TESTE PARA MAIS DE UMA RAÍZ UNITÁRIA: USO DO *SOFTWARE* SAS® NA ELABORAÇÃO DE UMA ROTINA PARA O TESTE DICKEY-PANTULA[1]

Mario Antonio Margarido[2]
Helcio de Medeiros Junior[3]

Resumo: a determinação da ordem de integração de variáveis é de suma importância para aqueles que trabalham no campo da economia utilizando modelos de séries de tempo. A incorreta identificação de ordem de integração (ou número de raízes unitárias) pode conduzir ao que ficou denominado de regressão espúria, ou seja, apesar dos testes estatísticos do modelo de regressão apresentarem-se significativos, os seus resultados não têm significado econômico. Para resolver esse problema, a partir da década dos 70s foram desenvolvidos diversos testes de raízes unitárias, sendo os mais difundidos os testes Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste não paramétrico de Phillips-Perron (PP). As rotinas para esses testes já se encontram disponíveis para os usuários no *SAS®*. No entanto, DICKEY e PANTULA (1987), demonstraram que os tradicionais testes de raízes unitárias são inadequados quando há possibilidade da presença de mais de uma raiz unitária. Esse *paper* apresenta a elaboração de uma rotina em *SAS* para a realização do teste de raiz unitária Dickey-Pantula com aplicação em séries econômicas.

Palavras-chave: raiz unitária, tendência estocástica, estacionariedade, teste Dickey-Pantula.

Classificação JEL: C00, C2, C22

Testing for more than on unit root : the use of SAS® software for a routine to perform the Dickey-Pantula test

***Abstract**: the determination of a variable's order of integration is a key issue for those dealing with time series econometrics. Any misidentification of the integration order (or of the number of unit roots) may lead to what has been called spurious regression. Although traditional statistical tests may seem to be significant, regression results have no economic meaning. To solve this problem, from the seventies onwards there were developed several unit root tests, among which the most widely used are the Dickey-Fuller (DF), Augmented Dickey Fuller (ADF) and the Phillips-Perron (PP) non-parametric test. Routines for these tests*

Recebido em 08/05/2005. Liberado para publicação em 13/02/2006

[1] Versão preliminar desse artigo foi apresentada no *XIII Congresso Brasileiro de Usuários SAS (GUSAS-13)*, realizado na cidade de São Paulo em 25 de agosto de 2004.

[2] Economista, MS em Economia de Empresas, Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA). E-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br.

[3] Economista, MS em Economia Empresarial, Assessor do Plano Estratégico da Cidade do Rio de Janeiro e Professor da Universidade Estácio de Sá. E-mail: hmjunior@pcrj.rj.gov.br.

are available for SAS® users. However, DICKEY e PANTULA (1987) showed that traditional unit root tests are inadequate when there is a possibility of more than one unit root. This paper presents the elaboration of a SAS routine designed to perform the Dickey-Pantula test in economic applications.

Key-words: *unit root, stocastic trend, stationarity, Dickey-Pantula unit root test.*

JEL Classification: C00, C2, C22

Introdução

Conforme NELSON e PLOSSER (1982), a maioria das séries econômicas possuem raiz unitária e, sendo assim, torna-se de suma relevância a determinação da ordem de integração dessas variáveis para aqueles que transitam pelo campo da economia. Mais precisamente, de acordo com ALENCAR (1998, p. 171), se a "hipótese de raiz unitária for verdadeira para uma série, os choques aleatórios que ela sofresse gerariam na mesma um efeito permanente. As flutuações não seriam transitórias, derrubando, por exemplo, as teorias de que os ciclos econômicos seriam flutuações temporárias em torno de uma tendência".

Portanto, quando uma variável apresenta raiz unitária, os pressupostos estatísticos de que a média e a variância devem ser constantes ao longo do tempo são violados comprometendo, dessa forma, os resultados obtidos com a utilização de modelos econométricos, pois a regressão é considerada espúria, isto é, sem significado econômico. Essa questão foi inicialmente levantada no trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974). Segundo esses autores, ao se estimar uma regressão, mesmo que os valores dos respectivos testes *t* de *student* sejam significativos e que o coeficiente de determinação da regressão, também denominado de R^2, seja elevado, ainda assim, corre-se o risco de se obter uma regressão espúria, ou seja, sem significado em termos econômicos. Em outras palavras, ao se fazer uma regressão entre duas séries de tempo "esse problema surge porque se ambas 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" GUJARATI (1995, p.509).

