

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DO PIB REAL BRASILEIRO E  
SUAS IMPLICAÇÕES NOS CICLOS ECONÔMICOS

Rodrigo Paiva Guimarães  
Nº de matrícula 9315386

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

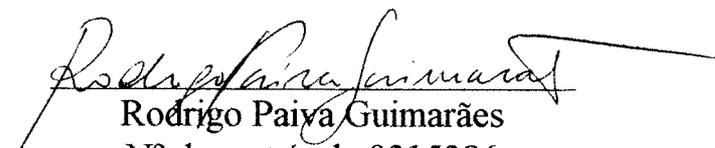
Novembro de 1997

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DO PIB REAL BRASILEIRO E  
SUAS IMPLICAÇÕES NOS CICLOS ECONÔMICOS

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a  
nehuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

  
Rodrigo Paiva Guimarães  
Nº de matrícula 9315386

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

Novembro de 1997

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

## **Agradecimentos**

Gostaria de aproveitar este trabalho, que de certa forma marca o fim do meu curso de graduação, para agradecer o enorme e fundamental suporte que minha mãe, meu pai e minhas duas irmãs me deram ao longo de todo o curso, e no difícil momento em que decidí trocar a engenharia pela economia.

Gostaria de agradecer a oportunidade de estudar em uma das melhores faculdades de economia do Brasil, e o privilégio de passar quatro anos da minha vida convivendo com excelentes pessoas, de onde surgiram grandes amigos que espero manter para o resto da vida.

Gostaria de agradecer em especial ao Professor Dionísio Dias Carneiro, que além de ser meu orientador nesta monografia, esteve sempre disponível para me aconselhar em decisões importantes na minha vida acadêmica e profissional. Além dos preciosos conselhos de uma grande pessoa, tive o privilégio de ser seu assistente de pesquisa na PUC, e depois seu estagiário na Galanto. Este convívio com um dos maiores economistas deste país, foi de valor inestimável para minha formação como economista e como pessoa.

Dedico esta monografia ao meu pai, que embora estivesse a milhares de quilômetros de distância, deu cada passo ao meu lado.

## Índice

|  |           |
|--|-----------|
| <b>Introdução.....</b>   | <b>7</b>  |
| <b>I. Conceitos Estatísticos e Testes de Estacionariedade.....</b> | <b>13</b> |
| I.I. Conceitos Estatísticos.....                                   | 13        |
| A. Processo Estacionário.....                                      | 13        |
| B. Ruído Branco.....   | 13        |
| C. Raiz Unitária.....  | 14        |
| D. Passeio Aleatório.....  | 14        |
| E. <i>Integrated</i> .....   | 15        |
| F. Processos Autoregressivos de Ordem $p$ .....                    | 15        |
| G. Processos de Média Móvel de Ordem $q$ .....                     | 15        |
| H. Processos ARMA $(p,q)$ .....                                    | 16        |
| I. Processos ARIMA $(p,d,q)$ .....                                 | 16        |
| I.II. Testes de Estacionariedade.....                              | 17        |
| A Teste Gráfico.....   | 17        |
| B. Teste da Raiz Unitária.....                                     | 18        |
| <b>II. Evidências e Resultados para o PIB Brasileiro.....</b>      | <b>23</b> |
| II.I. Introdução ao Capítulo.....                                  | 23        |
| II.II. Testes no PIB Anual.....                                    | 24        |

|  |           |
|--|-----------|
| II.III. Testes no PIB Trimestral.....  | 29        |
| <b>III. Literatura no Assunto e sua Comparação com os Resultados Obtidos neste Trabalho.....</b> | <b>35</b> |
| III.I. Introdução ao Capítulo.....   | 35        |
| III.II. Evidências para o Brasil.....  | 35        |
| III.III. Evidências para os E.U.A.....   | 37        |
| III.IV. Estimando o Grau de Persistência das Flutuações Macroeconômicas.....                     | 39        |
| <b>Conclusão.....</b>  | <b>41</b> |
| <b>Bibliografia.....</b>   | <b>44</b> |

## Índice de Gráficos e Tabelas

|  |    |
|--|----|
| G.1 Logaritmo Natural do PIB Real Per Capita Brasileiro - 1947/1995                      | 9  |
| G.2 Logaritmo Natural do PIB Real Brasileiro - 1900/1995                                 | 24 |
| G.3 Autocorrelação do PIB Anual  | 25 |
| G.4 Autocorrelação Parcial do PIB Anual  | 25 |
| G.5 Autocorrelação da Primeira Diferença do PIB Anual                                    | 26 |
| G.6 Autocorrelação Parcial da Primeira Diferença do PIB Anual                            | 26 |
| G.7 Autocorrelação da Segunda Diferença do PIB Anual                                     | 27 |
| G.8 Autocorrelação Parcial da Segunda Diferença do PIB Anual                             | 27 |
| G.9 Logaritmo Natural do PIB Trimestral Brasileiro com Ajuste Sazonal -<br>1980.1/1997.3 | 30 |
| G.10 Autocorrelação do PIB Trimestral dessazonalizado                                    | 30 |
| G.11 Autocorrelação Parcial do PIB Trimestral dessazonalizado                            | 31 |
| G.12 Autocorrelação da Primeira Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado              | 31 |
| G.13 Autocorrelação Parcial da Primeira Diferença do PIB Trimestral<br>dessazonalizado   | 32 |
| G.14 Autocorrelação da Segunda Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado               | 32 |
| G.15 Autocorrelação Parcial da Segunda Diferença do PIB Trimestral<br>dessazonalizado    | 33 |
| T.1 Estatísticas do Teste ADF no Nível do Ln do PIB Anual                                | 28 |
| T.2 Estatísticas do Teste ADF na Primeira Diferença do Ln do PIB Anual                   | 29 |
| T.3 Estatísticas do Teste ADF no Nível do Ln do PIB Trimestral                           | 33 |
| T.4 Estatísticas do Teste ADF na Primeira Diferença do Ln do PIB Trimestral              | 34 |

## INTRODUÇÃO

A teoria econômica tradicional costuma tratar separadamente os ciclos econômicos e o crescimento da economia. No entanto, alguns estudos realizados<sup>1</sup> sugerem que as mudanças nas tendências estocásticas das variáveis macroeconômicas (dos EUA) têm importante papel nos movimentos cíclicos de curto prazo.

Na afirmação acima está presente os tópicos que irão concentrar a maior parte da pesquisa deste trabalho. Estaremos interessados em investigar as propriedades estatísticas da série de PIB para o Brasil, visando determinar se possui alguma tendência, e, se a possuir, qual a natureza desta tendência e ainda se existem quebras na mesma.<sup>2</sup> Este estudo tem como objetivo lançar luz sobre possíveis relações entre o comportamento da tendência de crescimento do PIB e os ciclos econômicos observados, além de indicar possíveis dificuldades e erros na previsão ao ser utilizada a econometria clássica, e como evitar estes problemas. A importância destes objetivos tem óbvio caráter prático.

---

<sup>1</sup> J.H. Stock e M.W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series" in *Journal of Economic Perspectives*, V.2-Nº3 1988.

<sup>2</sup>Pela discussão que será feita no presente trabalho, ficará claro que se falar em quebra de tendência só faz sentido se a tendência for determinística.

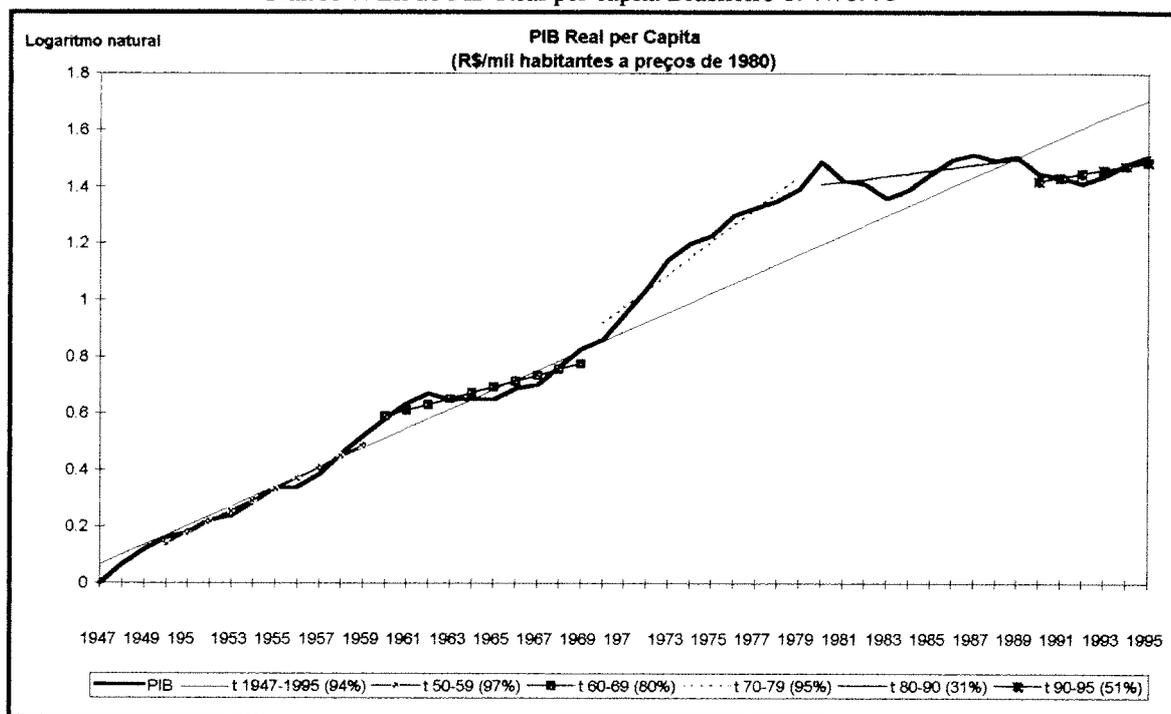
Ao olharmos para a série do PIB anual brasileiro, assim como a da maioria dos países, duas características saltam aos olhos: observam-se um crescimento sustentado de longo prazo e oscilações recorrentes em torno desta tendência de crescimento. As oscilações, porém, não são apenas em torno da tendência, pois percebem-se também alterações no próprio caminho do crescimento. No Brasil fica clara a variação da tendência entre 1947 e 1995, como fica claro no gráfico que mostra as tendências lineares de cada década comparado com a trajetória efetivamente observada. No gráfico abaixo mostramos a trajetória do PIB<sup>3</sup> real per capita brasileiro e as tendências lineares obtidas para cada década, assim como para o período completo. A partir do gráfico, fica evidente a fragilidade da definição usual de ciclos como a variação do nível de atividade em torno de um nível potencial. Para estudar ciclos temos que primeiro identificar o produto potencial, o que significa identificar a sua tendência. Pela simples análise do gráfico, percebemos como a definição da tendência determina os ciclos econômicos. Se supusermos que a economia brasileira tenha tido uma tendência única, e que esta possa ser aproximadamente estimada por uma regressão linear, concluiríamos que a economia brasileira experimentou um período de *boom* entre 1970 e 1989, e que desde então está submergida em uma profunda recessão. Porém o gráfico e a história econômica brasileira sugerem que tenha havido uma quebra da tendência na década de 80 fruto da crise da dívida externa. Considerando-se tendências distintas para os dois períodos, verificaríamos uma nova configuração de ciclos econômicos<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup> O gráfico mostra o logaritmo do PIB, pois assim a inclinação da curva nos fornece a taxa de crescimento do PIB. Arbitrariamente fez-se 1947 igual a zero.

