# TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E O *SOFTWARE SAS*

Mario Antonio Margarido[1]
Lilian Cristina Anefalos[2]

**RESUMO**

*Este artigo apresenta e discute aspectos relacionados a aplicação de testes para detecção de raiz unitária em séries econômicas, conforme as metodologias propostas por FULLER (1976), DICKEY e FULLER (1979 e 1981) e PHILLIPS e PERRON (1988). A questão que se convencionou chamar de regressão espúria surgiu a partir do trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974), os quais constataram que séries econômicas contendo tendência, apesar de apresentarem valores significativos tanto para os testes t , quanto para o coeficiente da regressão ($R^2$), ainda assim teriam resultados sem significado econômico. Logo, a utilização da estatística clássica em modelos econométricos pode não ser satisfatória se a série a ser analisada possuir raiz unitária. Quando a série é estacionária, os resultados da estatística tradicional são válidos, no entanto, quando a série apresenta raiz unitária há estimadores viesados, comprometendo, conseqüentemente, a validade dos resultados. Por isso, é importante a aplicação dos testes de raiz unitária na análise estatística de séries econômicas. Também são apresentados os procedimentos para se efetuar os testes de raiz unitária utilizando o Software SAS.*

**Palavras-chave:** *teste de raiz unitária, estacionariedade, teste Dickey-Fuller, teste Phillips-Perron.*

***UNIT ROOT TESTS AND THE SAS SOFTWARE***

**SUMMARY**

*This paper discusses the application of the unit root tests in economic series, according to FULLER (1976), DICKEY and FULLER (1979 and 1981) and PHILLIPS and PERRON (1988). This spurious relationship came from GRANGER and NEWBOLD (1974), who found out that although trend economic series presented significative values for both t tests and the regression coeficient ($R^2$), their results would have no economic meaning. Therefore, the utilization of classical statistics may not be satisfactory if the series to be analysed has the unit root. Whereas the results of traditional statistics are valid in a stationary series, they are not so if the series contains unit root. Therefore, the application of unit root tests in the economic series analysis is quite important. This paper also shows the procedures to use the unit roots tests with the SAS Software.*

**Key-words:** *unit root test, stationarity, Dickey-Fuller test, Phillips-Perron test.*

[1]Economista, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

[2]Engenheiro Agrônomo, Mestre, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

## 1 - INTRODUÇÃO

Segundo GRIFFITHS; HILL; JUDGE (1993) o termo **regressão espúria** surgiu a partir do trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974), que constataram que os resultados de um processo estocástico independente não tinham significado algum em termos econômicos, apesar das estimativas dos parâmetros via teste *t* serem significativas e do coeficiente da regressão (também denominado $R^2$) apresentar alto valor. De acordo com GUJARATI (1995, p. 509), ao se fazer uma regressão entre duas séries de tempo *"esse problema surge porque se ambas as séries temporais envolvidas exibirem forte tendência (movimentos sustentados tanto com inclinação positiva, quanto negativa) o alto valor observado de $R^2$ será devido à presença da tendência, e não ao verdadeiro relacionamento entre as duas séries. Por essa razão é muito importante descobrir se o relacionamento entre variáveis econômicas é verdadeiro ou espúrio".* Em outras palavras, de acordo com HARRIS (1995) e SANTIAGO (1997), a existência de tendência nos dados pode gerar problemas nos modelos de regressão em função de correlações temporais entre as variáveis.

Mais especificamente, segundo palavras de RAO (1994, p.2), *"o método padrão clássico de estimação, que é usado rotineiramente em trabalhos de econometria aplicada, tem como base a hipótese de que a média e a variância são variáveis bem definidas, constantes e independentes no tempo. Contudo, a aplicação de testes de raiz unitária*[3] *mostrou que essas hipóteses não são satisfeitas para um grande número de séries de tempo macroeconômicas. Variáveis cujas médias e variâncias mudam ao longo do tempo são conhecidas como não estacionárias ou variáveis com raiz unitária. Além disso, a revolução da raiz unitária também mostrou que a estimação pelos métodos clássicos, tal como o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), para estimar relacionamentos entre variáveis que contenham raiz unitária, leva a resultados incorretos. Isto é conhecido como problema de regressão espúria e uma explicação intuitiva de seu significado é feita a seguir. Se as médias e as variâncias de variáveis que tenham raiz unitária mudam ao longo do tempo, todas as estatísticas computadas no modelo de regressão, que usam essas médias e variâncias, também são dependentes ao longo do tempo e falham ao tentar convergir para seus valores verdadeiros quando o tamanho da amostra aumenta. Assim, testes de hipóteses convencionais serão seriamente viesados no sentido de rejeitar a hipótese nula de que não há relacionamento entre as variáveis dependente e independentes. Isto é um sério problema se a hipótese nula é verdadeira".*

A partir dessa constatação, PHILLIPS e PERRON (1986) utilizou um modelo de regressão com variáveis não estacionárias (com raiz unitária ou integrada) para mostrar que, nesse caso, o teste Durbin-Watson (D.W.) converge em direção a zero. Este resultado é importante porque um valor baixo para o teste D.W. é um bom indicador de que as variáveis do modelo de regressão não são estacionárias[4]. Portanto, há um viés nos parâmetros devido à presença de raiz unitária, fazendo com que a média e a variância deixem de ser constantes com o passar do tempo, contrariando o que é estabelecido nas hipóteses da estatística clássica.

## 2 - OBJETIVOS

O principal objetivo deste *paper* é mostrar a importância dos testes de raiz unitária na execução de trabalhos econométricos, por meio dos tradicionais modelos de regressão, ou da utilização de modelos econométricos dinâmicos, tais como: modelos Box-Jenkins (Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA), de Função de Transferência), Auto-Regressivos Vetoriais (VAR), de Espaço de Estado (Filtro de Kalman), etc.

Especificamente, pretende-se apresentar os principais métodos usados para se detectar a presença de raiz unitária e destacar os principais pon-

[3]Uma série possui raiz unitária (*unit root*) quando, após a aplicação de uma diferença, torna-se estacionária. Estacionariedade implica que a série tem média e variância constantes ao longo do tempo (HORTON, 1998).

[4]Em outras palavras, segundo KASSOUF (1988, p.23) o conceito de que uma variável é estacionária *"significa que a série desenvolve-se no tempo aleatoriamente em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável".*

tos positivos e negativos após a realização desses testes de raiz unitária.

## 3 - A ORDEM DE INTEGRAÇÃO DAS VARIÁVEIS E O OPERADOR DIFERENÇA

Segundo ENGLE e GRANGER (1991, p. 83)[5] a ordem de integração de uma variável é definida como: *"Uma série sem componente determinístico com representação ARMA, estacionária, inversível depois de ser diferenciada d vezes, é dita ser integrada de ordem d, e denotada por* $X_t \sim I(d)$*"*. Portanto, a ordem de integração de uma variável representa o número de vezes que uma série necessita ser diferenciada para se tornar estacionária, ou seja, se uma variável é integrada de ordem 1, ela precisa ser diferenciada uma vez para atingir a estacionariedade.

O operador de diferença é representado como:

$$\nabla^d X_t = X_t - X_{t-1} \tag{1}$$

onde:

$d$: expoente que representa a ordem da diferença.

Esse operador também pode ser utilizado para remover a sazonalidade das séries, sendo que a *D-ésima* diferença sazonal de ordem $s$ é representada por:

$$\nabla^D{}_s X_t = X_t - X_{t-s} \tag{2}$$

De acordo com MARGARIDO (1994, p. 53), a *"utilidade da aplicação dos operadores de diferença reside no fato de que eles são capazes de deixar as séries estacionárias, o que significa que esses operadores não somente estabilizam a variância, como também removem a tendência que está por trás das séries originais, tornando-as estáveis"*.

Outro aspecto relevante em relação aos operadores de diferença, conforme enfatizado por MILLS (1990, p. 50), é que a *"transformação por diferença, ou operador, como é freqüentemente denotado, pode ser combinada com poderosas transformações"*. Uma combinação particularmente importante é a seguinte:

$$\nabla \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1} = \log \frac{X_t}{X_{t-1}} \approx \frac{X_t}{X_{t-1}} - 1 = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \tag{3}$$

Como a relação $X_t / X_{t-1}$ é relativamente pequena, a diferença dos logaritmos eqüivale ao cálculo das taxas de crescimento. Para quem trabalha especialmente com séries econômicas, esse fato assume grande relevância, pois a diferença do logaritmo permite obter de forma direta a elasticidade das séries.

## 4 - MODELOS DIFERENÇA ESTACIONÁRIA (DS) E TENDÊNCIA ESTACIONÁRIA (TS)

Apesar de a utilização do processo de diferenciação ser um instrumento muito útil para transformar séries não estacionárias em estacionárias, ENDERS (1995) enfatiza que nem toda série temporal não estacionária possui uma representação ARMA comportada, ou seja, nem sempre é possível utilizar-se da diferenciação para se obter a estacionariedade de uma série integrada de ordem $d$.

Há, basicamente, dois tipos de séries não estacionárias: modelos com tendência estocástica, ou de diferença estacionária (DS, ou seja, comportamento de variável aleatória com intercepto), onde a tendência é removida por diferenciação, tornando a série estacionária; modelos com tendência determinística, ou de tendência estacionária (TS), nos quais a eliminação da tendência determinística torna o modelo estacionário. Geralmente, retirar a tendência de um modelo TS consiste em estimar uma regressão incluindo uma variável tendência: o coeficiente estimado da variável de entrada representa o efeito líquido dessa variável, isto é, consegue-se remover o efeito da variável tendência sobre o modelo.

Para se determinar se uma série é DS ou TS deve-se seguir os passos de 1 até 4 do procedimento proposto por HOLDEN e PERMAN (1994, p.64) para a realização dos testes de raiz unitária. Outro aspecto relevante, conforme enfatizado por

[5]O artigo original de Engle e Granger foi publicado na revista **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, mar. 1987 e reproduzido na íntegra no livro editado por ENGLE; GRANGER (1991).

GUJARATI (1995), diz respeito ao fato de que se não houver raiz unitária, a série possuirá tendência determinística (TS), conforme mostra a equação (4); se existir raiz unitária, então a série apresentará tendência estocástica (DS), representada pela equação (5).

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t \tag{4}$$

onde:

$u_t$ : erro estacionário, ou seja, com média zero e variância $\sigma^2$.

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + u_t \tag{5}$$

onde:

$(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t$ : diferença de ordem 1 em relação à variável $Y_t$ (para tornar essa variável estacionária é necessário diferenciá-la uma vez, conforme procedimento descrito no item 3);

$\alpha$ : constante (ou intercepto);

$u_t$ : erro estacionário, ou seja, com média zero e variância $\sigma^2$.

A figura 1 resume todos os passos para testar a existência de raízes unitárias e permite que se visualize cada um dos componentes utilizados nesta análise.

## 5 - TESTE DICKEY-FULLER

O primeiro tipo de teste de raiz unitária foi desenvolvido por DICKEY e FULLER (1979 e 1981). Estes autores consideraram um processo auto-regressivo de ordem 1 (*AR(1)*), conforme descrito a seguir:

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t, t = 1,2,... \tag{6}$$

onde:

$y_0$ : valor inicial fixo;

$e_t$ : seqüência de variáveis aleatórias identicamente e independentemente distribuídas (*IID*).

A hipótese nula é de que $y_t$ é não estacionária, ou seja, é uma variável aleatória sem um termo constante (ou intercepto, também denominado *drift*), contra a hipótese alternativa de que $y_t$ é um processo *AR(1)*. Portanto, tem-se que: $H_0: \rho = 1$ contra $H_A: \rho < 1$. Para a realização deste teste de hipótese utiliza-se no processo de estimação o modelo de mínimos quadrados ordinários. No entanto, conforme mencionado anteriormente, os testes para detecção de raiz unitária e/ou de estacionariedade não utilizam a distribuição padrão *t de Student*, mas sim os valores das distribuições denominadas $\tau$ e que foram tabuladas por FULLER (1996, p. 642).

Outra forma de conduzir o teste de raiz unitária é reparametrizar a equação (6), da seguinte forma: deve-se subtrair $x_{t-1}$ de ambos os lados dessa equação. Sua representação está mostrada na equação (7) e na equação (8):

$$\Delta x_t = (\rho - 1) x_{t-1} + e_t \tag{7}$$

ou então:

$$\Delta x_t = b x_{t-1} + e_t \tag{8}$$

onde: $b = \rho - 1$.

Nesse caso, a hipótese nula é de que há raiz unitária se $b = 0$, enquanto que a hipótese alternativa é de que $b < 0$.

Portanto, o teste de raiz unitária pode ser realizado com as equações (6), (7) ou (8), pois todas são equivalentes, o que muda em cada caso é a hipótese nula, com todos os testes efetuados com a variável em nível, visto que nas três equações (6, 7 e 8) a variável explicativa (lado direito das equações) é estimada em nível, entrando na estimação do modelo defasada de um período, mas não diferenciada[6]. Outra justificativa para se iniciar o teste de raiz unitária com a variável em nível e não diferenciada é que algumas séries podem ser estacionárias em nível. Se fosse aplicada uma diferença sobre uma variável já estacionária isso implicaria sobrediferenciá-la, conseqüentemente, obteriam-se modelos com especificação viesada[7].