Tendo como base esses fatores, a partir da década de 70 inicia-se a chamada "revolução das raízes unitárias", com a elaboração dos tradicionais testes de raízes unitárias por DICKEY e FULLER (1979 e 1981) e PHILLIPS e

PERRON (1988)[4], os quais têm como hipótese nula à existência de apenas uma raiz unitária em relação às variáveis econômicas, isto é, essas variáveis são integradas de ordem um ($I(1)$)[5], enquanto que a hipótese alternativa é de que essas variáveis são estacionárias[6]. Posteriormente, foram desenvolvidos outros testes de raízes unitárias, os quais levam em consideração determinados aspectos ou características das séries de tempo que não são abrangidos pelos tradicionais testes Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Entre eles, pode-se citar os testes de raízes unitárias sazonais desenvolvidos por DICKEY, HASZA, FULLER (1984)[7] e HYLLEBERG et al. (1990)[8], os testes de raízes unitárias para séries que contenham uma única quebra estrutural[9], conforme apresentado em PERRON (1994)[10], e para séries

---

[4] Detalhes teóricos e como aplicar os referidos testes de raízes unitárias utilizando a versão 8.2 do *SAS* podem ser encontrados em MARGARIDO e ANEFALOS (1999).

[5] A ordem de integração de uma variável refere-se ao número de vezes em que essa variável deve ser diferenciada até que se torne estacionária. Se uma variável é integrada de ordem um, isto quer dizer que é necessária a aplicação do operador diferença de ordem um para torná-la estacionária e essa variável é denominada de diferença estacionária ou DS.

[6] Quando uma variável é estacionária ou integrada de ordem zero ($I(0)$), a sua média e variância são constantes ao longo do tempo, e conseqüentemente valem os pressupostos dos testes t e os respectivos resultados obtidos para cada coeficiente de determinação (também denominado de R^2), os quais são amplamente utilizados nos modelos de regressão.

[7] O leitor pode encontrar em MARGARIDO e ANEFALOS (1999), procedimento para a teste de raiz unitária sazonal utilizando o *SAS*.

[8] Detalhes sobre os testes de raízes unitárias sazonais encontram-se em ENDERS (1995) e FRANSES (1998).

[9] Os testes tradicionais de raízes unitárias dos tipos DF, ADF e PP não podem ser utilizados quando a variável econômica em análise apresenta uma quebra estrutural, como por exemplo, diante de um pacote econômico de estabilização como aconteceu no caso dos índices de preços em função dos Planos Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990), Collor II (1991) e Real (1994), ou diante de uma forte desvalorização cambial como a ocorrida no início de 1999. Dado que os testes tradicionais possuem baixo poder eles são fortemente influenciados pela introdução ou não de intercepto e/ou tendência na equação utilizada na realização do teste, pelo número de defasagens utilizadas no teste ADF, pelo tamanho da amostra e pela presença de uma quebra estrutural. Mais especificamente, quando há uma quebra estrutural os testes conduzem a resultados viesados no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando na verdade a série é estacionária. Uma análise dos impactos dos planos econômicos de estabilização sobre o Índice Geral de Preços (IGP) pode ser encontrada em CUNHA e MARGARIDO (1999).

[10] Procedimento detalhado e aplicação desse tipo de teste de raiz unitária para séries macroeconômicas no Brasil encontram-se em MARGARIDO (2001).