<sup>4</sup> Vale ressaltar aqui que os ciclos não são determinados exclusivamente pelas variações do PIB. No entanto a alta correlação entre as principais variáveis macroeconômicas e o PIB nos permitem usar o gráfico apenas do PIB para elucidar a relação entre tendência de crescimento e ciclos econômicos.

Gráfico 1: Ln do PIB Real per capita Brasileiro 1947/1995



Entre parênteses estão os  $R^2$  de cada regressão, que é uma medida do grau de ajustamento da equação aos valores observados. A esta altura, de forma informal, podemos considerar o  $R^2$  obtido como um indicador da magnitude dos ciclos (quanto maior os ciclos, menor seria o  $R^2$ ). Vemos que o menor  $R^2$  ocorre para a década de 80, que por sinal é onde se verifica a maior variação da tendência de crescimento, caindo dos 5,76% ao ano verificados na década de 70 para a média de 1% nos anos 80. Embora este argumento seja extremamente informal e inconclusivo, serve para exemplificar dois pontos: a possibilidade de uma relação entre variações nas tendências de crescimento e os ciclos econômicos de curto prazo da economia; e a necessidade de um estudo

estatístico pela incapacidade de se chegar a qualquer conclusão pela simples observância do gráfico ou uso da literatura econômica.

A presença de uma tendência e suas características podem levar a conclusões equivocadas na análise do comportamento do PIB, se forem usadas as técnicas convencionais de econometria.

Na essência do modelo linear clássico de regressão está a hipótese de que a série de dados seja estacionária e ergódica. Em termos de séries de tempo a suposição de estacionariedade significa que a sua distribuição não depende do tempo, isto é, sua média e variância são constantes ao longo do tempo e a sua covariância entre dois períodos só depende do *lag* entre os períodos e não no instante de tempo em que é medida<sup>5</sup>.

A suposição de que o PIB atenda à segunda condição, a condição de ser ergódica, é pouco provável. Esta hipótese implica que as experiências históricas sejam suficientemente descorrelatadas entre si, ou no nosso caso, que a tendência do PIB atual não dependa da história desta série. Se este fosse o caso, um economista que extrapolasse a tendência até a década de 60, obteria a mesma previsão que outro que extrapolasse apenas a tendência da década de 60. Estas extrapolações não só divergem entre si, como erram ambas em prever o que realmente ocorreu. Isto sugere que as experiências históricas, ou variações não previsíveis, tenham um efeito persistente no nível de produto futuro.

Quanto à primeira suposição, a existência de uma tendência obviamente implica em não-estacionariedade. Mas como veremos, se esta tendência for determinística,

podemos tornar a série estacionária simplesmente incluindo uma variável explicativa 't' representando o tempo. A esta altura fica evidente a necessidade de entendermos melhor o que se entende por tendência.

Definindo a tendência como movimentos sustentados de aumento ou queda, temos que distinguir entre tendências determinísticas e tendências estocásticas. Em uma tendência determinística teremos um aumento (queda) fixo (pode ser um percentual fixo) a cada período. Se for uma tendência estocástica, teremos a cada período na média um aumento (queda) fixo, porém a cada período a tendência poderá desviar-se de sua média por um valor aleatório imprevisível. A presença deste fator imprevisível torna a tendência variável, ou estocástica.

O bom senso e o gráfico 1 sugerem que o PIB possui uma tendência estocástica. Com uma tendência determinística, a incerteza associada às previsões para 30 anos no futuro é a mesma que a associada a uma previsão para o próximo ano, isto porque a variância do PIB é constante.<sup>6</sup> Já com uma tendência estocástica a incerteza aumenta com o tempo, posto que a variância também aumenta com o tempo, o que nos fornece intervalos de confiança maiores, quanto maior for o período no futuro que se deseja estimar (dado um nível de confiança).

Para entender melhor estes problemas e suas implicações convém a introdução de alguns conceitos estatísticos que nos serão de grande utilidade para a modelagem e a realização de testes que nos permitam compreender melhor a natureza do processo de crescimento do PIB. Estes conceitos estatísticos, assim como os modelos utilizados para

---

<sup>5</sup> Na literatura um processo deste tipo é conhecido como um processo estocástico estacionário fraco. Vide Gujarati, "Basic Econometrics", pg 713.

testá-los e identificá-los, serão apresentados no capítulo I e serão realizados no capítulo II.

Além da discussão quanto à conveniência de se separar o estudo do crescimento econômico e dos ciclos de negócios, como se costuma fazer na teoria macroeconômica tradicional, o presente estudo se reveste de um valor prático. A inclusão de uma tendência determinística, representada por uma variável tempo (pode ser um polinômio em função de 't') pode levar a conclusões e resultados errôneos caso a tendência de crescimento do PIB seja na verdade estocástica. Portanto, a identificação da natureza do processo de crescimento do PIB se torna necessária para a correta especificação de modelos de previsão do PIB.

---

<sup>6</sup>A variância do PIB será constante, já que ela será dada pela variância de um termo aleatório (cuja variância é constante).

## I. CONCEITOS ESTATÍSTICOS E TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Neste capítulo são introduzidos os conceitos estatísticos e modelos básicos que serão utilizados neste trabalho. Pela discussão anterior fica evidente a necessidade de se começar por definir o conceito de estacionariedade, tendências e os testes usados para seu estudo.

### I.I Conceitos Estatísticos

#### A. Processo Estacionário

Um processo estocástico é dito estacionário se suas propriedades não são afetadas por uma mudança da origem no tempo. Isto implica que a sua média e sua variância são constantes ao longo do tempo, e que as covariâncias são uma função apenas do lag  $k$  e não do tempo  $t$ :

$$E(x_1) = E(x_2) = \dots = E(x_n) = E(x_t) = \mu,$$

$$Var(x_1) = Var(x_2) = \dots = Var(x_n) = Var(x_t) = \sigma^2,$$

$$Cov(x_1, x_{1+k}) = Cov(x_2, x_{2+k}) = \dots = Cov(x_n, x_{n+k}) = Cov(x_t, x_{t+k}).$$

De forma geral, uma série de tempo será não-estacionária se ela apresentar uma tendência crescente ou decrescente ao longo do tempo.

## B. Ruído Branco

É como se conhece o termo de erro estocástico que segue as hipóteses do modelo clássico de regressão linear, a saber: que possui média zero, variância constante e não é autocorrelatado.

$$E(u_t) = 0$$

$$Var(u_t) = \delta^2$$

$$Cov(u_t, u_{t+k}) = 0, \text{ para todo } k \neq 0.$$

## C. Raiz Unitária

Dado um modelo como o seguinte:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

dizemos que  $Y_t$  possui uma raiz unitária se  $\rho = 1$ . Processos que possuem raízes unitárias são não-estacionários, pois o valor esperado no tempo  $t$  depende do período  $t$ , pois o seu valor no período  $t$  é igual ao seu valor no período  $(t-1)$  mais um termo aleatório de média zero.

## D. Passeio Aleatório

Se tivermos uma raiz unitária e os erros forem descorrelatados, teremos um passeio aleatório, onde a variação da variável depende exclusivamente de um termo aleatório, o erro.

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = u_t, \text{ se } \rho = 1 \text{ então temos}$$

$$\Delta Y_t = u_t \quad (2)$$

e  $Y_t = Y_0 + \sum_{i=0}^t u_i$ . O valor da variável em qualquer período será fruto dos choques aleatórios acumulados, e a melhor previsão que se pode fazer para o valor em  $(t+1)$  é o seu valor em  $t^7$ .

### **E. *Integrated*<sup>8</sup>**

Uma série é dita *integrated* de ordem  $d$ , se precisa ser diferenciada  $d$  vezes para que seja estacionária. Por esta definição um processo estacionário é *integrated* de ordem zero, ou representado por  $I(0)$ . Pode-se verificar facilmente que um passeio aleatório é um processo *integrated* de ordem 1, ou  $I(1)$ , posto que sua primeira diferença (a equação (2)) depende exclusivamente de um termo aleatório que tem média e variância constante no tempo, e é, portanto, estacionária. Porém, o inverso não é necessariamente verdade: para que um processo  $I(1)$  seja um passeio aleatório os erros têm que ser descorrelatados.

### **F. Processos Autoregressivos de Ordem $p$**

Processos autoregressivos de ordem  $p$ ,  $AR(p)$ , são processos do tipo:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + u_t$$

onde  $p$  representa o número de lags da variável.

### **G. Processos de Média Móvel de ordem $q$**

<sup>7</sup> Esta conclusão advém das propriedades do  $u_t$  que tem média zero e é descorrelatado.

