASCONCELOS, M.A. **Manual de macroeconomia**. São Paulo: Atlas. 1998. 387p.
- MADALLA, G.S. **Introduction to econometrics**. Macmillan Publishing Company, 1992.
- MARINHO, E. **Evidências empíricas da Lei de Kaldor–Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985/1997)**. Fortaleza: UFC/CAEN, 1999. 14p. (Texto para discussão nº 192).
- MORETTIN, P. , TOLOI, C. **Previsão de séries temporais**.2.ed. São Paulo: Atual, 1987. 436p.
- PEIXOTO, M. Produção de algodão registra aumentos. **Diário do Nordeste** Fortaleza, 17 de Dezembro de 1999. Negócios. Pg. 3.
- PINDYKI, R., RUBINFELD,D. **Econometric models and economic forecast**. 2ed. New York: McGraw-Hill, 1981.630p.
- PINHEIRO, A.F.L. **Elementos de macroeconomia**. 4.ed. São Paulo: Nobel. 1983. 298p.
- SILVEIRA, D.S. **Produção agrícola no Estado do Ceará sob condições de risco**. Fortaleza. UFC/CCA/DEA, 1991. (Dissertação de Mestrado).
- WORLD BANK REPORT. **Poverty reduction, growth, and fiscal stability in 1the State of Ceara**. 1999.

APÊNDICE A

TABELA 1 A: Informações básicas do PIB por setore da economia cearense

Anos	PIB Valores em R\$ de 1996, em mil Reais				Mão de Obra Ocupada				Produtividade PIB/Emprego*1000			
	Agricultura	Indústria	Serviços	Estado	Agricultura	Indústria	Serviços	Estado	Agricultura	Indústria	Serviços	Estado
1970	626189	736902	2605528	3.968.619	1019873	155.030	315.651	1.490.554	613,99	4.753,29	8.254,47	2.662,51
1971	945342	847366	2803906	4.596.614	1200313	166.188	327.300	1.693.801	787,58	5.098,84	8.566,78	2.713,79
1972	908885	979156	3029550	4.917.591	1151089	178.095	352.121	1.681.306	789,59	5.497,94	8.603,71	2.924,86
1973	900982	1074294	3276963	5.252.239	1137153	190.015	363.716	1.690.883	792,31	5.653,74	9.009,67	3.106,21
1974	749819	1213658	3472719	5.436.196	1033808	201.845	398.095	1.633.747	725,30	6.012,84	8.723,35	3.327,44
1975	877101	1199390	3648253	5.724.744	1099687	205.622	429.059	1.734.368	797,59	5.832,98	8.502,91	3.300,77
1976	835364	1362595	4054312	6.252.271	1056983	217.252	450.509	1.724.745	790,33	6.271,94	8.999,39	3.625,04
1977	908532	1500538	4377152	6.786.222	1091221	235.614	485.584	1.812.419	832,58	6.368,64	9.014,21	3.744,29
1978	956341	1712257	4972134	7.640.732	1109280	245.338	523.443	1.878.062	862,13	6.979,17	9.498,90	4.068,41
1979	856918	1766045	5500291	8.123.254	1065293	257.594	556.647	1.879.533	804,40	6.855,94	9.881,11	4.321,95
1980	845019	2282049	5844039	8.971.107	1056953	279.908	611.511	1.948.371	799,49	8.152,87	9.556,73	4.604,41
1981	695108	2296912	6067555	9.059.575	930299	300.921	673.123	1.904.343	747,19	7.632,93	9.014,04	4.757,32
1982	901624	2387661	6439005	9.728.290	1043869	316.578	698.154	2.058.601	863,73	7.542,10	9.222,90	4.725,68
1983	586678	2233118	6391176	9.210.972	861920	333.644	792.016	1.987.579	680,66	6.693,12	8.069,51	4.634,27
1984	1097995	2531820	6731524	10.361.339	1169463	366.789	826.924	2.363.176	938,89	6.902,65	8.140,44	4.384,50
1985	1129648	2709075	7268721	11.107.444	1175383	385.052	883.456	2.443.891	961,09	7.035,61	8.227,59	4.544,98
1986	1022896	3110670	8247316	12.380.882	1096209	415.346	978.259	2.489.815	933,12	7.489,34	8.430,60	4.972,61
1987	890388	2859556	7905350	11.655.294	976066	505.054	1.030.798	2.511.918	912,22	5.661,88	7.669,15	4.640,00
1988	1095152	2900576	7582347	11.578.075	1063175	370.605	1.066.456	2.500.236	1.030,08	7.826,59	7.109,86	4.630,79
1989	964762	3074886	8154258	12.193.906	1071918	406.187	995.422	2.473.527	900,03	7.570,13	8.191,76	4.929,77
1990	901177	3209666	8866954	12.977.797	1044957	362.672	1.046.282	2.453.911	862,41	8.850,06	8.474,73	5.288,62
1991	1152389	3441117	9076345	13.669.851	1148602	360.991	1.089.387	2.598.981	1.003,30	9.532,41	8.331,61	5.259,70
1992	947962	3398217	8847381	13.193.560	1082786	366.103	1.130.542	2.579.431	875,48	9.282,12	7.825,79	5.114,91
1993	769273	3523583	9337582	13.630.438	1140990	450.559	1.119.650	2.711.199	674,22	7.820,47	8.339,73	5.027,46
1994	1177563	3632296	10215887	15.025.746	1344878	410.482	1.118.001	2.873.361	875,59	8.848,86	9.137,63	5.229,33
1995	1157965	4115875	11007173	16.281.013	1374545	389.320	1.160.149	2.924.014	842,43	10.571,96	9.487,72	5.568,03
1996	1154391	4430482	11606947	17.191.820	1210315	396.513	1.196.346	2.803.173	953,79	11.173,61	9.702,00	6.132,98
1997	998779	4869100	11898982	17.766.861								
1998	766463	5137875	11956097	17.860.435								