com mais de uma quebra estrutural o leitor pode consultar os trabalhos de FRANSES e HALDRUP (1993)[11] e BANERJEE; LUMSDAINE; STOCK (1992).
A principal crítica em relação aos testes de raiz unitária refere-se ao seu baixo poder[12], ou seja, não conseguem distinguir um processo estacionário de outro quase estacionário (ou com raiz característica muito próxima da região de fronteira não estacionária). Seus resultados são fortemente influenciados pela presença ou não de constante e/ou tendência, número de defasagens utilizadas para eliminar a autocorrelação dos resíduos e também pelo próprio tamanho da amostra utilizada. Mais especificamente, conforme HATANAKA (1998), quando as raízes características estão contidas no intervalo entre 0,9 e 1,0, o teste Dickey-Fuller não consegue distinguir um processo diferença estacionário (DS), ou seja, que contém raiz unitária de outro tendência estacionário (TS) para uma pequena amostra, neste caso contendo apenas cem observações. Portanto, os testes DF, ADF e PP têm baixo poder diante de pequenas amostras. Como reflexo destes problemas, segundo BROOKS (2002), estes testes produzem resultados viesados, pois falham ao não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária quando ela é falsa, e a rejeitar a hipótese alternativa de que a série é estacionária quando ela é verdadeira, dado que a informação contida em pequenas amostras é insuficiente para a adequada tomada de decisão.

Em função destes problemas foram desenvolvidos testes alternativos de raiz unitária para determinar a estacionariedade das séries. Estes testes têm premissa contrária aos tradicionais testes de raiz unitária, pois enquanto estes últimos têm como hipótese nula de que a série analisada possui raiz unitária, os testes que objetivam testar a estacionariedade da série analisada têm como hipótese nula de que ela seja estacionária em nível. Os dois principais testes de raízes unitárias desta vertente alternativa são os testes LM desenvolvido por LEYBOURNE e McCABE (1994) e o teste KPSS elaborado por KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT e SHIN (1992).

Portanto, a correta determinação da ordem de integração das variáveis reveste-se de suma importância para aqueles que trabalham com séries de tempo, pois tanto os modelos econométricos estáticos de regressão (simples e

---

[11] É preciso observar que o teste desenvolvido por FRANSES e HALDRUP (1993), somente pode ser utilizado na presença de mais de uma quebra estrutural sob a condição de que essas quebras sejam do tipo *Additive Outlier* (AO). Assim como acontece no caso do teste desenvolvido por PERRON (1994), o teste de FRANSES e HALDRUP (1993) combina teste de raiz unitária com análise de intervenção. Aspectos relacionados com análise de intervenção podem ser encontrados em BOX e TIAO (1975), MILLS (1990) e VANDAELE (1983), entre outros.

[12] Afirmar que determinado teste apresenta baixo poder, implica que há elevada probabilidade de se cometer o Erro do Tipo II, isto é, não rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa.

múltipla), como também os dinâmicos, nos quais se inserem os modelos Auto-regressivos Integrados de Médias Móveis (ARIMA), de Função de Transferência, Auto-regressivo Vetorial (VAR), de Espaço de Estado (*State Space*), de Análise Espectral, etc, necessitam que as variáveis utilizadas sejam estacionárias.

No entanto, apesar da maior parte das séries em economia serem de ordem de integração igual a um, ainda assim podem surgir séries que sejam integradas de ordem dois ($I(2)$).

1. Objetivos

Em função do que foi delineado anteriormente, esse artigo, inicialmente, faz um breve resumo dos testes DF e ADF, visando dessa forma, familiarizar o leitor com os respectivos testes de raízes unitárias. Especificamente, objetiva-se apresentar a metodologia e a justificativa para utilizar o teste de raiz unitária desenvolvido por DICKEY e PANTULA (1987) para a determinação da ordem de integração de variáveis que contenham mais de uma raiz unitária. Também é apresentado passo a passo a construção de um procedimento em *SAS* visando a execução do teste Dickey-Pantula com utilização de um exemplo em economia.

2.- Teste de raiz unitária Dickey-Fuller: breve revisão[13]

Basicamente, o teste de raiz unitária Dickey-Fuller (DF) estima a seguinte auto-regressão:

$$\nabla y_t = (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1),$$

ou então,

$$\nabla y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1.a),$$

onde $\nabla = (y_t - y_{t-1})$, ou seja é o operador diferença e $\gamma = \rho - 1$. Nesse caso, a hipótese nula (H_0) é de que exista pelo menos uma raiz unitária, logo a variável não é estacionária e $\gamma = 0$. Por sua vez, a hipótese alternativa (H_A) é que a variável seja fracamente estacionária[14], nesse caso não há nenhuma raiz unitária e conseqüentemente $\gamma < 0$.