[6]Não se pode confundir variável defasada com variável diferenciada, o que usualmente costuma acontecer, pois são conceitualmente diferentes.

[7]Maiores detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990).

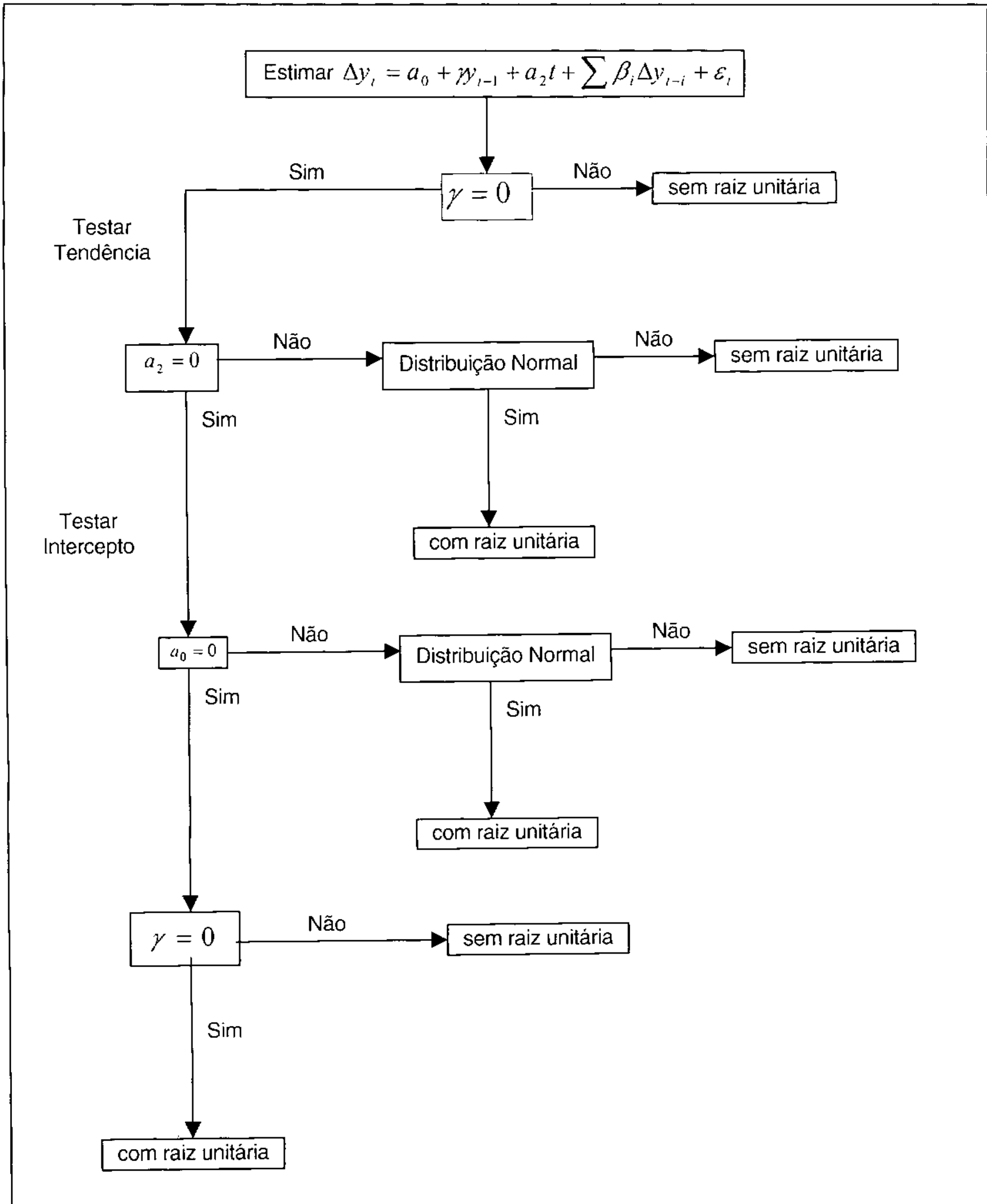


**Figura 1** - Procedimentos para Execução dos Testes de Raiz Unitária.

Fonte: Adaptada de ENDERS (1995, p. 257).

Segundo HOLDEN e PERMAN (1994, p. 57), na *"prática não se justifica o uso de $\tau$ de maneira isolada, pois os valores críticos têm como base a distribuição limite, derivada de fortes hipóteses sobre $e_t$. Pressupõe-se que não há drift (isto é, intercepto) e nem tendência determinística na equação original. Contudo, a distribuição limite e os correspondentes valores críticos não são corretos se estas hipóteses são falsas"*. Sendo assim, foram incorporados termos relacionados com a presença de intercepto ($\alpha$) e tendência determinística ($\beta t$) quando o termo de resíduo for *IID*. Logo, o modelo com intercepto fica representado da seguinte maneira:

$$y_t=\rho y_{t-1}+\alpha+e_t, t=1,2,... \quad (9)$$

O modelo com intercepto e tendência assume o seguinte formato:

$$y_t=\rho y_{t-1}+\alpha+\beta t+e_t, t=1,2,... \quad (10)$$

No caso da existência de intercepto a estatística utilizada é denominada $\tau_\mu$ e para se testar a presença de intercepto e de tendência deve-se utilizar a estatística $\tau_\tau$. Os valores críticos para essas distribuições estão tabulados em DICKEY e FULLER (1981, p. 1.062). Nesse mesmo artigo encontram-se os valores críticos para testar de maneira conjunta a presença de um termo de intercepto e/ou tendência e de raiz unitária. Esses testes são denominados testes $\phi$ e correspondem ao teste *F* padrão. No caso do teste denominado $\phi_1$, testa-se a hipótese $(\alpha, \rho)=(0,1)$ contra a hipótese $(\alpha,\rho)\neq(0,1)$. O teste $\phi_2$ tem como hipótese nula $(\alpha,\beta,\rho)=(0,0,1)$ contra a hipótese alternativa $(\alpha,\beta,\rho)\neq(0,0,1)$. Finalmente, a estatística $\phi_3$, onde a hipótese nula é $(\alpha,\beta,\rho)=(\alpha,0,1)$ *versus* a hipótese alternativa $(\alpha,\beta,\rho)\neq(\alpha,0,1)$. A Tabela 1 mostra o procedimento seqüencial para realização dos testes de raiz unitária, propostos por FULLER (1996) e DICKEY e FULLER (1981).

Ainda com relação aos valores críticos, ao invés de utilizar nos testes de raiz unitária os valores críticos elaborados por DICKEY e FULLER (1979 e 1981) e FULLER (1996), pode-se usar os valores críticos construídos por MACKINNON (1991), pois são obtidos de forma direta (sem a necessidade de cálculos adicionais), eles têm como base simulações e são suficientemente exatos para os propósitos práticos. *"Os resultados dos experimentos de simulação são sumarizados por meio de superfícies de resposta de regressões, nas quais os valores críticos estão relacionados com o tamanho da amostra. Os coeficientes de resposta das superfícies de regressão são tabulados de maneira que os valores críticos assintóticos possam ser lidos diretamente, e os valores críticos para qualquer amostra de tamanho finito possam ser facilmente computados com calculadora manual"* (MACKINNON, 1991, p. 268).

## 6 - TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO

DICKEY e FULLER (1981) também demonstraram que a distribuição limite e os valores críticos, tabulados sob a hipótese de que o termo de resíduo (que é representado por $e_t$) é um processo *IID*, são válidos, mesmo quando o resíduo é estacionário e representado por um polinômio auto-regressivo[8] de ordem *p*. Segundo MILLS (1993, p. 53), *"para testar a presença de uma ou mais raízes unitárias no modelo polinomial auto-regressivo ($\phi(B)$) de ordem p"* utiliza-se a seguinte expressão[9]:

$$\phi(B)y_t=\alpha+\theta(B)e_t \quad (11)$$

onde pressupõe-se que:
$y_0$ é fixo;
$\alpha=\phi(1)\mu$;
$\mu$ é a média de $y_t$.

[8]Nesse caso, a estrutura de resíduo é representada como: $e_t=\theta_1 e_{t-1}+\theta_2 e_{t-2}+...+\theta_p e_{t-p}+\varepsilon_t$.

[9]A expressão (11) poderá ser representada por um polinômio auto-regressivo, desde que o polinômio de médias móveis ($\theta(B)$) seja inversível, ou seja, possa ser transformado num polinômio auto-regressivo de ordem infinita. O conceito de inversibilidade bem como sua respectiva demonstração pode ser encontrada em BOX; JENKINS; REINSEL (1994), MILLS (1990) e VANDAELE (1983) entre outros. Deve-se observar que nem todo processo auto-regressivo é inversível, porém todo processo de médias móveis é inversível. Por outro lado, todo processo de médias móveis é estacionário, mas nem todo processo auto-regressivo é estacionário.

TABELA 1 - Procedimentos para Realização de Testes de Raiz Unitária

| Estatística | Equação | Hipótese nula | Hipótese alternativa | Distribuição[1] | Hipóteses necessárias para a derivação dos valores críticos |
|---|---|---|---|---|---|
| $\tau$ | (6) | $\rho = 1$ | $\rho < 1$ | F (10.A.2) parte superior | $\rho = 1$ |
| $\tau_{\mu}$ | (9) | $\rho = 1$ | $\rho < 1$ | F (10.A.2) parte central | $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ |
| $\tau_{\tau}$ | (10) | $\rho = 1$ | $\rho < 1$ | F (10.A.2) parte inferior | $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ |
| $\phi_3$ | (10) | $(\alpha,\beta,\rho) = (\alpha,0,1)$ | $(\alpha,\beta,\rho) \neq (\alpha,0,1)$ | DF (VI) | $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ |
| $\phi_2$ | (9) | $(\alpha,\beta,\rho) = (0,0,1)$ | $(\alpha,\beta,\rho) \neq (0,0,1)$ | DF (V) | $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ |
| $\phi_1$ | (6) | $(\alpha,\rho) = (0,1)$ | $(\alpha,\rho) \neq (0,1)$ | DF (IV) | $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ |

[1]F (10.A.2) parte superior indica que a tabela a ser consultada é a Tabela 10.A.2 de FULLER (1996, p. 642), enquanto que DF (VI) indica que a tabela a ser consultada é a Tabela VI de DICKEY e FULLER (1981, p. 1.063). Todas as demais abreviações nessa coluna devem ser interpretadas de maneira similar.

Fonte: Adaptada de HOLDEN e PERMAN (1994, p. 60).

Nesse caso, o teste de raiz unitária é denominado Teste *Dickey-Fuller Aumentado* (*ADF*) e tem como base a seguinte regressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \qquad (12)$$

onde:

$\rho_i = \sum_{j=1}^{p} \phi_j, i = 1, \ldots, p$;

$\nabla$ : operador de diferença e pode ser representado como: $\nabla_t = Y_t - Y_{t-1}$.

Ainda de acordo com MILLS (1993, p. 53) "desde que *$\phi(B)$ contenha uma raiz unitária se $\sum_{1}^{p} \phi_j = 1$, a presença dessa raiz é formalmente equivalente a testar a hipótese $\rho_1 = 1$* ".

A equação (12) pode ser redigida de maneira mais conveniente para se efetuar o teste para detecção de raiz unitária, substituindo-se o parâmetro $\rho_1$ do regressor $y_{t-1}$ por $(\rho_1 - 1)$, assumindo o seguinte aspecto:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1) y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \qquad (13)$$

SAID e DICKEY (1984) ampliaram o campo para a utilização desses testes de raiz unitária ao incorporá-los aos modelos ARMA. Segundo BANERJEE et al. (1993, p. 107), a técnica proposta por *"Said - Dickey representa uma generalização do procedimento de Dickey - Fuller e produz testes estatísticos com os mesmos valores críticos tabulados por Dickey e Fuller. A principal vantagem desse teste é que ele pode ser aplicado não somente em modelos com erros de Médias Móveis (MA), mas também, em modelos típicos, nos quais as ordens dos polinômios Auto-regressivos (AR) e de Médias Móveis (MA) são desconhecidas. O método envolve uma aproximação do verdadeiro processo através de uma auto-regressão na qual o número de defasagens (lags) aumenta com o tamanho da amostra".* Nesse caso, admite-se que o termo de erro da auto-regressão é gerado por um processo ARMA estacionário e inversível, de ordem (*p*, *q*). Portanto, o modelo pode ser reescrito como:

$$y_t=\alpha+\beta t+(\rho_1-1)y_{t-1}+\sum_{j=1}^{p-1}\rho_{j+1}\nabla y_{t-j}+a_t-\sum_{j=1}^{q}\theta_j a_{t-j} \quad (14)$$

Conforme MILLS (1993), o aumento simultâneo no tamanho da amostra e no número de defasagens tem efeito direto sobre a estrutura de correlação dos resíduos, alterando, dessa forma, o contorno da distribuição $\tau_\mu$, tornando-a mais precisa.