<sup>8</sup> Não conseguindo encontrar uma fonte em português que trate do assunto, o autor preferiu deixar o termo em inglês a supor que seu equivalente em português seja 'integrado'.

Processos de média móvel de ordem  $q$ , MA( $q$ ), são processos do tipo;

$$x_t = u_t + \lambda_1 u_{t-1} + \lambda_2 u_{t-2} + \dots + \lambda_q u_{t-q}$$

onde  $q$  representa o número de lags que entram na média.

### H.Processos ARMA( $p,q$ )

Processos ARMA são processos gerados por uma mistura de processos autoregressivos e de média móvel, sendo um processo ARMA( $p,q$ ) um processo do tipo:

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \dots + \theta_p x_{t-p} + u_t + \dots + \lambda_q u_{t-q}$$

### I.Processos ARIMA( $p,d,q$ )

Os modelos de regressão linear supõem estacionariedade, e assim, para que possamos aplicar processos ARMA, temos de nos certificar se a série é estacionária. Vimos anteriormente, na seção I.I.E, que as séries de tempo as vezes precisam ser diferenciadas  $d$  vezes para que sejam estacionárias, sendo então um processo *integrated* de ordem  $d$ , I ( $d$ ). Portanto, se precisamos diferenciar a série  $d$  vezes antes de torná-la estacionária e poder aplicar o modelo ARMA( $p,q$ ), dizemos que a série original é ARIMA ( $p,d,q$ ), ou seja, é uma série autoregressiva 'integrada' com média móvel.

Deve-se notar que se a série original for estacionária então ela será ARIMA( $p,0,q$ ) que é equivalente à ARMA( $p,q$ ). Se considerarmos um processo ARMA( $1,0,1$ )

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + u_t + \lambda_1 u_{t-1}$$

onde na verdade a série é I(1), isto é, que a série é não-estacionária e que precise ser diferenciada 1 vez para que se torne estacionária, então  $\theta_1 = 1$  e temos

$$\Delta x_t = u_t + \lambda_1 u_{t-1}$$

que corresponde a um processo ARIMA(0,1,1).

## I.II Testes de Estacionariedade

### A. Teste Gráfico

Mills (1990)<sup>9</sup> mostra que uma forma de tentar identificar se a série é estacionária, ou não, consiste na análise da Função de Autocorrelação Amostral (FAA). Se a FAA for significativamente positiva para os primeiros lags, e cair de forma devagar e aproximadamente linear, é um bom indicador de não-estacionariedade. Além disso, espera-se que a Função de Autocorrelação Parcial Amostral (FAPA), apresente autocorrelação significativa para o primeiro lag, sendo insignificante para os demais. Assim se a FAA e a FAPA apresentar este padrão, temos evidência para a necessidade de diferenciar a série para torná-la estacionária.

Como vimos anteriormente, a série diferenciada pode continuar sendo não-estacionária, sendo necessário que se repita o processo. Embora diferenciações adicionais de uma série estacionária irão gerar séries estacionárias, a diferenciação excessiva pode levar a sérias dificuldades para modelagem. Portanto, devemos tentar descobrir o número correto de vezes que uma série precisa ser diferenciada.

---

<sup>9</sup>Mills, Terence C, "Time Series Techniques for Economists", 1990.

Para determinar o número de vezes  $d$  que a série precisa ser diferenciada para que se torne estacionária<sup>10</sup>, Anderson(1976) sugere um método auxiliar à análise gráfica da FAA, através da observância das variâncias amostrais; a variância amostral tenderá a cair até que seja encontrada uma série estacionária, e tenderá a aumentar se estiver sendo excessivamente diferenciada. Porém, Mills (1990) ressalta que este comportamento não será verificado sempre e que, portanto, a comparação das variâncias amostrais de diferenciações sucessivas só deve ser usada como ferramenta complementar de decisão para encontrar o  $d$  ótimo.

### **B. Teste da Raiz Unitária**

Como o teste proposto na seção anterior pode levar a certa ambiguidade, nesta seção apresentaremos um teste mais formal para determinar o número de vezes  $d$  que uma série precisa ser diferenciada para que se torne estacionária. O teste que será apresentado é conhecido como *teste de raiz unitária*.

Como já foi dito, uma série será estacionária se ela tiver média finita, variância finita e finitas covariâncias, sendo estas independentes do tempo. Para ilustrar o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), consideremos um processo AR(1)

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

onde  $\mu$  e  $\rho$  são parâmetros e os  $\varepsilon_t$ 's são presumidos ruídos brancos. O processo AR (1) será estacionário se  $-1 < \rho < 1$ . Se  $\rho = 1$ , então a equação define um passeio aleatório

---

<sup>10</sup>Deve-se notar que se a série original for estacionária,  $d$  será 0 (zero).

com *drift*<sup>11</sup> e  $y$  é então não-estacionário. Se o processo começa em um ponto específico, a variância de  $y$  aumenta junto com o tempo e a variância incondicional é infinita. Se o valor absoluto de  $\rho$  é maior que 1, a série será explosiva. Desta forma a hipótese para se testar a não-estacionariedade é que o valor absoluto de  $\rho$  é igual a um. Já que a maioria das séries econômicas são positivamente correlatadas, a hipótese nula apropriada é  $H_0: \rho = 1$ . A este teste convencionou-se chamar teste da raiz unitária.

A forma mais geral de se realizar o teste da raiz unitária é rodando a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \lambda Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

como  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , então  $\lambda = 1 - \rho$ , e, portanto, a nossa hipótese nula é de que  $\lambda = 0$ . Em outras palavras, queremos testar se  $\lambda$  é estatisticamente diferente de zero, e para tal, usamos o tradicional teste  $t$ . Porém a estatística  $t$  não pode ser comparada ao seus tradicionais valores críticos, pois a teoria assintótica foi desenvolvida para processos estacionários, não sendo válida para testar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária. Dickey(1976) e Fuller(1976) desenvolveram uma distribuição para  $\hat{\rho}$  e a tradicionalmente computada estatística-  $t$ , que chamaremos de  $\tau$  (tau). Mais recentemente MacKinnon(1991) expandiu os testes feitos por Dickey-Fuller, porém o teste continua sendo conhecido como teste Dickey-Fuller.

A regra de decisão do teste ADF é se a estatística  $\tau$  for menor em valor absoluto que os valores críticos fornecidos por MacKinnon, não se pode rejeitar a

<sup>11</sup>Evitou-se traduzir drift como tendência pois se confundiria com a nossa posterior discussão acerca da

hipótese nula de que  $\lambda=0$ , isto é, não se pode rejeitar a existência de raiz unitária e portanto a série pode ser não-estacionária. Então deve-se proceder a realizar o teste ADF na primeira diferença da série para testar se a série é I (1). Se for encontrada evidência de que a primeira diferença é não-estacionária, deve-se proceder a testar se a série *integrated* de ordem superior, até encontrar a ordem de ‘integração’<sup>12</sup> da série.

Por último, vale ressaltar que a inclusão dos termos  $\beta_1$ (constante),  $\beta_2 t$  (tendência linear no tempo) e  $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$  (a quantidade de lags das diferenças que se deseje incluir na regressão) são opcionais no teste.

A questão estatística que nos interessa é a correta representação da não-estacionariedade em séries econômicas, mais especificamente o PIB real. Estamos principalmente interessados com não-estacionariedade na média das séries. Temos basicamente dois modelos para descrever a não-estacionariedade; um primeiro *trend-stationary* (TS), e um segundo *difference-stationary* (DS).

No primeiro caso temos um processo descrito por uma função determinística do tempo (tendência) mais um termo estocástico estacionário com média zero. Um modelo linear TS tem a forma

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t. \quad (4)$$

Como  $E(u_t) = 0$ , o valor esperado no longo prazo é dado por  $(\beta_1 + \beta_2 t)$ , e assim nem os eventos atuais nem os passados têm qualquer efeito sobre o nível de longo

---

natureza da tendência. Assim, drift deve ser entendido como um desvio esperado.

prazo de  $y$ . Além disso, como a variância de  $y$  é dada pela variância de  $u$ , que tem variância finita, a incerteza quanto ao futuro valor de  $y$  está limitada, mesmo no futuro infinitamente distante. Em outras palavras, se um economista fizesse uma projeção em 1960 tomando em conta o comportamento do PIB real brasileiro dos últimos 5 anos ou últimos 30 anos, ele não só chegaria a mesma conclusão, como sua incerteza (margem de erro) seria finita mesmo se quisesse projetar o PIB real de 2050 (!!!). Uma simples olhada para o gráfico apresentado na introdução, ou de qualquer série de PIB real (assim como da maioria das séries econômicas de qualquer país do mundo) sugere a fragilidade deste modelo. Porém, até a década de 80, a grande maioria dos estudos de ciclos econômicos usava este tipo de modelo, usando os resíduos como medida dos ciclos. As falhas deste tipo de análise serão exploradas nos próximos capítulos.

No segundo caso, DS, a primeira (ou graus maiores) diferença é estacionária. Um modelo DS tem a seguinte forma

$$\Delta y_t = \beta + v_t. \quad (5)$$

O caso mais simples de DS é um passeio aleatório com as mudanças descorrelatadas, ou seja,  $v_t$  é um ruído branco. Para perceber melhor as diferenças entre o modelo TS e DS, podemos reescrever a equação (5) expressando  $y$  em função de algum ponto de referência no passado

$$y_t = y_0 + \beta t + \sum_{i=1}^t v_i. \quad (6)$$

A diferença entre as equações (6) e (4), é que enquanto em (4) o intercepto é um termo constante, em (6) ele é uma função de eventos históricos, e os desvios da

---

<sup>12</sup>A ordem  $d$  a que se refere a seção I.I.E.

tendência em (4) são estacionários enquanto que em (6) eles são a acumulação de desvios estacionários. Assim os desvios em (6) não são estacionários e sua variância aumenta sem limites a medida que  $t$  aumenta, e portanto as projeções usando um modelo DS serão influenciadas por eventos históricos e o erro da projeção aumentará sem limites quanto mais a frente se estiver prevendo.