Fonte: IPLANCE. O PIB é a Custo de Fatores, 1997

TABELA 2 A : Valores da variável *dummy* para seca.

ANOS	VALORES
1970	1
1971	0
1972	0
1973	0
1974	0
1975	0
1976	1
1977	0
1978	0
1979	1
1980	1
1981	1
1982	1
1983	1
1984	0
1985	0
1986	0
1987	1
1988	0
1989	0
1990	1
1991	0
1992	1
1993	1
1994	0
1995	0
1996	0
1997	1
1998	1

FONTE: Fundação Cearense de Meteorologia (FUNCEME)

0 = anos de chuva;

1 = anos de seca.

APÊNDICE B

TABELA 1B: Teste de Cointegração de Johansen*

Johansen Cointegration Test

Date: 01/12/00 Time: 11:00				
Sample: 1970 1996				
Included observations: 25				
Test assumption: Linear deterministic trend in the data				
Series: PRODUT PIB				
Lags interval: 1 to 1				
Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.337323	16.39347	15.41	20.04	None *
0.216725	6.106771	3.76	6.65	At most 1 *
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
PRODUT	PIB			
-0.003027	2.96E-09			
0.003138	-4.50E-10			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
PRODUT	PIB	C		
1.000000	-9.78E-07 (2.4E-07)	67.02878		
Log likelihood	-603.7440			

FONTE: Estimativas realizada pelo autor

* A Tabela foi apresentada conforme foi fornecido pelo pacote econométrico *Econometric Views 2.0*

TABELA 2B: Teste de Dickey-Fuller para raiz unitária*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PIB

ADF Test Statistic	-3.036810	1% Critical Value*	-3.6959	
		5% Critical Value	-2.9750	
		10% Critical Value	-2.6265	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
LS // Dependent Variable is D(PIB)				
Date: 01/12/00 Time: 10:57				
Sample(adjusted): 1972 1998				
Included observations: 27 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.776720	0.255769	-3.036810	0.0057
D(PIB(-1))	-0.029828	0.194643	-0.153245	0.8795
C	725285.9	241168.0	3.007389	0.0061
R-squared	0.388348	Mean dependent var	-6625.148	
Adjusted R-squared	0.337377	S.D. dependent var	192100.1	
S.E. of regression	156372.7	Akaike info criterion	24.02443	
Sum squared resid	5.87E+11	Schwarz criterion	24.16842	
Log likelihood	-359.6412	F-statistic	7.618992	
Durbin-Watson stat	1.938553	Prob(F-statistic)	0.002742	

FONTE: Estimativas realizada pelo autor

*A Tabela foi apresentada conforme foi fornecido pelo pacote econométrico *Econometric Views 2.0*

TABELA 3 B: Diagnóstico de Verificação. Estatística Q de Box-Pierce*.

Correlogram of Residuals

Date: 01/12/00 Time: 10:40 Sample: 1973 1998 Included observations: 26 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.329	-0.329	3.1529	
		2	0.097	-0.012	3.4399	
		3	-0.221	-0.216	4.9888	0.026
		4	-0.104	-0.284	5.3471	0.069
		5	0.249	0.155	7.5047	0.057
		6	-0.148	-0.076	8.2972	0.081
		7	-0.104	-0.338	8.7153	0.121
		8	0.062	0.018	8.8721	0.181
		9	-0.229	-0.266	11.115	0.134
		10	0.378	0.034	17.611	0.024
		11	-0.165	-0.005	18.939	0.026
		12	0.077	-0.073	19.249	0.037
		13	-0.138	-0.205	20.315	0.041
		14	-0.146	-0.254	21.616	0.042
		15	0.286	0.028	27.018	0.012
		16	-0.034	-0.022	27.099	0.019
		17	0.120	0.084	28.267	0.020
		18	-0.113	-0.045	29.432	0.021
		19	-0.068	0.043	29.907	0.027
		20	0.118	-0.059	31.599	0.025
		21	-0.068	-0.046	32.280	0.029
		22	-0.068	-0.181	33.130	0.033
		23	0.005	-0.012	33.136	0.045
		24	-0.050	0.101	34.033	0.049

FONTE: Estimativas realizada pelo autor

*A Tabela foi apresentada conforme foi fornecido pelo pacote econométrico *Econometric Views 2.0*