O número de defasagens utilizado para eliminar a autocorrelação dos resíduos pode ser determinado pelos critérios de Akaike (Akaike's Information Criterion - AIC) e de Schwarz (Schwarz's Bayesian Criterion - SBC). O critério de Akaike é calculado da seguinte maneira:

$$-2\ln(L)+2k \quad (15)$$

onde:

$L$ : função de máxima verossimilhança;

$k$ : número de parâmetros livres.

Já o critério de Schwarz é computado como:

$$-2\ln(L)+\ln(n)k \quad (16)$$

onde:

$n$ : número de resíduos utilizados na série temporal.

Para qualquer um dos critérios adotados (AIC ou SBC), o modelo a ser escolhido será aquele que tiver o menor valor.

HOLDEN e PERMAN (1994, p.64) propuseram uma seqüência para se fazer o teste de raiz unitária, descrita a seguir:

**PASSO 1** - Estimar a seguinte equação:

$$y_t=\alpha+\beta t+\rho_1 y_{t-1}+\sum_{j=1}^{p-1}\rho_{j+1}\nabla y_{t-j}+e_t$$

Nesta etapa deve-se incluir um número suficiente de defasagens no termo $\nabla y_{t-j}$ para eliminar a correlação serial dos resíduos e torná-los ruído branco (*white noise*)[10].

**PASSO 2** - Utilizar a estatística $\varphi_3$ para testar a hipótese nula conjunta de possível presença de raiz unitária e um termo de tendência $H_0: (\alpha,\beta,\rho)=(\alpha,0,1)$ *versus* a hipótese $H_A: (\alpha,\beta,\rho)\neq(\alpha,0,1)$ .

Se a hipótese nula for rejeitada deve-se ir para o Passo 3. Se a hipótese nula for aceita deve-se pular para o Passo 5.

**PASSO 3** - Testar se $\rho=1$ usando a estatística $t$ da equação do Passo 1, com os valores críticos da tabela normal padrão.

Se a hipótese nula de que $\rho=1$ não for rejeitada conclui-se que $\beta$ não é zero e $\rho$ não é igual a um. Caso contrário, deve-se ir para o Passo 4.

**PASSO 4** - Utilizar o teste $t$ convencional para decidir se $\beta$ é igual a zero ou não.

Se a hipótese nula de que $\beta=0$ for aceita conclui-se que a série é estacionária sem tendência. Se a hipótese nula for rejeitada conclui-se que a série é estacionária com tendência linear (ou determinística). Em qualquer um dos casos testam-se as hipóteses em relação ao parâmetro $\alpha$ da maneira convencional.

**PASSO 5** - Utilizar a estatística $t$ para testar se $\rho=1$, assumindo que $\beta$ é zero através dos valores críticos não convencionais.

Supondo que a estatística $t$ forneça essa constatação, seguir para o Passo 6.

**PASSO 6** - Calcular a estatística $\phi_2$ para testar se $(\alpha,\beta,\rho)=(0,0,1)$ .

Se $\phi_2$ confirmar que $\alpha$ é zero, conclui-se que a série comporta-se como uma variável aleatória (*random walk*)[11] sem intercepto. Do contrário, a série possui um comportamento de variável aleatória com intercepto. Em qualquer caso, deve-se prosseguir para o Passo 7.

[10]Ruído branco (*white noise*) refere-se a uma série de tempo que é identicamente e independentemente distribuída (*IID*), com média zero. No entanto, não é possível prever o seu comportamento utilizando-se quaisquer processos de estimação (HORTON, 1998).

[11]Variável aleatória (*ramdom walk*) significa que não é possível prever o comportamento de determinada variável ao longo do tempo (HORTON, 1998).

**PASSO 7** - Impor a restrição de que $\beta$ é zero, e procurar restabelecer as conclusões acerca de $\rho$ e $\alpha$, usando uma versão aumentada da equação (9), e com a utilização da estatística $\phi_1$ testar a hipótese nula conjunta de raiz unitária e sem a presença de intercepto.

Fazendo-se uma analogia entre o teste *Dickey-Fuller* (*DF*) e o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (*ADF*), HARRIS (1995) argumenta que ambos são semelhantes, porém, o teste *ADF* leva em conta um número desconhecido de primeiras diferenças defasadas da variável dependente para obter a autocorrelação de variáveis não presentes no modelo, enquanto que no teste *DF* essas variáveis são incluídas no termo de erro $e_t$. Além desses, há o procedimento desenvolvido por PHILLIPS e PERRON (1988), que considera quaisquer autocorrelações, pois são utilizadas diferenças defasadas da variável dependente por meio de correção não paramétrica.

## 7 - TESTE PHILLIPS-PERRON

Esse teste foi desenvolvido inicialmente por PHILLIPS e PERRON (1987)[12]: partiu de uma análise não paramétrica, isto é, relaxou a hipótese de que a estrutura de erro ($e_t$) é um processo *IID* e demonstrou que esse teste, denominado estatísticas $Z(Z(\alpha)eZ(t_\alpha))$, possuía o mesmo poder assintótico diante de uma estrutura geral de erros, ou seja, eqüivalia ao teste estatístico paramétrico ADF, com os seus valores críticos também obtidos diretamente de FULLER (1976, p.371 Tabela 8.5.1. para $Z(\alpha)$ e p.373 Tabela 8.5.2. para $Z(t_\alpha)$) ou então de FULLER (1996, p. 641 Tabela 10.A.1. para $Z(\alpha)$ e p.642 Tabela 10.A.2. para $Z(t_\alpha)$). Nas palavras de PHILLIPS e PERRON (1988, p. 336) era um *"procedimento alternativo ao proposto recentemente por PHILLIPS (1987) para testar a presença de raiz unitária em séries de tempo. Este é um procedimento não paramétrico relacionado a parâmetros incômodos (nuisance parameters)*[13]*, que estão presentes em diversas classes de séries de tempo em que exista raiz unitária. Inclui modelos ARIMA heterogêneos, assim como inovações identicamente distribuídas. Esse método aparentemente tem significativas vantagens quando há componentes de médias móveis nas séries temporais e ao menos com relação a isso, oferece uma alternativa promissora aos procedimentos Dickey-Fuller e Said-Dickey".* HOLDEN e PERMAN (1994) ressaltam que, quando o termo de ruído tem componentes de médias móveis positivos, o poder do teste ADF é baixo comparativamente ao teste de *Phillips-Perron*, sendo assim, é melhor utilizar esse último. Por outro lado, quando há componentes de médias móveis com sinal negativo, as evidências indicam que a estatística *Z* apresenta distorções no caso de amostras de tamanho finito.

De maneira resumida, PHILLIPS e PERRON (1988) assumem que a estrutura de erros ($e_t$) em (12) é gerada por um processo representado por um modelo de médias móveis de ordem 1, conforme a equação abaixo:

$$e_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1} \tag{17}$$

onde assume-se que $\varepsilon_t$ seja *IID*.

Deve-se enfatizar que o teste de Phillips-Perron permite analisar a presença de raiz unitária nos casos em que a variância populacional verdadeira ($\sigma^2$), expressa na equação (18), e a variância dos resíduos do modelo de regressão relativo à

[12] O teste não paramétrico para a detecção de raiz unitária foi desenvolvido primeiramente por PHILLIPS; PERRON (1987). Nesse artigo, foi apresentado o teste para modelos sem intercepto e sem tendência. Somente no artigo de PHILLIPS; PERRON (1988) é que foram incorporados (especificados) os testes para verificação da existência de raiz unitária em modelos de séries temporais contendo somente intercepto e intercepto acompanhado de tendência linear.

[13] RODRIGUES (1970, p.196) define parâmetros incômodos como aqueles relacionados com: na *"solução de problemas de inferência sobre um dos parâmetros de uma população, o nome que se dá aos demais que intervêm nas distribuições amostrais necessárias e dos quais procuramos libertar-nos. Exemplo: na inferência sobre a média amostral de população, a distribuição da média amostral de amostra depende da variância da população; a variância é um "incômodo"; a "estudentização" liberta-nos dessa variância".* Especificamente em modelos de séries de tempo, a presença de "parâmetros incômodos" está diretamente relacionada com o grau de poder do teste de raiz unitária. Conforme HARRIS (1995, p. 32), a inclusão de *"parâmetros incômodos (termos de tendência e constante) reduzirá o poder do teste contra as alternativas de estacionariedade".* Ou então, de acordo com BANERJEE et al. (1993, p.100), se *"um teste não é similar, então, os valores críticos apropriados podem depender de parâmetros incômodos desconhecidos (em geral, uma constante), os quais invalidarão as inferências padrões".*

equação (12) ($\sigma_e^2$), representada pela equação (19), não são semelhantes. Como isso ocorre na maioria das vezes, os resultados dos testes ADF são viesados, uma vez que pressupõem que $e_t$ é um processo gerador *IID*, no qual ambas as variâncias são semelhantes.

$$\sigma^2 = \lim_{T\to\infty} \frac{E\left[\sum_{t=1}^{t=T} e_t\right]^2}{T} \tag{18}$$

$$\sigma_e^2 = \lim_{T\to\infty}\left[\frac{\sum_{t=1}^{t=T} E(e_t^2)}{T}\right] \tag{19}$$

Quando não há diferença entre $\sigma^2$ e $\sigma^2_e$, não existe autocorrelação nos resíduos (assim, o segundo termo da equação (13) é igual a zero) e, conseqüentemente, o teste *Phillips-Perron* converge para os mesmos resultados obtidos pelos testes ADF.

Os estimadores consistentes de $\sigma^2$ e $\sigma^2_e$ são expressos, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$S_{Tl}^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(e_t^2) + \frac{2}{T}\sum_{s=1}^{l}\omega_{sl}\sum_{t=s+1}^{T} e_t e_{t-s} \tag{20}$$

onde:

$\omega_{sl} = 1 - \frac{s}{(\ell+1)}$;

$e_t$ : resíduo da regressão;

$\ell$ : parâmetro que especifica a truncagem da defasagem, necessária para garantir que a autocorrelação dos resíduos esteja completamente capturada.

$$S_e^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(e_t^2) \tag{21}$$

HARRIS (1995, p.39) chama a atenção para as seguintes limitações dos testes de raiz unitária: escolha da forma correta do modelo ADF; número de defasagens utilizadas, que podem alterar os resultados, em função da rejeição ou não da hipótese nula de não estacionariedade; incerteza quanto ao tamanho e ao poder desses testes, principalmente quando são consideradas amostras pequenas.

Além disso, deve-se tomar cuidado quando os valores calculados dos testes de raiz unitária estão muito próximos aos tabelados, pois isso pode indicar erroneamente que a série é estacionária. Portanto, os resultados desses testes devem ser analisados com cautela.

## 8 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA SAZONAL[14]

Conforme realçado por ENDERS (1995) a sazonalidade é um aspecto muito relevante para a explicação do comportamento de determinadas séries econômicas. Nesse sentido, DICKEY; HASZA; FULLER (1984) desenvolveram testes para se detectar a presença de raiz unitária em séries que contenham padrões sazonais. Quando a série é sazonal, a aplicação da diferença de ordem 1 não é suficiente para torná-la estacionária. Nesse caso, a ordem da diferença, denominada diferença sazonal, vai depender da sua regularidade: para séries mensais com sazonalidade anual, a diferença será de ordem 12 ($d$ = 12); para séries mensais com padrão sazonal semestral, a diferença será de ordem 2 ($d$ = 2); para séries mensais com padrão sazonal trimestral, a diferença será de ordem 4 ($d$ = 4).

Seguindo o procedimento apresentado por ENDERS para se determinar a presença ou não de raiz unitária sazonal, o método mais direto é aquele em que a sazonalidade ou padrão sazonal é determinístico. Conforme o exemplo delineado por ENDERS (1995, p.229) *"se $D_1$, $D_2$ e $D_3$ representam variáveis binárias (dummies) com sazonalidade trimestral tal que o valor de $D_i$ é igual a um na estação e zero caso contrário, deve-se estimar a seguinte equação de regressão:*

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \hat{y}_t \tag{22}$$

[14]Este item baseia-se em ENDERS (1995).

*onde:*
$\hat{y}_t$ *: resíduo da regressão, isto é, é o valor de* $y_t$ *dessazonalizado".*

O próximo passo consiste em usar os resíduos da regressão estimada em (22) e estimar a seguinte regressão:

$$\Delta\hat{y}_t = \gamma\hat{y}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p}\beta_i\Delta\hat{y}_{t-i+1} \qquad (23)$$

Nesse caso, a *"hipótese nula de que existe raiz unitária ($\gamma$=0) pode ser testada utilizando-se a estatística Dickey-Fuller $\tau_\mu$. Rejeitar a hipótese nula equivale a aceitar a hipótese alternativa de que a seqüência $\{y_t\}$ é estacionária. O teste é possível, como demonstrado por DICKEY; BELL; MILLER (1986), pois a distribuição limite para $\gamma$ não é afetada pela remoção dos componentes determinísticos sazonais. Se houver a necessidade de incluir um termo de tendência no modelo, então, deve-se utilizar a estatística $\tau_\tau$."* (ENDERS, 1995, p. 230)[15].