Para testar se uma variável econômica segue um modelo DS ou TS, basta rodar a regressão (3) e testar a hipótese de que  $\lambda=0$  e  $\beta_2=0$  para o qual teríamos um processo DS, recordando que o teste da raiz unitária testava a hipótese de que  $\lambda=0$ . Embora Dickey-Fuller não tenham desenvolvido uma estatística para o teste conjunto ou de  $\beta_2=0$  separadamente, só precisamos testar  $\lambda=0$  já que excluimos *a priori* a possibilidade de ocorrer  $\lambda=0$  e  $\beta_2 \neq 0$ . Isto porque um modelo com  $\lambda=0$  e  $\beta_2 \neq 0$  implicaria que diferenças nos logs<sup>13</sup>, que é aproximadamente a taxa de variação, seguiriam uma tendência determinística, resultando em taxas de crescimento sempre crescentes ( $\beta_2 > 0$ ) ou sempre decrescentes ( $\beta_2 < 0$ ). Podemos excluir este tipo de comportamento em séries de tempo econômicas. Assim a hipótese nula no teste Dickey-Fuller considerando a equação (3) será um processo DS, e a hipótese alternativa um modelo TS.

---

<sup>13</sup>A razão pela qual usamos o logaritmo natural do PIB real e não o nível será explicada no capítulo II.

## II. EVIDÊNCIAS E RESULTADOS PARA O PIB BRASILEIRO

### II.I Introdução ao Capítulo

Neste capítulo serão feitos os testes apresentados no capítulo anterior para as séries de PIB real brasileiro, a saber o teste da FAA e o teste ADF. Serão analisadas duas séries; a de base anual que começa em 1900 e termina em 1995, e outra de base trimestral que vai de 1980.1 a 1997.3.

Em ambos os casos serão usados os logaritmos naturais, sendo tal transformação motivada pela tendência das séries de tempo econômicas de apresentar variações que aumentam em média e dispersão em proporção ao seu nível absoluto, supondo que as tendências são lineares na variável transformada.

A série do PIB trimestral utilizada será o índice dessazonalizado<sup>14</sup> do PIB total trimestral divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). O período utilizado é o período para o qual existem os dados.

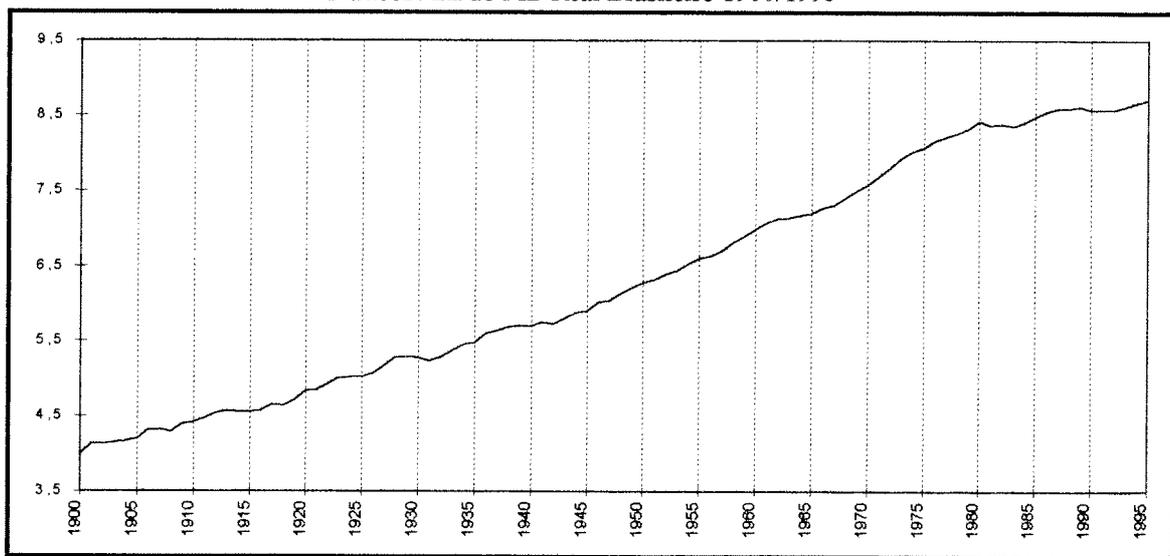
Para a série de PIB anual será utilizada as estimativas feitas por Haddad (1977)<sup>15</sup> para o PIB real brasileiro no período de 1900 a 1947. De 1947 até 1995<sup>16</sup> usaremos a

série de PIB real das Contas Nacionais Consolidadas do IBGE. A inclusão das estimativas de Haddad em nada alteraram os resultados obtidos, mas tem importantes consequências para as conclusões a serem feitas com base nos testes. Estas estimativas têm sido utilizadas por outros estudos, dentre os quais Cribari-Neto (1993) e Barros (1993).

## II.II Testes do PIB Anual

A figura abaixo mostra o logaritmo natural do PIB real brasileiro do período 1900-1995.

Gráfico2: Ln do PIB Real Brasileiro 1900/1995



Pela simples inspeção do gráfico, percebe-se uma clara tendência de crescimento, pelo que esperamos que os testes que realizaremos indiquem um processo não-estacionário. Não é possível ter uma expectativa muito clara quanto a natureza desta

<sup>14</sup> A dessazonalização é feita pelo pacote estatístico X-11 (Bureau of the Census Method II-X-11), que é o método desenvolvido pelo Bureau of Census dos EUA para ajuste sazonal. Para uma discussão sobre o processo de dessazonalização do X-11, ver Mills (1990), seção 10.4.1.

<sup>15</sup> Haddad, C. "Crescimento do produto real brasileiro: 1900/1947." 1977.

<sup>16</sup> As Contas Nacionais de 1996 ainda não haviam sido divulgadas até a data de entrega deste trabalho.

tendência, podendo-se apenas esperar que a primeira diferença seja estacionária pela relativa estabilidade da inclinação da curva.

Como havíamos proposto no capítulo I, primeiro realizaremos o teste informal da função de autocorrelação e de autocorrelação parcial do nível da série. Abaixo apresentamos os gráficos de ambas

Gráfico 3: Autocorrelação do PIB Anual

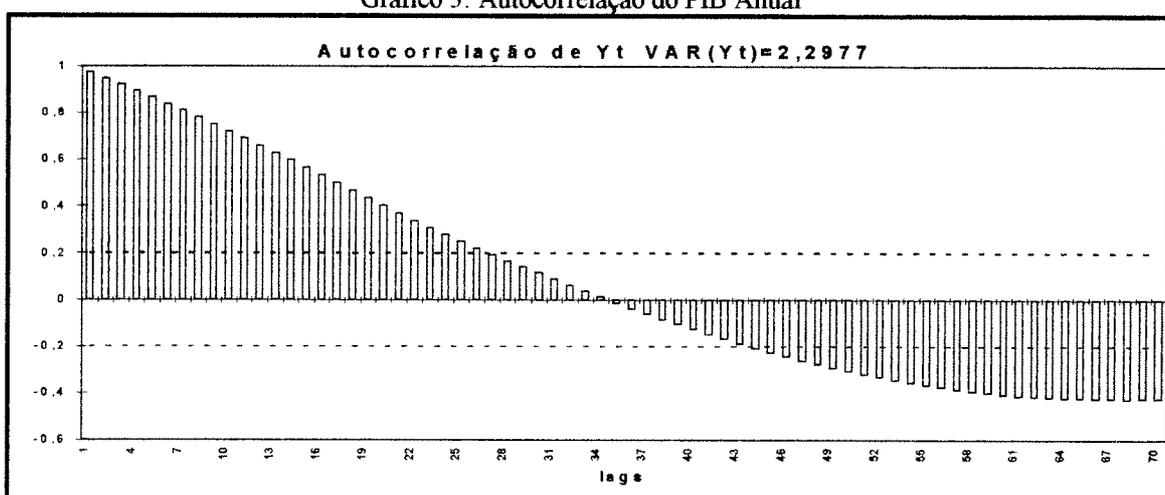
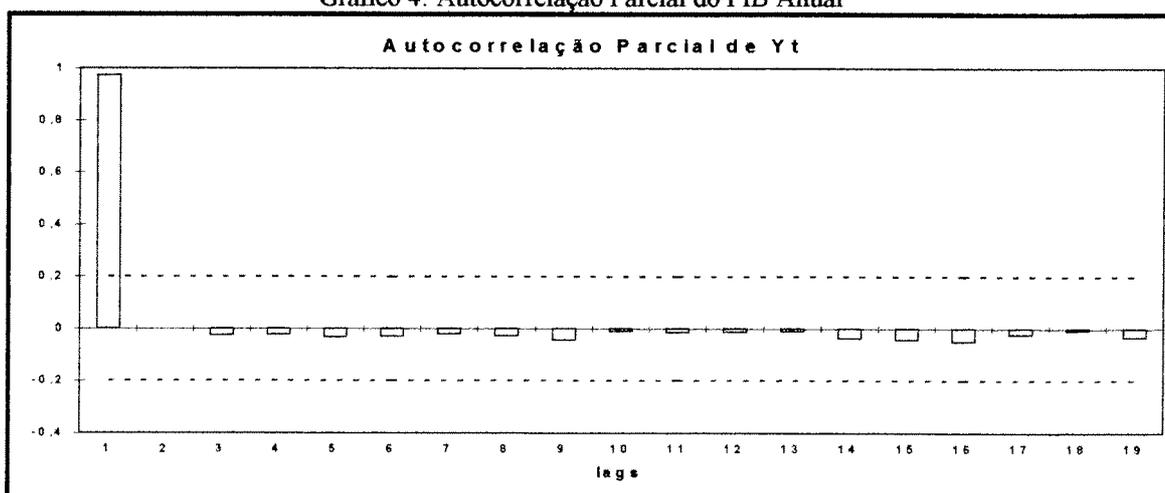


Gráfico 4: Autocorrelação Parcial do PIB Anual



Vemos nos dois gráficos que o PIB real brasileiro apresenta as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial que sugerem não-estacionariedade, e portanto, a

necessidade de se diferenciar a série. Abaixo mostra-se os gráficos correspondentes a primeira diferença do PIB real:

Gráfico 5: Autocorrelação da Primeira Diferença do PIB Anual

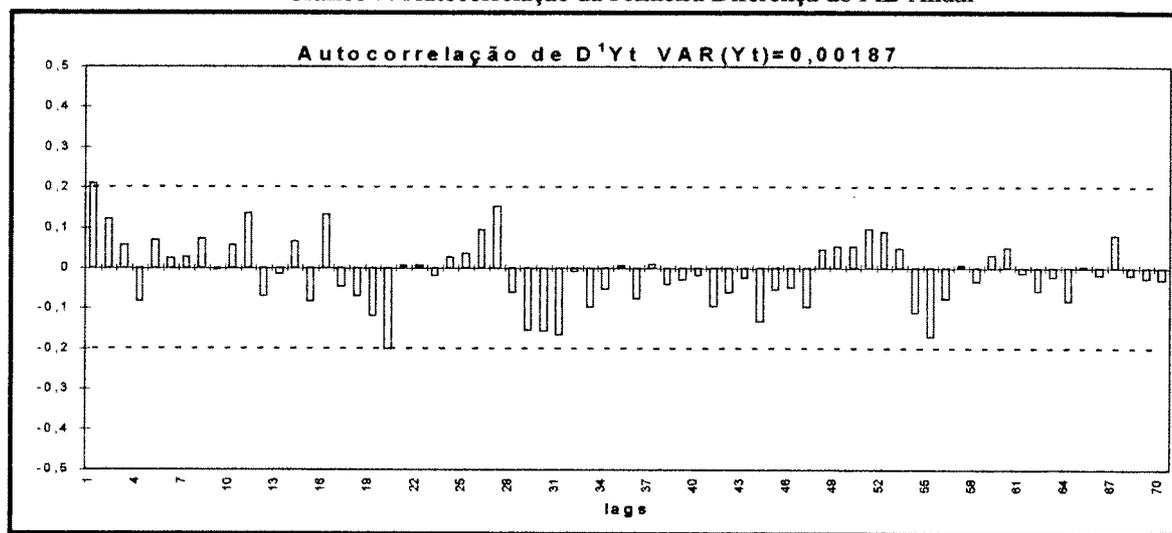
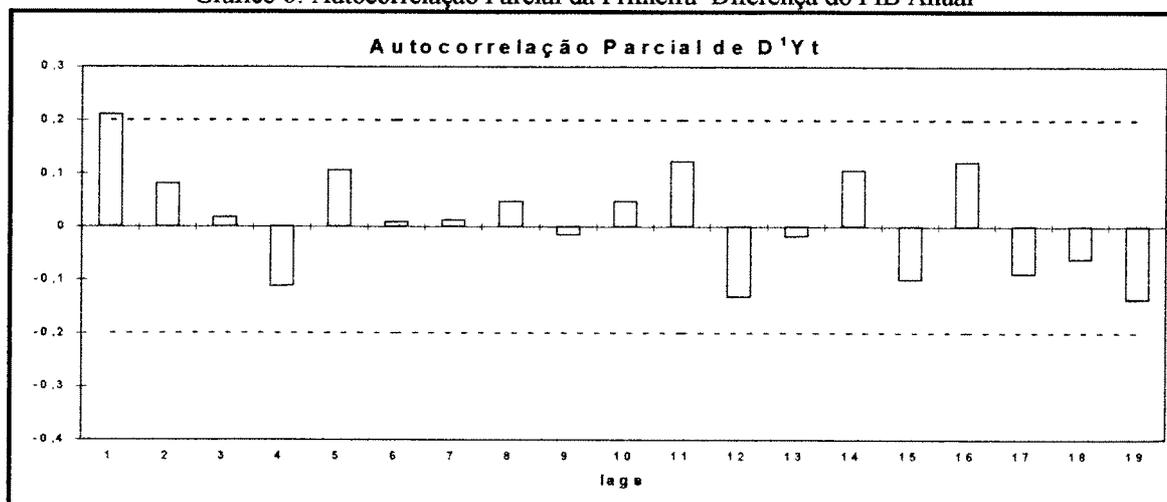


Gráfico 6: Autocorrelação Parcial da Primeira Diferença do PIB Anual



Como a função de autocorrelação ainda é significativa para o primeiro lag, procedemos a mais uma diferenciação para analisar as variâncias e tentar inferir qual o grau de diferenciação ótimo para tornar a série estacionária. A seguir, os gráficos para a segunda diferenciação da série do PIB:

Gráfico 7: Autocorrelação da Segunda Diferença do PIB Anual

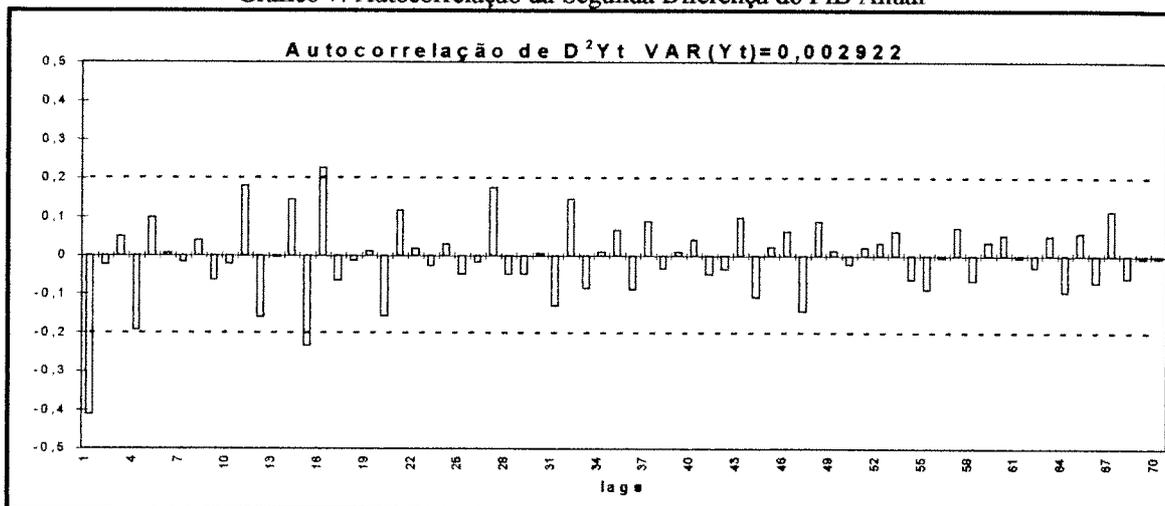
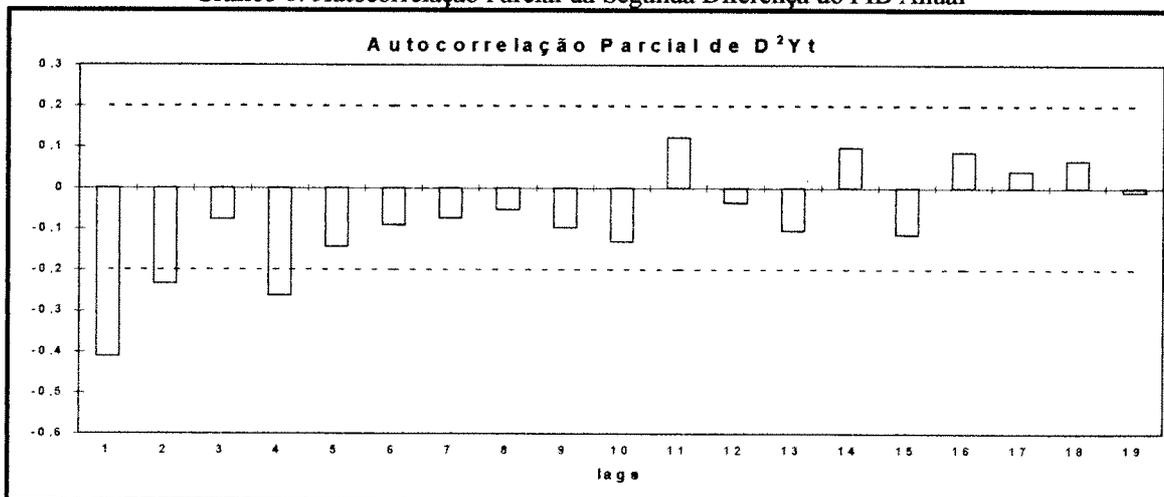


Gráfico 8: Autocorrelação Parcial da Segunda Diferença do PIB Anual



Pela análise das variâncias, escolheríamos  $d=1$ , isto é, o grau de diferenciação ótimo seria 1, já que a variância aumenta quando diferenciamos a série pela segunda vez (passa de 0,001877 para 0,002922).

Como foi exposto anteriormente, este teste é informal. Para um teste mais rigoroso estatisticamente, procedemos ao teste da raiz unitária de acordo com a equação (3) do capítulo I.

Na tabela 1 a seguir, apresentamos as estatísticas  $\tau$  obtidas para os diversos lags<sup>17</sup>:

Tabela 1

| nº de lags | estatística - $\tau$ observada | $\tau$ crítico ao nível de significância de 10% <sup>18</sup> |
|------------|--------------------------------|---|
| 0          | -1,510219                      | -3,1542   |
| 1          | -2,178813                      | -3,1545   |
| 2          | -2,012569                      | -3,1548   |
| 3          | -1,972594                      | -3,1551   |

Pela tabela acima, vemos que não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para nenhum lag, mesmo ao nível de significância de 10%. Portanto, existe evidência de que a série é não-estacionária, e, pelo modelo específico que escolhemos, de que o PIB real brasileiro se comporta de acordo com o modelo DS. Isto é equivalente a dizer que o PIB real brasileiro apresenta uma tendência estocástica e não determinística. Como discutiremos no próximo capítulo, isto tem profundas implicações sobre a análise dos ciclos econômicos na economia brasileira.

Na tabela 2 apresentamos os mesmos resultados para a primeira diferença da série de forma a verificar se se trata de um processo I(1) (caso seja estacionária na sua primeira diferença) ou se precisa ser diferenciada mais vezes para se tornar estacionária.

<sup>17</sup>Os lags se referem ao valor de  $i$  no termo  $\alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i}$ .