---

13 Detalhes teóricos e aplicativos sobre o teste de raiz unitária Dickey-Fuller podem ser encontrados em MARGARIDO e ANEFALOS (1999).

14 Apesar de vários textos utilizarem o termo estacionariedade, o mais correto é usar o termo fracamente estacionário. Um processo estocástico é estacionário, ou mais precisamente fracamente estacionário, quando preencher três requisitos básicos: 1) sua

Alternativamente, o teste Dickey-Fuller pode ser conduzido utilizando-se a seguinte expressão:

$$y_t = \rho\, y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1.b),$$

nesse caso, testa-se a hipótese nula de que $\rho = 1$, isto é, tenha uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que não tenha raiz unitária, ou seja $\rho < 1$.

A equação pode ser ampliada para incorporar a presença ou não de intercepto e/ou tendência, ou seja, o procedimento Dickey-Fuller permite que se teste a existência ou não de raiz unitária naqueles casos em que seja necessária a introdução ou não de constante e/ou tendência. O teste para ambos os casos é conduzido de maneira semelhante ao apresentado acima. A diferença é que no caso em que seja necessária à introdução de uma constante, a auto-regressão a ser utilizada é a seguinte:

$$\nabla y_t = \alpha + \gamma\, y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2),$$

onde α é o intercepto. Caso, seja necessária a presença da tendência e do intercepto, a equação a ser utilizada é a seguinte:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta\, t + \gamma\, y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3),$$

sendo que, o termo *t* representa a tendência linear.

O teste Dickey-Fuller parte da pressuposição de que os termos de erros nas equações acima são identicamente e independentemente distribuídos (*IID*), isto é não apresentam autocorrelação. Em função disso, o teste Dickey-Fuller foi ampliado de forma a incorporar defasagens em relação a variável que está sendo analisada. Ao proceder dessa maneira obtém-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual adiciona a equação 3 à própria variável defasada e diferenciada, assumindo o seguinte aspecto:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta\, t + \gamma\, y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (4).$$

A principal vantagem do teste ADF em relação ao DF é que ao introduzir um número suficiente de defasagens, garante-se que os resíduos não apresentem autocorrelação. Em linhas gerais, para se determinar o número ideal de defasagens utiliza-se algum critério de informação, como por exemplo, o Critério de Akaike (AIC)[15] ou de Schwarz (SBC)[16].

---

média é constante ao longo do tempo, isto é $E(X_t) = \mu$; 2) sua variância é constante ao longo do tempo, ou seja, $Var(X_t) = \sigma^2_X$ e 3) sua covariância é constante ao longo do tempo, ou seja, $\gamma_k = \mathrm{cov}(X_t, X_{t-k}) = E\left[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)\right]$, onde k representa a defasagem.

15 Conforme MADDALA e KIM (1998), há dois critérios para a determinação do número de parâmetros a serem estimados. O primeiro é o Critério de Informação de Akaike (AIC) e é representado da seguinte forma: $AIC(p) = n \log \hat{\sigma}^2 + 2p$, onde p é número

Os valores críticos para cada caso encontram-se em DICKEY e FULLER (1979 e 1981). Para o modelo sem a necessidade de constante e tendência utiliza-se a estatística τ. Enquanto que, para o modelo contendo somente constante utiliza-se a estatística τ_μ e para o caso em que se utilize o modelo que incorpora constante e tendência a estatística utilizada denomina-se τ_τ. De acordo com BARBOSA, MARGARIDO, NOGUEIRA JÚNIOR (2002, p.95), os testes Dickey-Fuller dos tipos DF e ADF, também, possibilitam "a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (denominados de testes ϕ_1 e ϕ_3)".

Em relação aos valores críticos para as estatísticas τ_τ, τ_μ e τ , MARGARIDO e ANEFALOS (1999), chamam a atenção para o fato de que "ao invés de utilizar nos testes de raízes unitárias os valores críticos elaborados por DICKEY-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), pois eles têm como base simulações e são suficientemente exatos para os propósitos práticos". Em outras palavras, os valores críticos elaborados por MACKINNON (1991) são mais precisos que os apresentados em DICKEY e FULLER (1979 e 1981).