## 9 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA UTILIZANDO O *SOFTWARE SAS*[16]

Nesse item serão discutidos e analisados aspectos relativos à operacionalização dos testes de raiz unitária no pacote computacional *SAS*[17], pois é um dos mais importantes *software* utilizados por instituições acadêmicas e científicas, tais como, Institutos de Pesquisas e Universidades, tanto no Brasil como no exterior, além de ser o programa oficial adotado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA).

### 9.1 - Comparação entre as Versões 6.11 e 6.12 do SAS

Nas versões mais atualizadas do SAS *for Windows*, tais como, as versões 6.12 e 6.11, é possível realizar testes de raiz unitária por meio da utilização de procedimentos (*procedures*) específicos, ou seja, de rotinas já disponíveis no pacote. No entanto, nas versões mais antigas deste *software* não existem *procedures* para a realização dos testes de raiz unitária; contudo, dadas as suas características, é possível criar uma rotina para executar esses testes, como será apresentado mais adiante.

Conforme descrito em SAS INSTITUTE (1993) na versão 6.11 existe uma macro denominada *DFTEST Macro*, que executa o teste de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Mais especificamente, *"a macro %DFTEST testa a hipótese $H_0$ (a série de tempo tem raiz unitária) versus $H_A$ (a série de tempo é estacionária), tendo como base as tabelas fornecidas por DICKEY (1976) e DICKEY; HASZA; FULLER (1984). O teste pode ser aplicado para raiz unitária simples com defasagem 1 ou para raiz unitária sazonal com defasagens 2, 4 ou 12."* (SAS Institute, 1993, p.951).

A macro que efetua o teste de raiz unitária é a seguinte:

*%DFTEST (SAS-data-set, variável, [opções])*

onde:
*SAS-data-set*: nome do arquivo SAS onde está(ão) contida(s) a(s) série(s) de tempo que será(ão) analisada(s);
*variável*: nome da variável(is) da(s) série(s) de tempo a ser(em) introduzida(s) no(s) teste(s).

Deve-se observar que esses dois argumentos são indispensáveis para a realização do teste de raiz unitária. Em relação às opções, deve-se relacionar os seguintes argumentos, separados por vírgulas, dentro da macro:

- ***AR= n***

Especifica a ordem do modelo auto-regressivo que está sendo estimado, ou seja, representa o valor de $p$ no termo $-\sum_{j=1}^{p-1}\rho_{j+1}\nabla y_{t-j}$ da equação (12), depois que a ordem de diferenciação for especificada pelas opções *DIF=* e *DLAG=*. O *default*

[15]Maiores detalhes, bem como todo o procedimento para se lidar com o teste com raiz unitária sazonal, podem ser encontrados em ENDERS (1995) e HYLLEBERG et al. (1990).

[16]Esse item baseia-se em SAS INSTITUTE (1993, 1995, 1996) e BROCKLEBANK ; DICKEY (1986).

[17]Outros pacotes econométricos como o Regression Analysis Time Series (RATS), Econometric Views, SHAZAM, etc. também são capazes de efetuar os testes de raiz unitária.

do programa é *AR=3*, isto é, modelo auto-regressivo de ordem 3.

• ***DIF= (ordem da diferenciação)***

Especifica o grau de diferenciação aplicada à(s) série(s). Devem ser números positivos inteiros separados por vírgula e entre parênteses. Por exemplo:

*a) DIF=(1)* : significa que a série de tempo sofreu uma diferença de ordem 1;

*b) DIF=(1, 12)* : quer dizer que a série temporal foi inicialmente diferenciada de ordem 1 e a seguir introduziu-se uma diferença de ordem 12;

*c) DIF=(1,1)* : significa que foram realizadas duas diferenças de ordem um cada uma, ou seja, foi efetuada uma diferença de ordem 1 e a seguir foi realizada outra diferença de mesma ordem;

*d) DIF=(2)* : nesse caso foi efetuada uma única diferença na série temporal, de ordem 2.

• ***DLAG= 1 / 2 / 4 / 12***

Determina a ordem de defasagem no teste de raiz unitária. O *default* do programa é *DLAG= 1*, ou seja, defasagem de ordem 1. As defasagens de ordem 2 (semestral), 4 (trimestral) e 12 (anual) dizem respeito à presença de sazonalidade na série de tempo.

• ***OUT= SAS-data-set***

Inclui os resíduos na janela de *output* (saída) do programa (o comando *OUTSTAT= SAS-data-set* insere na janela de *output*), os testes estatísticos, as estimativas dos parâmetros e demais estatísticas.

• ***TREND= 0 / 1 / 2***

A partir desta opção é possível especificar o grau da tendência determinística no modelo. A opção *TREND = 0* implica que o modelo estimado não apresenta nem tendência, nem intercepto (ou *drift*). Se *TREND = 1*, então na estimação do modelo leva-se em consideração somente a presença de intercepto. Quando o usuário determina a opção *TREND = 2* isto significa que na estimação do modelo está sendo considerada a presença tanto da tendência determinística quanto do intercepto. Para esta opção o *default* é *TREND = 1*.

No caso da versão 6.12 do *SAS* (*for Windows*), a realização do teste de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller torna-se ainda mais simples e direta. De acordo com SAS INSTITUTE (1996, p.5), esse teste é realizado dentro do procedimento ARIMA[18] (ou *proc arima* na linguagem SAS). A sua sintaxe é a seguinte:

***proc arima data* = [nome do arquivo SAS data set]*;***
***identify var=* [nome(s) da(s) variável(eis)] *stationarity=(adf=(*ordens de defasagens*) dlag* = número*);***
***run;***

De acordo com essa estrutura, o procedimento arima (*proc arima*) determina que o SAS deve utilizar a metodologia de séries temporais do tipo auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA), enquanto que a opção *data=teste* indica que os dados da série temporal estão armazenados no arquivo *teste* (que deve estar no formato SAS, arquivo *SAS data set*).

A seguir, o comando *identify* identifica o que será utilizado na análise por meio das seguintes opções:

- *var=* [nome(s) da(s) variável(eis)] : que descreve qual (is) a(s) variável(is) será(ão) utilizada(s) na análise.
- *STATIONARITY=(ADF=(AR orders) DLAG=s)* ou *STATIONARITY=(DICKEY=(AR orders) DLAG=s)*, que executa o teste de raiz unitária, ou seja, permite ao usuário verificar se a série que está sendo analisada necessita ou não ser diferenciada para se obter a sua respectiva estacionariedade. Para cada teste é possível especificar a ordem dos parâmetros auto-regressivos, isto é, a extensão máxima de suas respectivas defasagens através do comando *test=*$ar_{max}$, ou então, o próprio usuário pode especificar a ordem de defasagens com o comando *test=*($ar_1$ , ... , $ar_n$), em que o comando *test* pode significar o teste Dickey-Fuller Aumentado

[18]Em relação aos modelos Auto-Regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA), o leitor interessado pode obter maiores detalhes em MILLS (1990 e 1993), VANDAELE (1983), entre outros.

(ADF), Phillips-Perron (PP)[19] ou *Random Walk*. O *default* é (0, 1, 2), de acordo com SAS Institute (1996, p.5). Dentro dessa opção, há os seguintes parâmetros:

- *AR orders*, que mostra a ordem de defasagem do polinômio auto-regressivo que deve ser utilizada no teste de raiz unitária.
- *DLAG=s*, que especifica que está sendo executado um teste de raiz unitária sazonal, isto é, o valor de *s* é maior que 1. Diante da presença de componentes sazonais na série de tempo, o valor assumido por *s* pode ser 2 (sazonalidade semestral), 4 (sazonalidade trimestral) ou o valor máximo que é igual a 12 (sazonalidade anual).
- Por último, o comando *run* tem a função de executar o teste de raiz unitária especificado dentro do procedimento arima.

De acordo com essas informações, pode-se alterar as opções e/ou parâmetros deste procedimento, como por exemplo:

```
proc arima data=teste;
identify var=x stationarity=(adf=(2,5) dlag=2);
run;
```

Neste caso utilizou-se o arquivo *SAS data set* denominado teste dentro do procedimento arima. A partir do comando *identify* foram definidas as seguintes opções: *var=x*, que identifica a variável *x* que será utilizada na análise; *stationarity=(adf=(2,5) dlag=2)*, que indica que o programa deve realizar o teste de estacionariedade do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com defasagens (ou *lags*) de ordem 2 e 5, respectivamente (parâmetro *adf=(2,5)*), considerando sazonalidade semestral (parâmetro *dlag=2*). Desta forma, este procedimento poderá ser executado por meio do comando *run*.

Na tabela 2 é apresentado, esquematicamente, procedimento para executar o teste de raiz unitária do tipo ADF no caso da versão 6.12 do *SAS*, conforme o exemplo descrito em SAS INSTITUTE (1996, p.5)

Como mencionado anteriormente, o SAS permite ao usuário elaborar rotinas para se realizar determinadas operações que não tenham sido desenvolvidas no *software*. Sendo assim, para aqueles que tenham acesso somente às versões mais antigas do SAS é possível construir programas para a realização dos testes de raiz unitária do tipo proposto por Dickey-Fuller.

BROCKLEBANK e DICKEY (1986, p.92) formularam uma rotina para a realização do teste de raiz unitária tipo Dickey-Fuller utilizando o procedimento desenvolvido por SAID e DICKEY (1984), o qual estende esse teste para modelos ARIMA. Basicamente, esse teste consiste em se realizar uma regressão que tem como variável dependente $\nabla Y_t$ e como variáveis independentes $Y_{t-1}-Y, \nabla Y_{t-1}, \ldots, \nabla Y_{t-p}$, onde *p* representa a ordem do processo auto-regressivo no caso de um processo misto, isto é, um processo contendo parâmetros auto-regressivos e de médias móveis; a ordem de *p* necessita ser suficientemente grande para possibilitar uma boa aproximação para o modelo. Nesse caso, o teste *t* sobre o termo $(Y_{t-1} - Y)$ é denominado $\tau_\mu$ e não possui distribuição *t* de *Student*, por isso é necessário utilizar as tabelas de distribuição construídas por DICKEY (1976) e publicadas em FULLER (1976, p.373) ou então em FULLER (1996, p.642).

Para estimação do modelo de regressão, BROCKLEBANK e DICKEY (1986) utilizaram dados referentes à cotação da prata na Bolsa de *New York*, para o período de dezembro de 1976 a maio de 1981 (total de 54 observações). Basearam-se no procedimento REG para construírem a rotina para a realização do teste de raiz unitária, reproduzida na tabela 3 com comentários adicionais para ajudar aqueles que não têm familiaridade com a linguagem utilizada no SAS.

De maneira geral, esse procedimento é utilizado na construção de modelo de regressão; o teste de raiz unitária é na verdade uma regressão onde a(s) variável(is) de entrada (exógenas ou independentes) é(são) a(s) própria(s) variável(is) de saída (endógena ou dependente) diferenciada(s), no caso do teste Dickey-Fuller (DF), mais a própria variável defasada e diferenciada quando se tratar do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Portanto, tem-se uma auto-regressão.

Com essa rotina é possível realizar a regressão para testar a existência de raiz unitária. A hipótese $H_0$ é que $\rho$, o qual representa o parâmetro

[19]Os testes Phillips-Perron e *Random Walk* utilizando o SAS serão analisados posteriormente.

TABELA 2 - Procedimento para Realização do Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) na Versão 6.12 do SAS

| Procedimento para realização do teste | Descrição dos comandos/opções |
|---|---|
| PROC ARIMA DATA=TEST; | Esse procedimento realiza o teste ADF, utilizando os dados do arquivo *SAS data set* TEST; |
| IDENTIFY VAR=X STATIONARITY=(ADF=2,5); | O comando IDENTIFY identifica as seguintes instruções: VAR=X, que especifica a variável utilizada na análise, que nesse caso é denominada X; STATIONARITY=(ADF=2,5), que determina a utilização do teste ADF para as defasagens (*lags*) 2 e 5 somente; |
| RUN; | Esse comando executa o procedimento ARIMA. |

Fonte: Adaptado de SAS INSTITUTE (1996, p. 5).