<sup>18</sup>Os valores críticos de MacKinnon.

Tabela 2

| nº de lags | estatística - $\tau$ observada | $\tau$ crítico ao nível de significância de 1% |
|------------|--------------------------------|--|
| 0          | -7,919026                      | -4,0580  |
| 1          | -5,425469                      | -4,0591  |
| 2          | -4,572873                      | -4,0602  |
| 3          | -4,573847                      | -4,0613  |

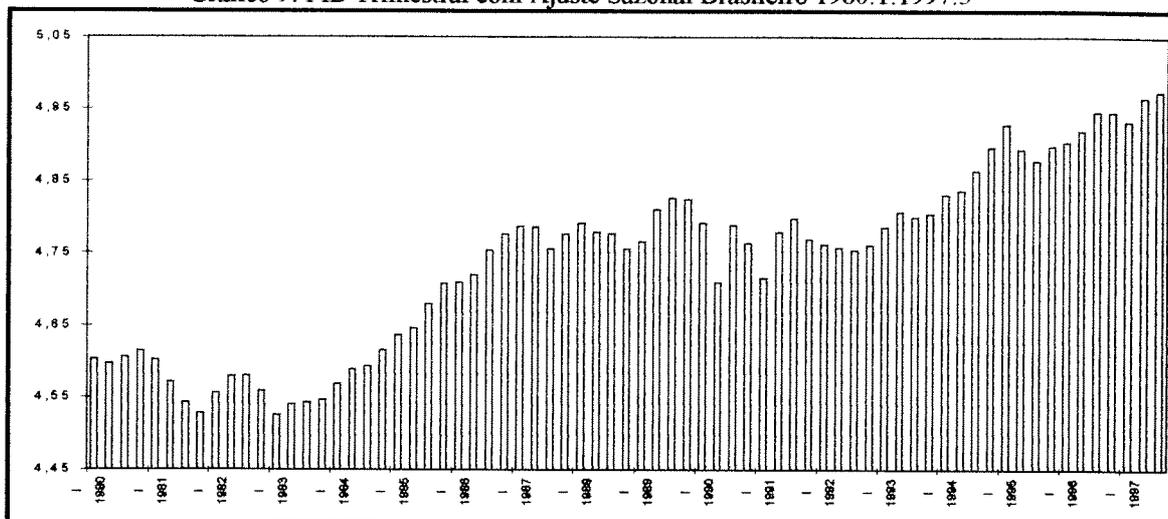
Pelos valores obtidos rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária a um nível de significância de 1%, sendo forte evidência de que a primeira diferença do PIB real é estacionária. Em outras palavras, o PIB real brasileiro corresponde a um processo I(1), que tinha sido nossa conclusão no teste das autocorrelações.

Apesar da evidência consistente com a representação DS, Nelson e Plosser (1982) ressaltam que nenhum dos dois testes apresentados têm a capacidade de rejeitar a hipótese de um processo TS com uma raiz AR arbitrariamente perto de 1. Porém, se estivermos observando desvios estacionários de uma tendência linear determinística do PIB, então a propensão a retornar à linha da tendência deve ser muito fraca de forma a não ser detectada em uma amostra de quase um século.

### II.III Testes no PIB Trimestral

A figura abaixo mostra o logaritmo natural do PIB trimestral brasileiro do período 1980.1-1997.3.

Gráfico 9: PIB Trimestral com Ajuste Sazonal Brasileiro 1980.1:1997.3



Assim, como na série anual, não é difícil perceber a tendência de crescimento, embora esta não seja tão estável quanto a anterior. Isto se deve em parte pelo aumento da frequência (de anual para trimestral), e em parte pelos vários choques experimentados pela economia brasileira na década de 80. Para determinar o nível  $d$  de diferenciações, procederemos da mesma forma que na seção anterior.

Gráfico 10: Autocorrelação do PIB Trimestral dessazonalizado

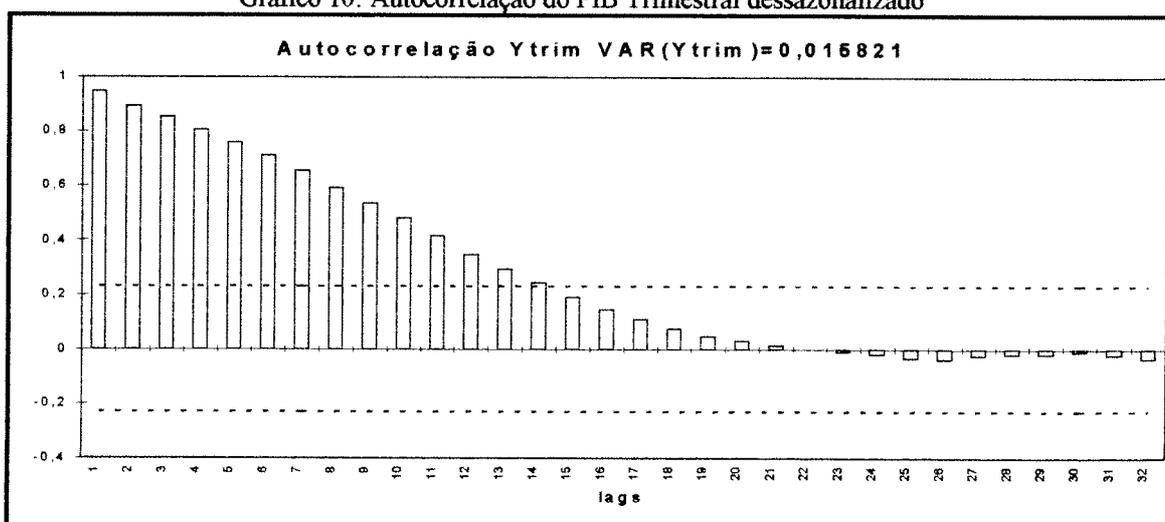
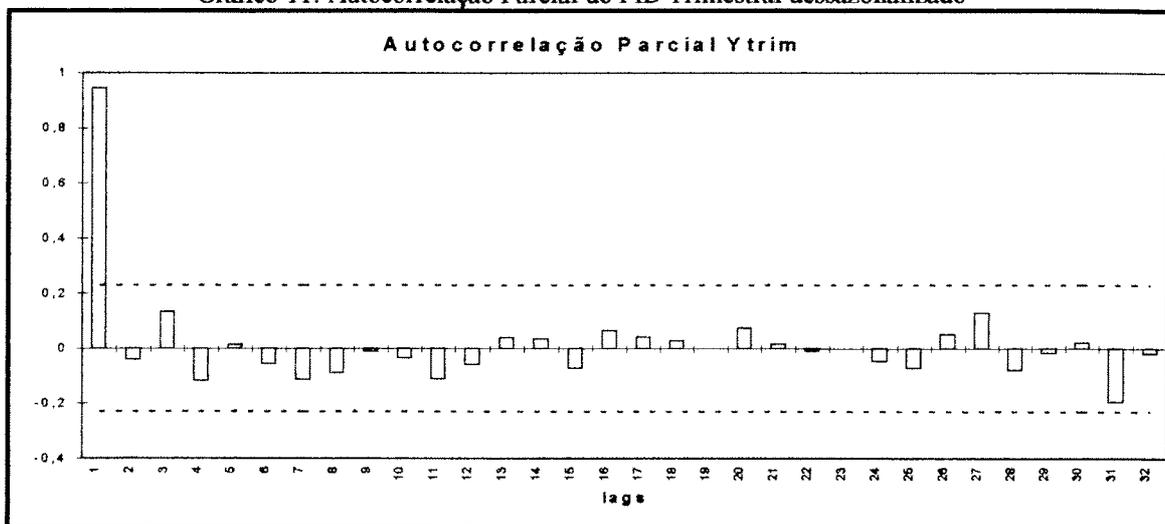


Gráfico 11: Autocorrelação Parcial do PIB Trimestral dessazonalizado



Pelos dois gráficos acima, exibindo as FAA e FAPA da série de PIB trimestral dessazonalizada, há evidência de que a série é não-estacionária.

Gráfico 12: Autocorrelação da Primeira Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado

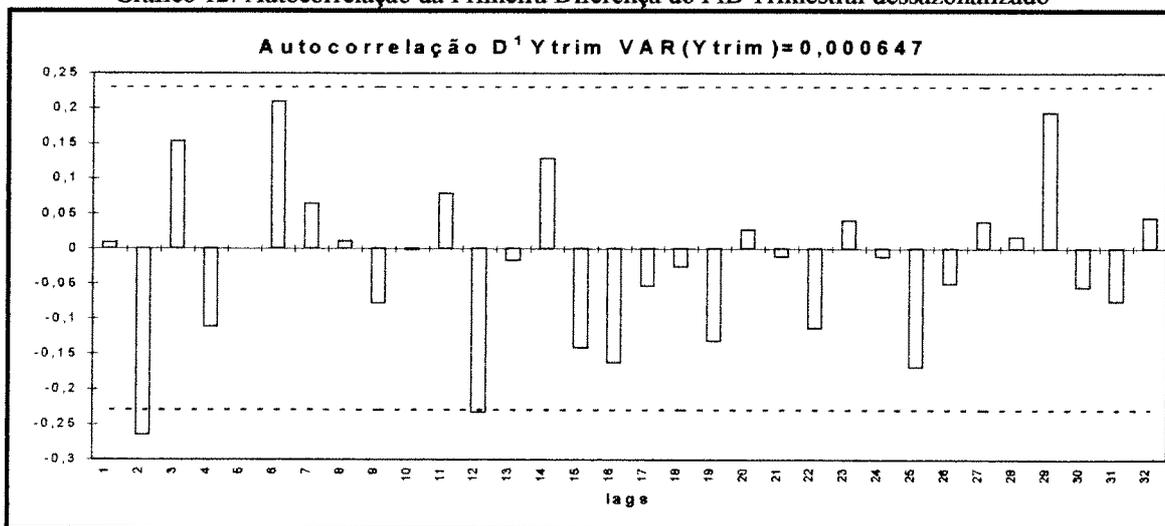
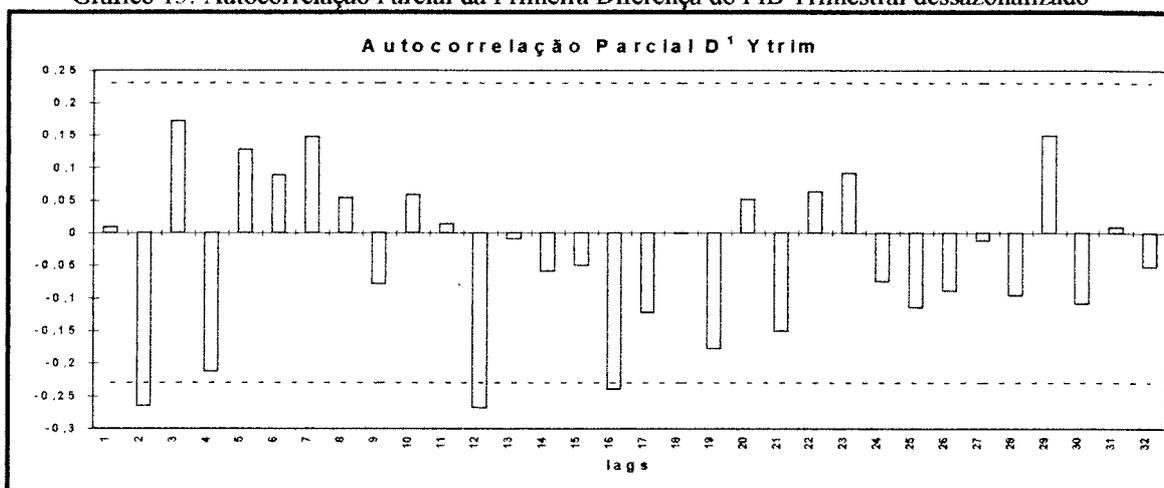