3.- O teste de raiz unitária Dickey-Pantula

Apesar da maior parte das séries em economia serem integradas de ordem um, existem aquelas que são integradas de ordem dois[17]. Logo, a

---

total de parâmetros a serem estimados; n corresponde ao tamanho da amostra e $\hat{\sigma}^2$ é a variância amostral, a qual é definida como $\hat{\sigma}^2 = SQR/(n-p)$, onde $SQR = \sum \hat{\varepsilon}_t^2$ e representa a soma dos quadrados dos resíduos. Ao utilizar o critério de informação para determinar o número de defasagens num modelo Auto-regressivo de Médias Móveis (ARMA) deve-se escolher o menor valor apresentado pelo respectivo critério de informação.

[16] O Critério de Informação Bayseano de Schwartz (BIC) é representado pela seguinte fórmula: $BIC(p) = n\log\hat{\sigma}^2 + p\log n$, onde a definição de cada elemento dessa fórmula é idêntica ao do Critério de Informação de Akaike. Novamente, deve-se escolher para a determinação do número de defasagens do respectivo modelo ARMA o menor valor obtido pelo BIC. MADDALA e KIM (1998) chamam a atenção para o fato de que os dois critérios podem conduzir a diferentes conclusões.

[17] Quando uma variável é integrada de ordem um, o método utilizado para deixá-la estacionária consiste em diferenciar essa variável uma vez. Ao utilizar esse procedimento, implica em trabalhar com a variável original ou em nível e utilizá-la diferenciada, ou seja, trabalhar com as variações dessa variável (taxas de crescimento). Caso seja necessária a aplicação de uma segunda diferença de ordem um, isto implica em trabalhar com a aceleração da taxa de crescimento da respectiva variável. Aplicações de diferenças superiores a dois não são suportadas pela ciência econômica, isto é não são

inclusão de uma diferença de ordem um não é capaz de torná-la estacionária, sendo necessária uma segunda aplicação do operador de diferença de ordem um. Determinadas séries em particular, relacionadas a preços nominais numa conjuntura com acirramento do processo inflacionário, podem conter duas ou até mais raízes unitárias. Conforme PATTERSON (2000), nesses casos a estratégia mais adequada é testar um número de raízes unitárias superiores à unidade relativamente a testar a presença de uma única raiz unitária. A justificativa para tal procedimento consiste no fato de que, quando a série é integrada de ordem dois, a utilização do teste de raiz unitária tradicional pode conduzir a conclusões equivocadas quanto à ordem de integração da variável. Mais especificamente, os tradicionais testes de raízes unitárias testam a hipótese nula de que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária, ou seja, não há nenhuma raiz unitária. Uma vez que a hipótese nula não seja rejeitada, isto pode induzir o pesquisador de que há somente uma raiz unitária, quando na verdade existem duas raízes unitárias. Portanto, a aplicação de uma diferença somente não é capaz de torná-la estacionária, pois são necessárias duas diferenças.

Em função desses problemas, DICKEY e PANTULA (1987) desenvolveram um procedimento que caminha no sentido inverso dos testes DF, ADF e PP. Estes últimos adotam a filosofia do teste específico para o geral, ou seja, iniciam-se com as variáveis em nível e conforme a necessidade são implementadas diferenças até que a variável fique estacionária. Por sua vez, o teste Dickey-Pantula vai à direção do teste geral para o específico, pois se inicia com diferenças de ordens elevadas, em geral de ordem dois em economia, e as ordens das diferenças são reduzidas até o ponto em que o teste seja executado com a variável em nível. CHAREMZA e DEADMAN (1999), justificam a utilização do conceito partindo de um modelo geral para um específico em função do fato de que os testes possuem melhores propriedades estatísticas relativamente ao outro procedimento[18].

O teste Dickey-Pantula[19] inicia-se a partir da seguinte auto-regressão de ordem dois:

$$\left(1-\rho_1 L\right)\left(1-\rho_2 L\right)y_t = u_t, \tag{5}$$

onde *L* é o operador de defasagem, também denominado de operador de atraso ou retardo e é representado da seguinte forma:

$$X_t - X_{t-1} = X_t - LX_t = X_t\left(1-L\right)$$

capazes de fornecer explicações que dêem amparo econômico a esses procedimentos, apesar do procedimento matemático ser correto.