TABELA 3 - Procedimento REG para Realização do Teste de Raiz Unitária para a Cotação da Prata na Bolsa de *New York*

| Rotina para realização do teste de raiz unitária | Descrição dos comandos/opções |
|---|---|
| PROC REG | Início do procedimento REG; |
| NOPRINT | Este comando indica que os dados originais não aparecerão na tela; |
| DATA=SILVER; | O comando DATA introduz o nome do arquivo *SAS data set* que contém os dados relativos à cotação de prata e que será utilizado neste procedimento; |
| MODEL SILVER=; | O comando MODEL especifica que a variável SILVER (que contém as cotações de prata) será utilizada nesse modelo; |
| OUTPUT | O comando OUTPUT gerencia a saída dos resultados; |
| OUT=01 | A opção OUT direciona os resultados para o arquivo chamado 01; |
| R=R; | A opção R diz respeito ao resíduo: R=R significa que o nome do resíduo (R) será mantido no arquivo 01; |
| RUN; | Esse comando finaliza o procedimento REG; |
| | |
| DATA NEXT; | O comando DATA gera o arquivo *SAS data set* denominado NEXT; |
| RETAIN; | Esse comando informa que a primeira informação será retida; |
| SET 01; | O comando SET significa que os dados base para o arquivo NEXT (que está sendo criado) estão no arquivo 01 (gerado anteriormente); |
| DEL=R-R1; | A variável DEL está sendo criada: representa os resíduos diferenciados e é composta pela diferença entre a variável R (obtida do procedimento REG, que representa o resíduo do período t) e a variável R1 (que contém o resíduo do período anterior); |
| OUTPUT; | Esse comando significa que cada linha que for calculada será armazenada no arquivo NEXT; |
| R1=R; | A variável R1 está sendo criada, e contém os mesmos dados da variável R; |
| DEL1=DEL; | A variável DEL1 está sendo criada, e contém os mesmos dados da variável DEL; |
| RUN; | Esse comando finaliza a geração do arquivo NEXT; |
| | |
| PROC REG DATA=NEXT; | Início do procedimento REG, utilizando os dados do arquivo NEXT; |
| MODEL DEL=R1 DEL1/ NOINT; | O comando MODEL especifica as seguintes variáveis que farão parte do modelo de regressão, onde a variável DEL (que representa os resíduos diferenciados) é a variável dependente; R1 (que representa o resíduo defasado) e DEL1 (que representa o resíduo diferenciado e defasado) são as variáveis independentes. O parâmetro NOINT indica que esse modelo não terá intercepto; |
| RUN; | Esse comando executa esse procedimento REG. |

Fonte: Adaptado de BROCKLEBANK e DICKEY (1986, p. 92).

do termo *R1*, seja igual a 1 *versus* a hipótese alternativa de que $\rho$ seja menor que a unidade. É importante observar que a estatística *t*, obtida a partir da estimação desse modelo de regressão referente ao termo *R1*, não é o teste *t* tradicional e sim a estatística $\tau_{\mu}$ tabulada em FULLER (1976, p.373) ou então em FULLER (1996, p.642). Portanto, o usuário deve consultar essas tabelas, ao invés da tabela de teste *t* geralmente empregada.

Os resultados obtidos por BROCKLEBANK e DICKEY (1986) mostram que o valor calculado de $\tau_{\mu}$ é igual a -2,621 enquanto que o valor tabelado de $\tau_{\mu}$, ao nível de 5%, com tamanho amostral de 50 observações, é igual a -2,93. Logo, como o valor tabelado de $\tau_{\mu}$ é menor que o valor calculado (-2,93 < -2,621) aceita-se a hipótese $H_0$, ou seja, que há presença de raiz unitária e, portanto, deve-se trabalhar com a série diferenciada para torná-la estacionária.

Em relação ao teste de raiz unitária proposto por PHILLIPS e PERRON (1988), as versões mais recentes do SAS, como 6.12 e 6.11, possuem um procedimento próprio para permitir diretamente a sua execução. Conforme descrito em SAS INSTITUTE (1995, p.20) a *"opção PHILLIPS executa o teste Phillips-Perron para o caso de três hipóteses nulas: sem intercepto e sem tendência determinística; somente com intercepto; com intercepto e com tendência determinística. Para cada caso, a opção PHILLIPS computa dois testes estatísticos,* $Z(\hat{\alpha})$ *e* $Z(t_{\hat{\alpha}})$, *e mostra seus valores de p. Estes testes estatísticos têm a mesma distribuição limite correspondente aos testes Dickey-Fuller".*

Dentro da versão 6.12 do SAS, o comando para determinar a realização do teste Phillips-Perron é o seguinte:

*STATIONARITY= (PHILLIPS)* ou

*STATIONARITY= (PHILLIPS= (valor ... valor) )*

O comando *STATIONARITY=* especifica testes para estacionariedade (ou para detectar a presença de raiz unitária) da série temporal. Mais especificamente esse procedimento permite a realização do teste proposto por PHILLIPS e PERRON (1988).

Assim como acontece no caso do ADF é possível realizar três tipos de teste de raiz unitária utilizando o de Phillips-Perron:

1) Para se estimar uma regressão sem intercepto e sem tendência linear determinística tem-se:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \qquad (23)$$

2) Se existir somente intercepto $(\mu)$, deve-se estimar o seguinte modelo auto-regressivo:

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \qquad (24)$$

3) Quando o modelo necessitar tanto de intercepto $(\mu)$ quanto de tendência determinística $(\delta t)$, deve-se estimar a seguinte auto-regressão:

$$y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + u_t \qquad (20)$$

O teste Phillips-Perron, contido na versão 6.11 do SAS, permite que o próprio usuário determine o número de defasagens necessário para garantir que a autocorrelação dos resíduos seja eliminada, conforme está descrito na equação (13). Em relação ao SAS as defasagens são especificadas pelo seguinte comando:

*STATIONARITY= (PHILLIPS= (valor ... valor) )*

onde:

*valor:* refere-se à(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) ou truncagem(ns).

Tendo como base o exemplo explorado em SAS Institute (1995, p.26), será apresentado na tabela 4 como o usuário pode executar o teste de raiz unitária para séries de tempo utilizando o teste Phillips-Perron.

Se houvesse outra variável de entrada neste modelo, então a opção *PHILLIPS* possibilitaria a realização do teste de co-integração do tipo proposto por PHILLIPS e OULIARIS (1990)[20].

Assim como acontece com o teste ADF, o de Phillips-Perron também pode ser realizado dentro do procedimento *arima* no caso da versão 6.12 do SAS. De acordo com SAS INSTITUTE (1996, p.5), os comandos são os seguintes:

[20] A questão relativa à co-integração não será discutida aqui com maior nível de detalhes. Alguns autores afirmam que ao se diferenciar uma variável perdem-se elementos de longo prazo, que são importantes para se explicar o comportamento de equilíbrio entre duas ou mais variáveis. Além do teste de co-integração proposto por PHILLIPS; OULIARIS (1990), existem os testes de Engle-Granger, publicado originalmente em ENGLE; GRANGER (1987), e o teste de JOHANSEN, desenvolvido no trabalho de JOHANSEN; JUSELIUS (1990).

TABELA 4 - Rotina para Realização do Teste Phillips-Perron na Versão 6.11 do *SAS*

| Rotina para realização do teste para séries de tempo | Descrição dos comandos/opções |
|---|---|
| DATA GNP; | O comando DATA gera o arquivo *SAS data set* denominado GNP; |
| INPUT X; | O comando INPUT introduz o nome da variável de entrada utilizada neste exemplo, denominada X, e relaciona-se ao produto nacional bruto dos Estados Unidos (GNP); |
| Y=LOG(X); | A variável Y está sendo criada e é o logaritmo na base 2 da variável X; |
| CARDS; | O comando CARDS indica que os dados serão inseridos na linha de baixo, logo após o ponto e vírgula; |
| .... <br> .... <br> .... | Os valores da variável X são colocados nessa coluna; |
| RUN; | Esse comando finaliza a geração do arquivo GNP; |
| PROC AUTOREG DATA=GNP; | Início do procedimento AUTOREG, utilizando os dados do arquivo GNP, para estimar uma auto-regressão; |
| MODEL Y= / STATIONARITY= (PHILLIPS=(2 4 5)); | O comando MODEL especifica as seguintes variáveis que farão parte do modelo de regressão, onde a variável Y é a variável dependente (neste caso é o logarítmo da variável X). O símbolo / indica que nessa auto-regressão não há nenhum outro regressor (ou variável de entrada) além de Y. A opção STATIONARITY permite ao usuário do SAS realizar o teste para raiz unitária do tipo proposto por PHILLIPS e PERRON (1988), enquanto que os números *2 4 5* representam as truncagens que estão sendo utilizadas nesse teste, ou seja, estão sendo analisadas as defasagens de ordens 2, 4 e 5, respectivamente; |
| RUN; | Esse comando executa esse procedimento AUTOREG. |

Fonte: Adaptado de SAS INSTITUTE (1995, p. 26).

*STATIONARITY=(PP=AR orders)* ou
*STATIONARITY=(PHILLIPS=AR orders)*

Neste caso, assim como no do teste de raiz unitária ADF, o comando *STATIONARITY* especifica que o SAS execute o teste de raiz unitária, só que agora o comando *PP* ou *PHILLIPS* determina a realização do teste de raiz unitária não paramétrico, também denominado de Phillips-Perron, sendo que a instrução *AR orders* determina a(s) ordem(ns) de defasagem(ns) do polinômio auto-regressivo, ou seja, assim como no caso do teste ADF, o SAS permite ao usuário realizar o teste Phillips-Perron Aumentado.

Na tabela 5 é apresentado o exemplo utilizado em SAS Institute (1996, p.5).

Na versão 6.12 há ainda um outro tipo de teste de raiz unitária, denominado *Random Walk*, que permite a realização de teste de raiz unitária para modelos *random walk* com *drift*, isto é, para variáveis aleatórias (*random walk*) com intercepto (*drift*). Esse procedimento permite que sejam realizados testes com defasagens de ordens zero a dois e é semelhante aos testes ADF e Phillips-Perron. Dado que as instruções para a execução desse teste são praticamente iguais aos dos demais testes já delineados anteriormente, os seus comandos serão apenas apresentados. De acordo com SAS INSTITUTE (1996, p.5) são os seguintes:
*STATIONARITY=(RW=AR orders)* ou
*STATIONARITY=(RANDOMWALK=AR orders)*

Na tabela 6 a sintaxe desse comando é especificada dentro do procedimento ARIMA.

### 9.2 - Análise da Estacionariedade de uma Série Temporal de Preços a Partir do Teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF)

Neste item será utilizada a versão 6.12 do SAS para analisar uma série, extraída de MARGARIDO et al. (1999), referente aos preços *Free on Board (FOB)* para o Grão de Soja no Brasil para o período de outubro de 1990 a outubro de 1998, totalizando 97 observações. Essa série foi extraída originalmente da publicação OILSEEDS (1990/1998), cujos valores estão expressos em dólar corrente.

Para verificar visualmente se a série possui raiz unitária ou se é estacionária, o primeiro passo

TABELA 5 - Procedimento para Realização do teste Phillips-Perron na versão 6.12 do SAS

| Procedimento para realização do teste | Descrição dos comandos/opções |
|---|---|
| PROC ARIMA DATA=TEST; | Esse procedimento realiza o teste de Phillips-Perron (assim como o teste ADF), utilizando os dados do arquivo SAS data set TEST; |
| IDENTIFY VAR=X STATIONARITY=(PP=6); | O comando IDENTIFY identifica as seguintes instruções: VAR=X, que especifica a variável utilizada na análise, que nesse caso é denominada X; STATIONARITY=(PP=6), que determina a utilização do teste *Phillips-Perron* para um total de 6 defasagens (*lags*), ou seja, incorpora as defasagens de ordens 1, 2, 3, 4, 5 e 6 conjuntamente; |
| RUN; | Esse comando executa o procedimento ARIMA. |

Fonte: Adaptado de SAS INSTITUTE (1996, p. 5).

TABELA 6 - Procedimento para Realização do Teste *Random Walk* na Versão 6.12 do SAS

| Procedimento para realização do teste | Descrição dos comandos/opções |
|---|---|
| PROC ARIMA DATA=TEST; | Esse procedimento utiliza os dados do arquivo SAS data set TEST; |
| IDENTIFY VAR=X STATIONARITY=(RW=2); | O comando IDENTIFY identifica as seguintes instruções: VAR=X, que especifica a variável utilizada na análise, que nesse caso é denominada X; STATIONARITY=(RW=2), que determina a utilização do teste *Random Walk* para um total de 2 defasagens (*lags*); |
| RUN; | Esse comando executa o procedimento ARIMA. |

Fonte: Adaptado de SAS INSTITUTE (1996, p. 5).

consiste em fazer o gráfico da variável Preço FOB do Grão de Soja no Brasil (BR) em nível.

Pela figura 2 pode-se afirmar que a variável BR possui tendência estocástica, ou seja, tem raiz unitária. Conforme realçado em SAS INSTITUTE (1991, p. 85) uma maneira de remover a não estacionariedade das séries é utilizar a transformação logarítmica das observações das séries temporais que estão sendo analisadas. '*A transformação logarítmica é muito útil ao tornar constante a variância da série e ao remover a tendência exponencial e outros tipos de comportamentos não lineares nos dados da série de tempo*". Outro aspecto que torna interessante transformar as observações para a forma logarítmica é que o próprio valor dos coeficientes do modelo fornece diretamente as elasticidades, sendo que isso é muito importante para aqueles que trabalham em economia. Sendo assim, o próximo passo reside em fazer o gráfico do Logaritmo do Preço FOB do Grão de Soja no Brasil (LBR).

A partir da figura 3 pode-se constatar que a série ainda apresenta raiz unitária (ou tendência estocástica), apesar da transformação em logaritmo. Assim, deve-se utilizar um método mais formal para confirmar este fato, ou seja, deve-se executar o teste de raiz unitária. Especificamente nesse *paper*, foi escolhido o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF), pois esse é o mais difundido em relação à literatura econométrica envolvendo esse tema. Outra opção seria realizar o teste de raiz *unitária Phillips-Perron* (PP), conforme apresentado em MARGARIDO et al. (1999). No caso da versão 6.12 do SAS, a execução desses dois tipos de testes de raiz unitária é muito semelhante, conforme pode ser verificado na tabela 2 (para o teste ADF) e na tabela 5 (para o teste PP).