Gráfico 13: Autocorrelação Parcial da Primeira Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado



Pelos dois gráficos referentes a série diferenciada uma vez não há evidência de não-estacionariedade. Como a variância caiu, de 0,0158 para 0,00064, examinaremos a série diferenciada duas vezes para decidir o nível ótimo de diferenciação.

Gráfico 14: Autocorrelação da Segunda Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado

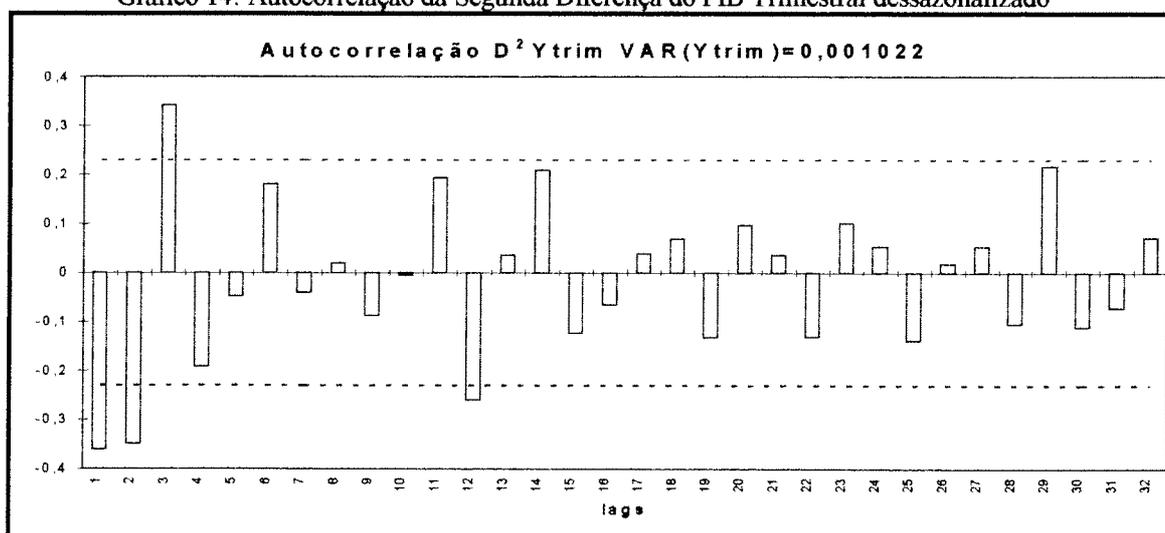
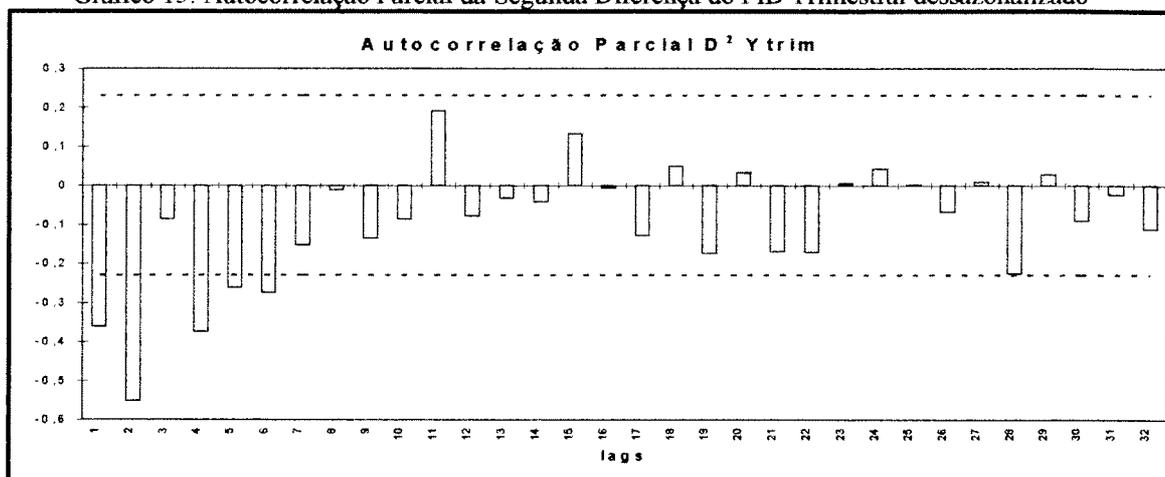


Gráfico 15: Autocorrelação Parcial da Segunda Diferença do PIB Trimestral dessazonalizado



Como a variância da série aumentou da primeira para a segunda diferenciação (de 0,00064 para 0,00102), concluímos que a série de PIB trimestral com ajuste sazonal é um processo I(1), isto é, não-estacionária no seu nível mas estacionária na sua primeira diferença.

Para confirmar (ou desmentir) nossas conclusões, faremos o mesmo teste de raiz unitária que foi aplicado para a série anual. Na tabela 3 estão os resultados do teste.

Tabela 3

| nº de lags | estatística - $\tau$ observada | $\tau$ crítico ao nível de significância de 10% <sup>19</sup> |
|------------|--------------------------------|---|
| 0          | -2,39142                       | -3,164  |
| 1          | -2,428732                      | -3,1645   |
| 2          | -1,991549                      | -3,1651   |
| 3          | -2,405592                      | -3,1657   |

<sup>19</sup>Os valores críticos de MacKinnon.

Assim, como no caso do PIB anual, não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária nem ao nível de significância de 10%, sendo evidência de que o PIB trimestral também se enquadra em um modelo DS.

A tabela 4 mostra os resultados para o teste de raiz unitária na primeira diferença da série.

Tabela 4

| nº de lags | estatística - $\tau$ observada | $\tau$ crítico ao nível de significância de 10% |
|------------|--------------------------------|---|
| 0          | -8,125168                      | -4,0948   |
| 1          | -7,499028                      | -4,0969   |
| 2          | -4,563447                      | -4,0990   |
| 3          | -4,9007689                     | -4,1013   |

Concluimos que há evidências de que a série trimestral também se ajusta a um processo DS (o que implica tendência estocástica), e é um processo I(1).

As consequências destas evidências serão discutidas no próximo capítulo, que inclui resultados de outros estudos sobre o assunto.

### **III. LITERATURA NO ASSUNTO E SUA COMPARAÇÃO COM OS RESULTADOS OBTIDOS NESTE TRABALHO**

#### **III.I Introdução ao Capítulo**

Neste capítulo serão apresentados alguns dos estudos sobre o assunto feitos para o caso brasileiro - Cribari-Neto (1993a e 1993b) - e outros para a economia americana - Nelson e Plosser (1982) e Campbell e Mankiw (1987). A apresentação destes trabalhos tem duas finalidades: primeiro, comparar os resultados encontrados com outros estudos prévios e, em segundo lugar, observar as conclusões a que chegaram os diferentes autores e as interpretações dadas à evidência encontrada.

#### **III.II Evidências para o Brasil**

Nesta seção compararemos os resultados aqui obtidos com os de Cribari-Neto (1993a) e Cribari-Neto (1993b).

Cribari-Neto tem como objetivo principal estimar a grandeza do componente cíclico no PIB brasileiro e suas implicações quanto a políticas econômicas. Para realizar tal tarefa ele propõe duas estratégias alternativas. Na primeira, ele supõe que o PIB se caracteriza por um processo TS, e atribui todas as oscilações em torno da tendência

determinística ao componente cíclico. Esta abordagem é a tradicionalmente usada em grande parte da literatura até fins da década de 70. A segunda consiste em supor um processo DS. A decomposição dos componentes do PIB por esta segunda abordagem é conhecida como *decomposição Beveridge-Nelson*, e supõe que a tendência é estocástica.

O resultado principal a que chega no seu trabalho é que, se se permite que a tendência siga um comportamento estocástico, o componente cíclico se torna muito pequeno, praticamente inexistente, se comparado ao componente cíclico obtido supondo-se uma tendência determinística.

Realizando testes de raiz unitária semelhantes aos realizados neste trabalho, Cribari-Neto encontra forte evidência de que a série do PIB real brasileiro possui uma tendência estocástica. Em seguida ele obtém estimativas do componente cíclico considerando uma tendência determinística, e uma estimativa considerando tendência estocástica. Embora tenha encontrado evidência de que a tendência é estocástica, a estimação do componente cíclico para o caso em que a tendência é determinística tem como objetivo comparar as duas estimativas de forma a poder avaliar os erros que se incorria na análise dos ciclos brasileiros, pela especificação errônea da evolução do PIB.