[18] Detalhes podem ser obtidos no capítulo 4 de CHAREMZA e DEADMAN (1999).

[19] A demonstração a seguir baseia-se em CHAREMZA e DEADMAN (1999, p.111).

ou seja,

$$LX_t = X_{t-1}$$

enquanto que u_t representa um termo de erro estocástico. Portanto, em relação à equação 5, as suas raízes r_1 e r_2 são suas respectivas soluções, que nesse caso são os valores de *L*, logo, tem-se que:

$$(1-\rho_1 L)(1-\rho_2 L)=0$$

então suas raízes são, respectivamente $L = 1/\rho_1$ ou $L = 1/\rho_2$, ou então também podem ser representadas como $r_1 = 1/\rho_1$ ou $r_2 = 1/\rho_2$.

Ao se afirmar que um processo é estacionário ou mais precisamente fracamente estacionário implica que os valores das raízes em módulo devem ser maiores que a unidade, ou seja, devem cair fora do círculo unitário[20].

A equação 5 pode ser escrita de outra forma[21], isto é:

$$y_t = (\rho_1 + \rho_2) y_{t-1} - \rho_1 \rho_2 y_{t-2} + u_t \tag{5.1}$$

Nesse ponto, é preciso observar que:

$$\nabla^2 y_t = \nabla\nabla y_t = \nabla(y_t - y_{t-1}) = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})$$

e

$$\nabla y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$$

onde ∇ representa o operador de diferença.

A equação 5.1 pode ser reformulada para:

$$\nabla^2 y_t = (\rho_1\rho_2 - 1)\nabla y_{t-1} - (1-\rho_1)(1-\rho_2) y_{t-1} + u_t$$

a qual pode ser reescrita como:

$$\nabla^2 y_t = \beta_1 \nabla y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + u_t \tag{5.2}$$

sendo que: $\beta_1 = \rho_1\rho_2 - 1$ e $\beta_2 = -(1-\rho_1)(1-\rho_2)$.

O teste Dickey-Pantula parte do princípio de que existem duas raízes unitárias, ou seja, que a série seja integrada de ordem 2 (*I*(2)). Portanto, tendo como base a equação 5.2, tem-se que se $r_1 = r_2 = 1$, então $\rho_1 = \rho_2 = 1$ e por

---

[20] Detalhes sobre as condições de estacionariedade (ou estabilidade) podem ser encontrados em VANDAELE (1983), ENDERS (1995) e PINO (1980), entre outros.

[21] É necessário lembrar que numa equação de segundo grau, como por exemplo $\phi_2 x^2 + \phi_1 x + \phi_0$, o valor do coeficiente ϕ_2 é igual a multiplicação de suas duas raízes, isto é, $r_1 r_2 = \phi_2$, onde r_1 e r_2 são as raízes desse polinômio de segundo grau, enquanto que a soma dessas duas raízes é igual ao valor do coeficiente ϕ_1, ou seja, $r_1 + r_2 = \phi_1$

conseguinte, $\beta_1 = \beta_2 = 0$. Por sua vez, dado que o teste Dickey-Pantula pressupõe que a hipótese alternativa inicial é que a série seja integrada de ordem 1 ($I(1)$), uma das raízes (r_1 ou r_2) deve assumir valor igual a um, enquanto que a outra raiz apresenta valor, em módulo, maior que a unidade. Mais precisamente, ao se analisar a equação 5.2 para β_1 e β_2, a hipótese alternativa é de que, $\beta_2 = 0$ e $\beta_1 < 0$.

CHAREMZA e DEADMAN (1999) chamam a atenção para o fato de que ao testar a presença de duas contra uma raiz unitária implica que β_2 é considerado igual a zero, levando-se em consideração tanto a hipótese nula quanto a hipótese alternativa. Portanto, ao se testar a hipótese da possível presença de duas raízes unitárias, isto equivale a estimar a equação 5.2 com a imposição da restrição de que $\beta_2 = 0$. Em outras palavras, tendo como base o fato de que na primeira etapa do teste Dickey-Pantula $\beta_2 = 0$ tanto no caso da hipótese nula quanto em relação à hipótese alternativa, então, a equação 5.2 pode ser reformulada da seguinte forma:

$$\nabla^2 y_t = \beta_1 \nabla y_{t-1} + u_t \tag{6}$$

Portanto, em relação ao parâmetro β_1, a hipótese nula tendo como base a equação 6 é que a série de tempo representada por y_t seja integrada de ordem dois ($I(2)$), ou seja, existem duas raízes unitárias. Nesse caso tem-se que $\beta_1 = 0$. A hipótese alternativa é de que y_t seja integrada de ordem um ($I(1)$), isto é, tenha somente uma raiz unitária; logo, de acordo com essa hipótese, assume-se que $\beta_1 < 0$.