Neste caso serão utilizados os valores tabulados por MACKINNON (1991), uma vez que os valores calculados por esse autor são mais precisos do que os tabulados por FULLER (1976 ou 1996). Outra vantagem é que MACKINNON (1991) estabeleceu uma fórmula para se obter o valor para qualquer número de observações, enquanto que os valores tabulados em FULLER (1976 e 1996) são válidos somente para amostras contendo 25, 50, 100, 250, 500 e $\infty$ observações. Assim, torna-se necessário fazer interpolações quando o número de observações for diferente dos citados acima.

Dado que neste estudo dispõe-se de 97 observações, os valores críticos tabelados para os níveis de 1% e 5%, tendo-se como base o trabalho de MACKINNON (1991), estão contidos na tabela 7.

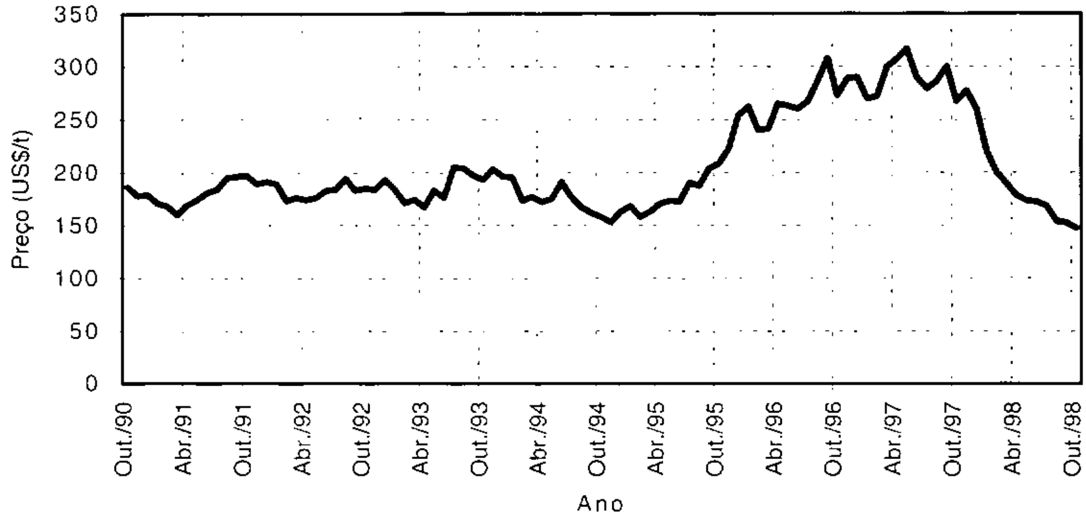


**Figura 2** - Preço FOB da Soja em Grão, Brasil, Outubro de 1990 a Outubro de 1998.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

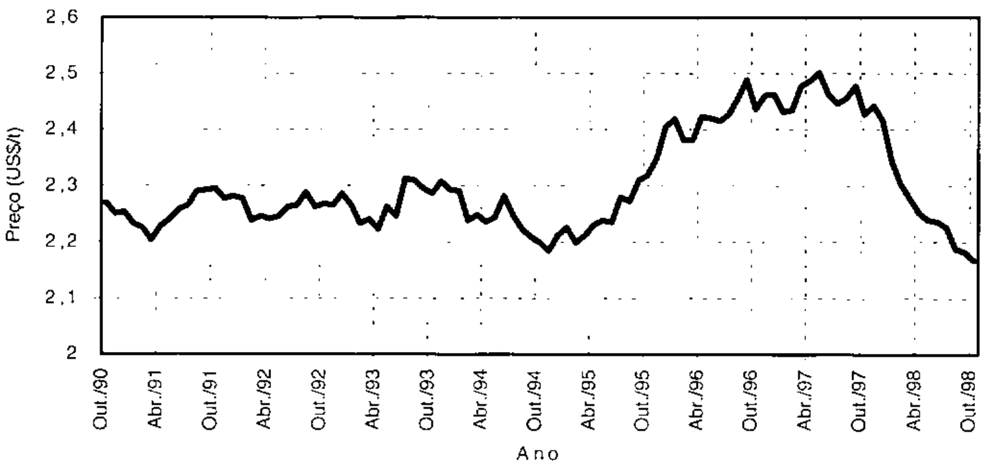


**Figura 3** - Logaritmo do Preço FOB da Soja em Grão, Brasil, Outubro de 1990 a Outubro de 1998.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

TABELA 7 - Valores Críticos Tabelados aos Níveis de 1% e 5% de Significância

| Modelo | Nível de significância de 1% | Nível de significância de 5% |
|---|---|---|
| Sem constante e tendência (tipo *Zero Mean*) | -2,587 | -1,943 |
| Somente com constante (tipo *Single Mean*) | -3,499 | -2,862 |
| Com constante e tendência (tipo *Trend*) | -4,055 | -3,456 |

Fonte: MACKINNON (1991).

Outro ponto importante é que a análise refere-se ao *Lag* (defasagem) zero, ou seja, o que importa em termos de análise de raiz unitária é o valor do teste *t* ou do teste *F* (quando se tratar de hipótese conjunta), ambos associados com a defasagem de ordem zero. No caso do modelo sem constante e sem tendência o teste *t* eqüivale à estatística $\tau$, enquanto que para o modelo contendo somente constante a estatística associada é a $\tau_\mu$ e, finalmente, para o modelo que inclui constante e tendência a estatística é $\tau_\tau$. Portanto, ao invés de se utilizar o tradicional teste *t*, deve-se optar pelos valores correspondentes a $\tau$, $\tau_\mu$, $\tau_\tau$, tabulados em FULLER (1976 ou 1996) ou MACKINNON (1991).

Em relação às hipóteses conjuntas, há a possibilidade de realizar testes simultâneos para se verificar a presença de raiz unitária e de constante e/ou tendência, por isso, assemelham-se aos tradicionais testes F. Esses testes foram desenvolvidos por DICKEY e FULLER (1981), denominados $\phi_3$ e $\phi_1$, respectivamente, cujos valores críticos foram calculados para tamanhos amostrais contendo 25, 50, 100, 250, 500 e $\infty$ infinitas observações.

Em relação aos dados analisados, os valores críticos para as estatísticas $\phi_3$ e $\phi_1$ aos níveis de 1% e 5%, correspondentes a 100 observações[21], estão expressos na tabela 8.

TABELA 8 - Valores Críticos Tabelados aos Níveis de 1% e 5% de Significância para Hipóteses Conjuntas (para o tamanho amostral de 100 elementos)

| Modelo | Nível de significância de 1% | Nível de significância de 5% |
|---|---|---|
| $\phi_3$ | 8,73 | 6,49 |
| $\phi_1$ | 6,70 | 4,71 |

Fonte: DICKEY e FULLER (1981).

Antes de realizar o teste de raiz unitária, é necessário determinar o número ideal de defasagens a serem utilizadas na estimação dos modelos, para eliminar a autocorrelação dos resíduos, pois caso contrário corre-se o risco de se estimar modelos viesados.

Além dos critérios de Akaike e Schwarz, uma das formas de se determinar a quantidade ideal de defasagens consiste em colocar um número relativamente expressivo de *lags*. Quando o teste *t* é não significativo para determinada defasagem, ela é removida do modelo e realiza-se o teste novamente até atingir o número de *lags* que é realmente significativo.

No exemplo em questão foram utilizadas doze defasagens para a variável LBR. No modelo sem constante e sem tendência, o teste *t* é significativo ao nível de 10% para a defasagem de ordem 1; as defasagens de ordem 2 até 11 são todas significativas ao nível de 5%; a defasagem de ordem 12 é significativa ao nível de 10%. Dado que há significância para as doze defasagens iniciais e como estão sendo utilizadas observações mensais, o mais indicado é usar esse número de *lags*. No caso de dados trimestrais, geralmente, aconselha-se utilizar quatro defasagens. Em termos de análise da presença ou não de raiz unitária, o que interessa ao pesquisador é o valor do teste T relativo à defasagem de ordem zero, a qual corresponde ao coeficiente do parâmetro $\rho$ da equação (12).

Ao analisar inicialmente o modelo contendo constante e tendência (tipo *Trend*), pela tabela 9 pode-se verificar que o valor calculado de $\tau_\tau$ é igual a **(-4,1566)**, enquanto o seu respectivo valor tabelado corresponde a (-3,456), ao nível de 5% de significância (conforme descrito na tabela 7). Como o valor calculado é maior em módulo do que o respectivo valor tabelado, isto indica que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada e, portanto, a variável LBR é aparentemente estacionária. Também, ao nível de 1%, verifica-se que o valor calculado (**-4,1566**) é maior em módulo que o tabelado (-4,055), assim rejeita-se a hipótese nula e a série pode ser considerada estacionária, ou seja, é necessária utilizá-la em nível e, portanto, os pressupostos da estatística clássica permanecem válidos. Porém, esse último resultado deve se analisado com mais cautela, pois o valor calculado está muito próximo do tabelado, isto é, encontra-se na frontei-

[21]Neste caso foram utilizadas 97 observações, portanto pôde-se utilizar o número mais próximo de elementos amostrais especificados na tabela, referente a 100 dados. De maneira geral, quando o número de observações for diferente do tabelado, deve-se interpolar os valores da tabela.

TABELA 9 - Resultado no SAS do Teste de Raiz Unitária Utilizando Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests) em Relação à Variável LBR (em Nível)

| *Type* [1] | *Lags* | *RHO* | *Prob<RHO* | *T* | *Prob<T* | *F* | *Prob<F* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ***Zero Mean*** [2] | **0** | 0,1228 | 0,7093 | **0,9025** | 0,9009 | -- | -- |
| | 1 | 0,1324 | 0,7115 | 1,6270 | 0,9742 | -- | -- |
| | 2 | 0,1365 | 0,7125 | 2,3756 | 0,9957 | -- | -- |
| | 3 | 0,1269 | 0,7101 | 2,1925 | 0,9930 | -- | -- |
| | 4 | 0,1187 | 0,7082 | 2,2674 | 0,9943 | -- | -- |
| | 5 | 0,1135 | 0,7069 | 2,5640 | 0,9974 | -- | -- |
| | 6 | 0,1087 | 0,7058 | 2,1053 | 0,9913 | -- | -- |
| | 7 | 0,1172 | 0,7077 | 2,5016 | 0,9969 | -- | -- |
| | 8 | 0,1176 | 0,7078 | 2,2518 | 0,9940 | -- | -- |
| | 9 | 0,1229 | 0,7090 | 2,1450 | 0,9921 | -- | -- |
| | 10 | 0,1192 | 0,7081 | 2,2197 | 0,9935 | -- | -- |
| | 11 | 0,1152 | 0,7071 | 2,0292 | 0,9895 | -- | -- |
| | 12 | 0,1136 | 0,7067 | 1,8475 | 0,9840 | -- | -- |
| ***Single Mean*** [3] | **0** | -5,0028 | 0,4263 | **-1,4016** | 0,5789 | **1,4444** | 0,7058 |
| | 1 | -0,8820 | 0,8948 | -0,3958 | 0,9046 | 1,4162 | 0,7129 |
| | 2 | 0,1731 | 0,9639 | 0,1099 | 0,9650 | 2,7911 | 0,3681 |
| | 3 | 0,5970 | 0,9789 | 0,3838 | 0,9813 | 2,4250 | 0,4599 |
| | 4 | 1,0384 | 0,9886 | 0,7604 | 0,9928 | 2,7837 | 0,3699 |
| | 5 | 1,2942 | 0,9922 | 1,1634 | 0,9977 | 3,8631 | 0,0998 |
| | 6 | 1,3499 | 0,9928 | 1,0800 | 0,9971 | 2,7175 | 0,3865 |
| | 7 | 1,1730 | 0,9906 | 1,0407 | 0,9967 | 3,5734 | 0,1719 |
| | 8 | 1,0896 | 0,9894 | 0,8862 | 0,9949 | 2,8448 | 0,3546 |
| | 9 | 0,8464 | 0,9849 | 0,6185 | 0,9895 | 2,4237 | 0,4602 |
| | 10 | 1,0129 | 0,9881 | 0,8264 | 0,9940 | 2,7241 | 0,3849 |
| | 11 | 1,1289 | 0,9899 | 0,9079 | 0,9952 | 2,3952 | 0,4674 |
| | 12 | 1,1298 | 0,9899 | 0,8506 | 0,9944 | 2,0024 | 0,5659 |
| ***Trend*** [4] | **0** | -30,6840 | 0,0040 | **-4,1566** | 0,0074 | **8,7243** | 0,0011 |
| | 1 | -12,9323 | 0,2444 | -2,3759 | 0,3893 | 3,0424 | 0,5748 |
| | 2 | -5,8790 | 0,7448 | -1,4780 | 0,8301 | 1,4124 | 0,8937 |
| | 3 | -6,0753 | 0,7285 | -1,4902 | 0,8259 | 1,7289 | 0,8318 |
| | 4 | -5,0824 | 0,8078 | -1,3957 | 0,8556 | 2,0854 | 0,7620 |
| | 5 | -3,6184 | 0,9043 | -1,2319 | 0,8973 | 2,5078 | 0,6794 |
| | 6 | -5,3369 | 0,7880 | -1,5664 | 0,7984 | 3,1379 | 0,5562 |
| | 7 | -3,1695 | 0,9268 | -1,0733 | 0,9273 | 1,9643 | 0,7857 |
| | 8 | -3,7480 | 0,8970 | -1,1421 | 0,9153 | 1,8289 | 0,8122 |
| | 9 | -4,1758 | 0,8712 | -1,1229 | 0,9188 | 1,3866 | 0,8987 |
| | 10 | -3,2843 | 0,9213 | -0,9917 | 0,9394 | 1,4765 | 0,8811 |
| | 11 | -3,6758 | 0,9009 | -1,0689 | 0,9278 | 1,7680 | 0,8241 |
| | 12 | -4,3832 | 0,8574 | -1,1569 | 0,9123 | 1,8606 | 0,8060 |

[1] Tipo.
[2] Significa modelo sem constante e sem tendência.
[3] Significa modelo somente com constante.
[4] Significa modelo com constante e com tendência.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

ra do valor tabelado. Como os testes de raiz unitária possuem baixo poder, a inclusão e/ou remoção de parâmetros, como a constante e a tendência, podem alterar radicalmente os resultados, desta forma uma conclusão final em relação a estacionariedade ou não desta variável ainda não pode ser considerada definitiva.