Quando ambas as estimativas são comparadas, fica claro que o componente cíclico do PIB na presença de uma tendência estocástica é arbitrariamente perto de zero. A variância deste componente é 500,000 vezes maior para a decomposição supondo TS que supondo DS. Supondo TS, obteve-se um padrão cíclico composto por pequenos ciclos superpostos a um longo ciclo, que poderia levar a acreditar-se na presença de um ciclo ainda mais longo que o ciclo de Kondratieff. Nelson e Kang (1982,1984), ao

analisar as consequências de se especificar um processo como sendo TS se na verdade ele é DS, concluíram que um dos problemas seria exatamente a geração espúria de longos ciclos<sup>20</sup>.

Este resultado leva a conclusão que quase todo o movimento do PIB brasileiro tem sido causado por variações na tendência, o que implica que quase todas as variações são causadas por fatores de longo prazo (os determinantes da tendência), como crescimento populacional, acumulação de capital e inovações tecnológicas. Esta conclusão deixa muito pouco espaço para o sucesso de políticas de estabilização de curto prazo, sugerindo que as políticas macroeconômicas devem sempre visar o longo prazo.

Estas conclusões estão de acordo com a Teoria Real dos Ciclos (TRC) que atribuem as flutuações de curto prazo a fatores de longo prazo (reais<sup>21</sup>).

### **III.III Evidências para os EUA**

Nelson e Plosser (1982) em um trabalho pioneiro no assunto, realizaram os mesmos testes feitos neste trabalho para as principais séries macroeconômicas dos EUA, tentando determinar se estas séries seguiam processos TS (tendência determinística) ou processos DS (tendência estocástica).

Seus resultados apontam para evidência de não-estacionariedade e de processos DS, para todas as séries analisadas com exceção da taxa de desemprego. Desta forma somos levados a acreditar que a maioria das séries econômicas seguem um processo DS.

---

<sup>20</sup> Em Mills (1990) pag.201.

<sup>21</sup> Uma rápida exposição da TRC pode ser encontrada em Abel e Bernanke (1995), caps 9 e 11.

Se isto for verdade, as análises dos ciclos que pressupõe um processo TS, irão superestimar a participação do componente cíclico nas variações das séries e subestimar a participação do componente secular (como se conhece o componente de crescimento ou tendência).

Nelson e Plosser, na tentativa de demonstrar este ponto, tentaram decompor o PIB em um componente secular e outro cíclico. Como foram encontradas evidências de que o PIB se caracteriza por ser um processo não-estacionário com uma tendência estocástica, ao assumirmos que o componente cíclico é transitório (estacionário) então o processo não-estacionário verificado para o PIB deve ser atribuído ao componente secular. Assim, se podemos modelar o PIB como um processo DS, também podemos modelar o componente secular como um processo DS.

Embora não tenham conseguido chegar a qualquer conclusão empírica sobre a participação de cada componente, ele conclui, pelo padrão da função de autocorrelação da série diferenciada, que as variações do produto são dominadas por variações no componente secular em vez do componente cíclico.

Como foram encontradas evidências de que o PIB se caracteriza por ser um processo não-estacionário com uma tendência estocástica, a conclusão de que historicamente tem-se subestimado a participação do componente secular nas flutuações no produto, já que todos os estudos feitos antes da década de 80 supunham tendências determinísticas, e vários continuam a supor mesmo depois de toda a evidência estatística a favor de uma tendência estocástica.

### III.IV Estimando o Grau de Persistência das Flutuações Macroeconômicas

Tendo-se encontrado evidência de que a tendência é estocástica e que segue um passeio aleatório com *drift*, que implica, como vimos, que eventos históricos têm efeitos sobre a trajetória futura esperada, resta tentar inferir o grau com que flutuações do nível de produto afetarão o produto futuro. Em outras palavras, estamos interessados em descobrir o quão persistente são os choques na economia.

Campbell e Mankiw (1987) testaram a permanência das flutuações ao longo do tempo. E seus resultados foram surpreendentes. Apesar da crença generalizada de pouco tempo atrás de que choques no produto se dissipariam quase completamente em quatro ou cinco anos, seus testes revelaram um grau de permanência muito maior.

As estimativas obtidas sugerem que uma variação de 1% no PIB real deveria alterar as projeções futuras em 1%, mesmo em horizontes bastante longos, sugerindo um grau de persistência extremamente forte. Isto equivale dizer que a reversão à tendência, se existir, ocorre de forma muito mais lenta do que se imaginava. Embora outros autores usando diferentes testes tenham chegado a graus de persistência um pouco menores, todas as evidências indicam um grau muito maior do que se esperava. Pelo método utilizado por Campbell e Mankiw (1987), um passeio aleatório (DS) apresentará um grau de persistência de 100%, e um processo estacionário em torno de uma tendência determinística (TS) de 0%.

Embora estes achados sejam compatíveis com as evidências anteriores em favor de um processo DS, Campbell e Mankiw alertam para o radicalismo de se supor que então ciclos não existem.

Uma das consequências de seus achados, é que a teoria Keynesiana terá que abandonar uma de suas duas hipóteses sobre ciclos econômicos, a saber, a de que as flutuações são causadas por choques na demanda agregada como choques monetários, e que as flutuações têm efeitos apenas temporários sobre o nível de produto.

## CONCLUSÃO

Vimos que os resultados deste e de outros trabalhos representam fortes evidências de que o PIB é uma série não-estacionária  $I(1)$ , e que possui uma tendência não estocástica. O fato de possuir uma tendência não-estocástica tem importantes implicações para o estudo dos ciclos econômicos.

Pelo fato de variações na tendência representar uma parte quantitativamente grande das variações no PIB real brasileiro, a importância dos determinantes de longo prazo deve ser reconhecida, mesmo estando-se preocupados principalmente com as perspectivas de curto prazo.

Ficou claro que os estudos prévios que supunham uma tendência estocástica para as principais variáveis macroeconômicas, e faziam uma análise dos ciclos do PIB em função dos desvios desta tendência, incorriam em erros importantes. A correta especificação do processo de crescimento do PIB nos fornece uma intuição bastante distinta da tradicional acerca das flutuações da atividade econômica. O completo entendimento destas implicações se torna mais difícil pela força e tradição que a idéia de uma tendência determinística (e conseqüente reversão a esta tendência no longo prazo) possui na história do pensamento econômico.

Desta rápida e sucinta discussão da questão fica no ar a interrogação do quão apropriado é a separação que se faz na teoria macroeconômica no estudo do crescimento econômico e dos ciclos de negócios. Talvez deveríamos considerar uma maior integração entre as teorias de desenvolvimento econômico, que analisam os determinantes do crescimento de longo prazo, e as teorias que analisam os ciclos de negócios.

Vale ressaltar também, que os resultados aqui apresentados são uma forte evidência a favor da Teoria do Ciclo Real, que defende exatamente a idéia de que as flutuações econômicas no curto prazo são causadas por choques reais, no sentido que afetam o produto potencial (tendência), em oposição a teoria neo-keynesiana que argumenta que os choques são transitórios (não afetam a tendência de longo prazo) e causados basicamente por choques nominais<sup>22</sup>. Desta forma este trabalho representa evidência contra a importância dos choques monetários nas flutuações do produto.

Um outro aspecto das evidências deste trabalho diz respeito a correta especificação de modelos para projeção do PIB. A não inclusão no modelo, da não-estacionariedade do nível do PIB, não só está utilizando um modelo ARMA (p,0,q) quando na verdade o modelo correto seria um ARIMA (p,1,q), mas o tradicional teste-*t* não poderá ser utilizado. A prática de inclusão de uma variável 't' para tirar o efeito da tendência também constitui grave erro de especificação.

Por último, vale ressaltar a fase embrionária destes estudos, que só começaram com o trabalho de Nelson e Plosser (1982), e, como todo teste estatístico, seus resultados

não tem de forma alguma caráter definitivo, embora deva-se ressaltar a coerência e semelhança dos resultados dos diversos testes feitos nesta área, indicando que a o processo que descreve de forma mais apropriada as principais séries macroeconômicas, é um processo DS, que implica uma tendência estocástica.

---

<sup>22</sup> A oposição de choques reais (TRC) e choques nominais (neo-keynesianos) se faz porque as razões para ocorrência dos ciclos apresentadas pelos neo-keynesianos baseiam-se em problemas no ajuste das variáveis nominais (preços e salários).

## Bibliografia

- Abel, A. e Bernanke, B. *Macroeconomics*, Addison-Wesley, second edition, 1995.
- Barros, A.R. "A Periodization of the Business Cycles in Brazilian Economy", *Revista Brasileira de Economia*, 1993.
- Campbell, J.Y. e Mankiw, N.G. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*, 1987, v77.
- Campbell, J.Y. e Mankiw, N.G. "Are Output Fluctuations Transitory?", *The Quarterly Journal of Economics*, 1987.
- Cribari-Neto, F. "The Cyclical Component in Brazilian GDP", *Revista de Econometria*, 1993a, v13, 1.
- Cribari-Neto, F. "Unit Roots, Random Walks, and the Sources of Business Cycles", *Revista Brasileira de Economia*, 1993b, v47, 3..
- Dornbusch, R. e Fisher, S. *Macroeconomics*, McGraw-Hill, sixth-edition, 1994.
- Durlauf, S.N. "Time Series Properties of Aggregate Output Fluctuations", *Journal of Econometrics*, 1993, v56.
- Gujarati, Damodar N. *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, third edition, 1995.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock e Mark W. Watson. "Stochastic Trends And Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 1991, v81, 4.
- Mills, Terence C. *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge University Press, 1990.

- Nelson, C.R. e Plosser, C.I. “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10.
- Romer, D. *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.
- Stock, James H. e Watson, M.W. “Variable Trends in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Economic Perspectives*, v2, 3, 1988.
- Simonsen, M.H. e Cysne, R.P. *Macroeconomia*, Editora Atlas, segunda edição, 1995.