Ao analisar novamente o gráfico do logaritmo da variável LBR (Figura 3), constata-se que essa série apresenta tendência estocástica, ou seja, não é estacionária em nível. Sendo assim, recomenda-se testar a hipótese conjunta para verificar se há ou não raiz unitária com a presença de constante e tendência.

Na tabela 9 observa-se que o valor do teste ***F*** no modelo ***Trend*** (referente ao valor calculado da estatística $\phi_3$ no modelo contendo tendência e constante) é igual a **8,7243**. Assim, a hipótese nula $(\alpha,\beta,\rho)=(\alpha,0,1)$ pode ser rejeitada quando comparada à hipótese alternativa $(\alpha,\beta,\rho)\neq(\alpha,0,1)$, dado que o valor calculado é maior que o tabelado (**8,7243** > 6,49), ao nível de 5% de significância. Logo, pode-se afirmar que a variável LBR é estacionária com tendência linear (ou determinística). Assim como aconteceu anteriormente, tem-se um conflito em relação ao resultado do teste ao analisá-lo ao nível de 1%, pois o valor calculado encontra-se novamente muito próximo do valor tabelado (**8,7243** contra 8,73, respectivamente). Portanto, deve-se dar prosseguimento ao teste de raiz unitária, pois verifica-se que a hipótese nula, de que há raiz unitária e de que não há tendência, não pode ser rejeitada. Outro instrumento relevante que sustenta essa constatação é o próprio gráfico de LBR, que mostra que essa variável não é estacionária em nível.

Neste caso, o próximo passo consiste em analisar o modelo contendo somente constante (tipo ***Single Mean***) para verificar se há presença ou não de raiz unitária. Neste modelo o valor calculado é igual a (**-1,4016)** e os valores tabelados para a estatística $\tau_\mu$ correspondem a (-2,862) e (-3,499) aos níveis de 5% e 1%, respectivamente. Como o valor calculado é sempre inferior em módulo aos respectivos valores tabelados, logo a hipótese nula de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada, indicando que o teste deve prosseguir.

O passo seguinte baseia-se na hipótese conjunta nula$(\alpha,\rho)=(0,1)$, ou seja, que há raiz unitária sem intercepto (tipo ***Single Mean***) contra a hipótese alternativa $(\alpha,\rho)\neq(0,1)$, na qual não há raiz unitária, mas deve-se introduzir uma constante. De acordo com a tabela 9, o valor calculado da estatística *F* (que corresponde à estatística $\phi_1$), é igual a (**1,4444);** os seus valores tabelados aos níveis de 5% e 1% correspondem, respectivamente, a 4,71 e 6,70 (especificados na tabela 8). Como o valor calculado é menor que os respectivos valores tabelados, isto implica que a hipótese nula conjunta não pode ser rejeitada, ou seja, não há presença de constante e, portanto, a série possui raiz unitária (não é estacionária em nível).

Na seqüência deve-se efetuar o teste para o modelo sem a presença de constante e sem tendência (tipo ***Zero Mean***). O valor calculado da estatística $\tau$ é igual a (**0,9025**) e os seus valores tabelados correspondem a (-1,943) e (-2,587) aos níveis de 5% e 1%, respectivamente. Como o valor calculado é inferior em módulo aos tabelados, a hipótese nula não pode ser rejeitada e, conseqüentemente, a variável LBR não é estacionária em nível. A partir dessa constatação, o teste deve ser repetido, só que desta vez, com a variável diferenciada, ou seja, deve-se trabalhar com a variável na primeira diferença[22]. Para isso, deve-se construir o gráfico da série com a variável diferenciada.

Pela figura 4 verifica-se que a variável LBR na primeira diferença torna-se estacionária, dado que ela permanece oscilando sobre o eixo horizontal. Este procedimento é importante, pois possibilita ter uma idéia do comportamento da série nas diferenças.

Para confirmar se a série em questão é estacionária na primeira diferença, deve-se refazer o teste de raiz unitária, só que desta vez, nas diferenças da referida variável, conforme é apresentado na tabela 10.

A estratégia de análise do teste de raiz unitária para a variável diferenciada segue o mesmo roteiro da variável em nível. Inicialmente, deve-se testar o modelo contendo intercepto e tendência (tipo ***Trend***). O valor calculado do teste **T** na defasagem (**Lag**) zero é igual a (**-16,2270**) e eqüivale à estatística $\tau_\tau$, conforme MACKINNON (1991). Seus valores tabelados correspondem a (-3,456) ao nível de 5% e (-4,055) ao nível de 1%. Portanto, como o valor calculado é maior em módulo que os tabelados tanto a 5% como a 1% de significância, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada e, portanto, a série LBR é estacionária na primeira diferença para este modelo. Como o teste de raiz unitária possui baixo poder, é aconselhável verificar outro modelo para confirmar se realmente esta série é estacionária.

O próximo passo é testar a hipótese conjunta, denominada por DICKEY e FULLER (1981) como estatística $\phi_3$, que corresponde ao teste **F**

[22]Se for constatada a presença de parâmetros sazonais na série temporal, deve-se aplicar diferenças sazonais. Se a série for sazonal, deve-se utilizar diferença de ordem 12 para dados mensais e de ordem 3 para dados trimestrais.

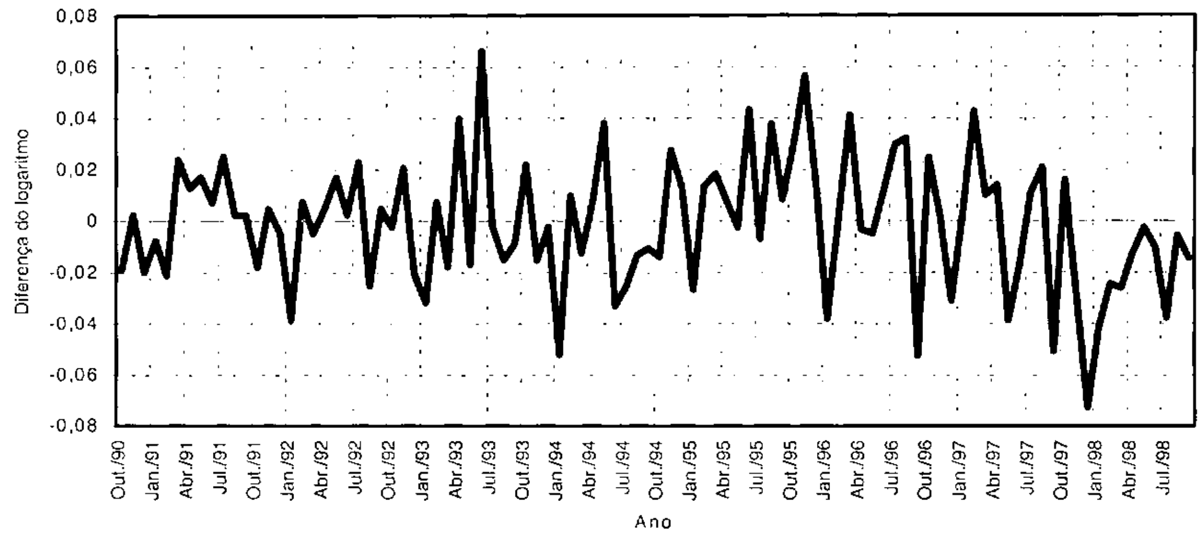


**Figura 4** - Diferença do Logaritmo do Preço FOB da Soja em Grão, Brasil, Outubro de 1990 a Outubro de 1998.
Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

TABELA 10 - Resultado no SAS do Teste de Raiz Unitária Utilizando Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests) em Relação à Variável LBR Diferenciada

(continua)

| *Type* [1] | *Lags* | *RHO* | *Prob<RHO* | *T* | *Prob<T* | *F* | *Prob<F* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ***Zero Mean*** [2] | 0 | -140,687 | 0,0001 | **-16,3526** | 0,0001 | - | - |
| | 1 | -287,509 | 0,0001 | -11,8988 | 0,0001 | - | - |
| | 2 | -316,582 | 0,0001 | -7,5920 | 0,0001 | - | - |
| | 3 | -1903,22 | 0,0001 | -6,6153 | 0,0001 | - | - |
| | 4 | 223,2417 | 0,9999 | -6,4095 | 0,0001 | - | - |
| | 5 | -1043,57 | 0,0001 | -4,5999 | 0,0001 | - | - |
| | 6 | 163,2533 | 0,9999 | -4,5792 | 0,0001 | - | - |
| | 7 | 521,4691 | 0,9999 | -3,7593 | 0,0003 | - | - |
| | 8 | -233,162 | 0,0001 | -3,2326 | 0,0015 | - | - |
| | 9 | 221,5221 | 0,9999 | -3,2822 | 0,0013 | - | - |
| | 10 | 343,9850 | 0,9999 | -2,9458 | 0,0037 | - | - |
| | 11 | -340,875 | 0,0001 | -2,6118 | 0,0095 | - | - |
| | 12 | -53,6074 | 0,0001 | -2,2219 | 0,0261 | - | - |
| ***Single Mean*** [3] | 0 | -140,690 | 0,0001 | **-16,2658** | 0,0001 | **132,2890** | 0,0010 |
| | 1 | -287,560 | 0,0001 | -11,8365 | 0,0001 | 70,0539 | 0,0010 |
| | 2 | -316,603 | 0,0001 | -7,5484 | 0,0001 | 28,4988 | 0,0010 |
| | 3 | -1902,84 | 0,0001 | -6,5778 | 0,0001 | 21,6481 | 0,0010 |
| | 4 | 222,3115 | 0,9999 | -6,3794 | 0,0001 | 20,3579 | 0,0010 |
| | 5 | -1144,91 | 0,0001 | -4,5849 | 0,0003 | 10,5168 | 0,0010 |
| | 6 | 162,2755 | 0,9999 | -4,5482 | 0,0004 | 10,3636 | 0,0010 |
| | 7 | 512,3948 | 0,9999 | -3,7299 | 0,0051 | 6,9794 | 0,0010 |
| | 8 | -227,136 | 0,0001 | -3,1960 | 0,0236 | 5,1641 | 0,0368 |
| | 9 | 224,6020 | 0,9999 | -3,2483 | 0,0206 | 5,3172 | 0,0323 |
| | 10 | 342,5842 | 0,9999 | -2,9188 | 0,0475 | 4,2804 | 0,0753 |
| | 11 | -343,790 | 0,0001 | -2,5877 | 0,0995 | 3,3634 | 0,2245 |
| | 12 | -54,5610 | 0,0008 | -2,2073 | 0,2051 | 2,4383 | 0,4565 |

[1]Tipo.
[2]Significa modelo sem constante e sem tendência.
[3]Significa modelo somente com constante.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

TABELA 10 - Resultado no SAS do Teste de Raiz Unitária Utilizando Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests) em Relação à Variável LBR Diferenciada

(conclusão)

| *Type* [1] | *Lags* | *RHO* | *Prob<RHO* | *T* | *Prob<T* | *F* | *Prob<F* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Trend* [2] | 0 | -140,970 | 0,0001 | **-16,2270** | 0,0001 | **131,6712** | 0,0010 |
| | 1 | -291,586 | 0,0001 | -11,8378 | 0,0001 | 70,0837 | 0,0010 |
| | 2 | -343,809 | 0,0001 | -7,6359 | 0,0001 | 29,1699 | 0,0010 |
| | 3 | -36811,7 | 0,0001 | -6,7710 | 0,0001 | 23,0310 | 0,0010 |
| | 4 | 191,8960 | 0,9999 | -6,7083 | 0,0001 | 22,6796 | 0,0010 |
| | 5 | 652,3039 | 0,9999 | -5,0008 | 0,0005 | 12,7374 | 0,0010 |
| | 6 | 118,5017 | 0,9999 | -4,8868 | 0,0007 | 11,9551 | 0,0010 |
| | 7 | 157,3991 | 0,9999 | -4,0594 | 0,0102 | 8,2467 | 0,0100 |
| | 8 | 490,8951 | 0,9999 | -3,4322 | 0,0537 | 5,8944 | 0,0792 |
| | 9 | 86,1892 | 0,9999 | -3,5578 | 0,0396 | 6,3290 | 0,0579 |
| | 10 | 73,9547 | 0,9999 | -3,3229 | 0,0695 | 5,5351 | 0,0968 |
| | 11 | 79,2059 | 0,9999 | -3,0262 | 0,1313 | 4,5984 | 0,2705 |
| | 12 | 126,5604 | 0,9999 | -2,7670 | 0,2135 | 3,9087 | 0,4054 |

[1]Tipo.
[2]Significa modelo com constante e com tendência.

Fonte: Dados básicos da OILSEEDS (1990/1998).

do tipo ***Trend***. Seu valor calculado é igual a (**131,6712**) e os seus valores tabelados são iguais a (6,49) e (8,73) aos níveis de 5% e 1%, respectivamente. Como o valor calculado é muito mais alto do que os respectivos valores tabelados, rejeita-se a hipótese nula conjunta para ambos os níveis de significância. Portanto, pode-se concluir que a série LBR é estacionária e possui tendência.

A seguir realiza-se o teste de raiz unitária para o modelo contendo somente constante, que corresponde ao teste **T** do tipo **Single Mean**, denominado de $\tau_\mu$. Verifica-se, nesse caso, que o valor calculado (**-16,2658**) é superior em módulo aos seus valores tabelados aos níveis de 5% e 1%, que correspondem, respectivamente a (-2,862) e (-3,499) (MACKINNON, 1991), isto é, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária e, conseqüentemente, a variável LBR é estacionária na primeira diferença para o modelo contendo somente constante.

O próximo passo é testar a hipótese nula conjunta $(\alpha,\rho)=(0,1)$ contra a hipótese alternativa $(\alpha,\rho)\neq(0,1)$. Neste caso o valor calculado para a estatística $\phi_1$ (modelo tipo **Single Mean**), conforme está representado no teste **F**, é igual a (**132,2890**) e os seus valores tabelados são iguais a (4,71) e (6,70), aos níveis de 5% e 1%, respectivamente (DICKEY e FULLER, 1981). Como os valores tabelados são menores que o calculado, a hipótese nula de raiz unitária sem constante não é rejeitada, logo a variável LBR é estacionária e tem intercepto.

Para finalizar, analisa-se o modelo sem constante e sem tendência (tipo **Zero Mean**), que utiliza a estatística $\tau$. Seu valor calculado, que corresponde ao teste **T**, é igual a (**-16,3526**). Verifica-se que o valor calculado é maior em módulo do que os seus valores tabelados, cujos valores são iguais a (-1,943) e (-2,587), respectivamente, aos níveis de 5% e 1% (MACKINNON, 1991). Isto implica que a hipótese nula de presença de raiz unitária é rejeitada e pode-se afirmar que a série é estacionária na primeira diferença.

Ao acompanhar cada uma das fases da realização do teste de raiz unitária para esse exemplo, deve-se enfatizar que esse teste não pode ser conduzido automaticamente, pois há a necessidade de se utilizar bom senso e *feeling* para se efetuar a análise de maneira consistente. Outro ponto que deve ser realçado é a construção do gráfico da série em estudo pode ser muito útil na tomada de decisões durante todo o processo de implementação do teste de raiz unitária.

### 9.3 - Valor de Probabilidade (*P Value*) Versus Valores Tabelados em FULLER (1976 ou 1996), DICKEY-FULLER (1981) ou MACKINNON (1991)

Embora exista literatura consagrada que incorpora os valores tabelados das estatísticas utilizadas nos testes de raiz unitária, disponíveis nos textos de FULLER (1976 ou 1996), DICKEY-FULLER (1981), ou então de MACKINNON (1991), é possível interpretar os resultados desses testes por meio da saída do SAS (janela *output*), mesmo que não se utilizem essas tabelas. Na saída do SAS, são apresentados os valores calculados das estatísticas **T** e **F** e as suas respectivas probabilidades, designadas como *Prob<T* e *Prob<F*. Segundo GUJARATI (1995, p. 132) estas *"probabilidades são chamadas de p value (isto é, valor da probabilidade), também conhecidas como observadas ao nível exato de significância ou a exata probabilidade de cometer o erro Tipo I. Mais precisamente, o p value é definido como o menor nível de significância pelo qual a hipótese nula pode ser rejeitada"*. Em outras palavras, ao tomar a decisão sobre a significância de quaisquer parâmetros da equação que está sendo estimada, pode-se rejeitar a hipótese nula, quando ela é verdadeira.

Por exemplo, na tabela 9 o valor calculado do teste T para o modelo ***Zero Mean*** corresponde a **0,9025** e a sua respectiva probabilidade equivale a 0,9009. Isto significa que há 90,09% de probabilidade de se cometer o erro Tipo I e apenas 9,91% de chance de explicar esse parâmetro. Por outro lado, ao analisar o modelo **Trend** nesse mesma tabela, pode-se observar que o valor calculado para a estatística **T**, a qual equivale à estatística $\tau_\tau$, é igual a **(-4,1566)** e a sua respectiva probabilidade é igual a 0,0074, ou seja, há apenas 0,74% (menos que o tradicional 1% adotado pelas tabelas estatísticas) de probabilidade de se cometer o erro do Tipo I (rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira). Portanto, esse parâmetro é significativo para a explicação do modelo que está sendo estimado.

De maneira geral pode-se inferir que, quanto menor for o valor da probabilidade, menor será a possibilidade de se cometer o erro do Tipo I em relação a determinado parâmetro e, conseqüentemente, maior será o nível de significância do referido parâmetro para a estimação do modelo. Para valores altos de probabilidade, tem-se o caminho inverso. Este critério é válido tanto para as estatísticas $\tau$, $\tau_\mu$, $\tau_\tau$, quanto para as estatísticas $\phi_3$ e $\phi_1$.

## 10 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

As séries econômicas, em especial séries macroeconômicas[23], apresentam na maioria da vezes um comportamento não estacionário. Assim, há comprometimento das estimativas de parâmetros que utilizam métodos estatísticos tradicionais, pois a presença de raiz unitária invalida os resultados obtidos com esse método, uma vez que tanto a média como a variância deixam de ser constantes ao longo do tempo. Desta forma, os resultados tornam-se sem significado econômico, dado que o alto valor do coeficiente da regressão ($R^2$) capta o efeito que a tendência exerce sobre duas séries temporais conjuntamente e não o verdadeiro relacionamento entre elas. Portanto, quando as séries apresentam raiz unitária esse relacionamento é denominado espúrio, isto é, sem significado econômico, exceto quando há combinação linear entre as variáveis. Nessa situação, quando há presença de raiz unitária e as variáveis apresentam o mesmo grau de integração, o seu resíduo é estacionário, indicando que existe um relacionamento de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, ou seja, são co-integradas. Assim, pode-se trabalhar com as variáveis em nível e não diferenciadas, além do que os testes da estatística convencional permanecem válidos.

Para finalizar, deve-se enfatizar que este *paper* procurou incorporar alguns dos principais aspectos relacionados com os testes para detecção de raiz unitária[24], mostrando a sua importância para a estimação de modelos econométricos, além

[23]Maiores detalhes sobre este tema podem ser encontrados em NELSON; PLOSSER (1982).

[24]Entretanto, a questão relativa à execução do teste de raiz unitária na presença de quebras (ou mudanças) estruturais não foi abordada no presente artigo. Esse tema será analisado futuramente em outro trabalho juntamente com a análise de intervenção.

dos procedimentos básicos para realização dos testes de raiz unitária. Conforme está colocado no prefácio em RAO (1994) *"houve uma explosão de papers altamente técnicos nas revistas especializadas sobre os diversos métodos para se testar a existência ou não de raiz unitária e estimação do relacionamento de co-integração e especificação de modelo de correção de erro. Entretanto, normalmente o espaço colocado à disposição pelos editores dessas publicações é muito restrito, obrigando muitas vezes que os autores sejam muito rigorosos nas suas exposições e reduzam aspectos relacionados com suas respectivas contribuições pedagógicas. Conseqüentemente, grande parte da literatura sobre raiz unitária e co-integração tem permanecido inacessível para a maioria dos que trabalham com economia aplicada".* Outro ponto relevante é que se procurou apresentar e discutir aspectos relacionados à utilização desses testes no SAS, um programa computacional bastante conhecido, para executar os diversos tipos de testes de raiz unitária.

## LITERATURA CITADA

BANERJEE, Anindya et al. **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M.; REINSEL, Gregory C. **Time series analysis**: forecasting and control. 3nd ed. New Jersey: Prentice Hall, 1994. 598p.

BROCKLEBANK, John C.; DICKEY, David A. **SAS systems for forecasting time series, 1986.** North Carolina: SAS Institute Inc./SAS Campus Drive, 1986. 240p.

DICKEY, David A. **Estimation and testing of nonstationary time series**. Ames: Iowa State University, 1976. (Unpublished Ph.D. Thesis).

______; BELL, W. , MILLER, R. Unit roots in time series models: tests and implications. **American Statistician**, v.40, p.12-26, 1986.

______; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v.49, n. 4, p.1057-1072, Jul. 1981.

______; ______. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of The American Statistical Association**, Washington, v.74, n.366, p.427-431, Jun. 1979.

______; HASZA, D. P.; FULLER, W. A. Testing for unit roots in seasonal time series. **Journal of the American Statistical Association**, v.79, p.355-67, 1984.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. United States: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. **Long-run economic relationship**: readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. (Advanced Texts in Econometrics).

______; ______. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p.251-276, Mar. 1987.

FULLER, Wayne A. **Introduction to statistical time series.** 2nd ed. New York: John Wiley & Sons, 1996. 698p.

FULLER, Wayne A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 352p.

GRANGER, Clive; NEWBOLD, Paul. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, Nottingham, v.2, p.111-120, Jul. 1974.

GRIFFITHS, William E.; HILL, R.C.; JUDGE, George G. **Learning and practicing econometrics**. New York: John Wiley & Sons, 1993. 866p.

GUJARATI, Damodar N. *Basic econometrics*. 3nd ed. New York: McGrow-Hill, 1995. 838p.

HARRIS, Richard I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

HOLDEN, Darryl; PERMAN, Roger. Unit roots and cointegration for the economist. In: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin s Press, 1994. p.47-94.

HORTON, G. A. Forecasting and economic impact analysis: glossary of statistical and forecasting terminology. [Online]. Available: http://www.comstockbank.com/forecast/econ_pg2.htm [Capturado em 23/07/1998].

HYLLEBERG, S.; ENGLE, Robert; GRANGER, Clive; YOO, B. S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v.44, p.215-38, 1990.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.52, n.2, p.169-210, 1990.

KASSOUF, Ana L. **Previsão de preços na pecuária de corte no estado de São Paulo**. Piracicaba: ESALQ, 1988. 102p. Dissertação de Mestrado.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Eds.). **Long-run economic relationships**: readings in cointegation. Oxford: Oxford University Press, 1991. p.267-276.

MARGARIDO, Mario A. **Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no estado de São Paulo**. São Paulo: FGV/EAESP, 1994. 96p. Dissertação de Mestrado.

MARGARIDO, Mario A. et al. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1-5 ago. 1999. **Anais**... Brasília: SOBER, 1999.

MILLS, Terence C. **The econometric modelling of financial time series**. New York: Cambridge University, 1993. 247p.

______. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990. 377p.

NELSON, Charles R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, v.10, p.139-162, 1982.

OILSEEDS: World Market and Trade. Washington: USDA, 1990/1998.

PHILLIPS, Peter C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica**, Chicago, v.58, n.1, p.165-193, Jan. 1990.

; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Great Britain, v.75, n.2, p.335-346, 1988.

______. Time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p. 277-301, Mar. 1987.

______. Understanding spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.33, n.3, p.311-340, Dec. 1986.

RAO, B.Bhaskara. Editor's introduction. In: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p.1-8.

RODRIGUES, Milton da S. **Dicionário Brasileiro de Estatística**. 2. ed. Rio de Janeiro: FIBGE, 1970. 350p.

SAID, Said E.; DICKEY, David A. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. **Biometrika**, Great Britain, v.71, n. 3, p.599-607, 1984.

SANTIAGO, Maura M. D. O endividamento da agricultura brasileira: uma análise econométrica. Piracicaba: USP/ESALQ, 1997. 113p. Tese de Doutorado.

SAS INSTITUTE. **SAS/ETS software**: changes and enhancements, release 6.12. Cary, NC, 1996. 112p.

______. **SAS/ETS software**: changes and enhancements, release 6.11. Cary, NC, 1995. 114p.

______. **SAS/ETS user's guide**, version 6. 2nd ed. Cary, NC, 1993. 1022p.

______. **SAS/ETS software**: applications guide 1, version 6, First Edition: Time Series Modeling and Forecasting, Financial Reporting, and Loan Analysis. Cary, NC, 1991. 380p.

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

---

Recebido em 27/05/99. Liberado para publicação em 07/10/99.