Dado que a hipótese nula em relação à existência de duas raízes unitárias foi rejeitada, o próximo passo consiste em testar a hipótese da existência de uma raiz unitária ($I(1)$) contra a hipótese alternativa de que a variável é estacionária ($I(0)$). Sendo assim, nessa segunda etapa do teste Dickey-Pantula o ponto de partida é a equação 5.2, a qual, para efeito de exposição está replicada a seguir:

$$\nabla^2 y_t = \beta_1 \nabla y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + u_t \tag{5.2}$$

Mais especificamente, a hipótese nula a ser adotada agora é que $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = 0$. Em outras palavras, se o coeficiente estimado para β_1 for negativo e o coeficiente estimado para β_2 for nulo (não significativo estatisticamente) na equação 5.2, então, não se rejeita a hipótese nula de que existe uma raiz unitária. Em contrapartida, se ambos coeficientes estimados forem significativamente negativos em termos estatísticos, isto é, $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 < 0$, então, a hipótese nula é rejeitada em favor da não rejeição da hipótese alternativa, logo, nesse caso, a variável é estacionária em nível. Portanto, para a rejeição da hipótese nula é condição que ambos coeficientes estimados sejam significativamente negativos[22].

Há outros dois aspectos a serem observados em relação ao teste de raiz unitária Dickey-Pantula. Em primeiro lugar, os valores críticos utilizados são os mesmos tabulados por DICKEY e FULLER (1979 E 1981), FULLER (1996) e MACKINNON (1991). Outro ponto relevante é que, como acontece com os testes DF e ADF, nesse caso também se podem introduzir elementos determinísticos como intercepto e tendência linear nas estimações. Portanto, ao realizar o teste Dickey-Pantula para uma auto-regressão sem intercepto e tendência, deve-se utilizar a estatística τ; para o modelo contendo somente intercepto utiliza-se a estatística τ_μ, e finalmente para o modelo contendo intercepto e tendência a estatística adequada é a τ_τ.Para finalizar, FAVA (2000, p.249) enfatiza que DICKEY e PANTULA (1987) observam que "a constante deve estar sempre presente no último passo do procedimento, sob o argumento de que séries econômicas, em sua maioria, ou são não estacionárias ou têm média diferente de zero". Portanto, para utilizar as estatísticas τ_μ e τ_τ ao invés da estatística τ, as equações 5.2 e 6 devem ser reformuladas para os seguintes formatos, respectivamente:

$$\nabla^2 y_t = \alpha + \beta_1 \nabla y_{t-1} + u_t \tag{6.1.A}$$

$$\nabla^2 y_t = \alpha + \beta_1 \nabla y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + u_t \tag{5.2.1.A}$$

e

$$\nabla^2 y_t = \alpha + \lambda t + \beta_1 \nabla y_{t-1} + u_t \tag{6.2.B}$$

$$\nabla^2 y_t = \alpha + \lambda t + \beta_1 \nabla y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + u_t \tag{5.2.1.B}$$

onde α é o intercepto ou constante[23] e λt é a tendência linear.

Na literatura referente ao teste de raiz unitária do tipo Dickey-Pantula a maioria dos trabalhos e livros consultados utilizam somente o teste relativamente à estatística τ_μ ou τ.

[22] De acordo com YAFEE e McGEE (2000, p.82), estudos utilizando simulações de "Monte Carlo mostram que os valores críticos dos testes de raiz unitária ADF não seguem aqueles do teste *t*. Somente quando a amostra é razoavelmente pequena, e outros parâmetros não estão contidos no modelo, é que proporcionam uma distribuição que se assemelha da distribuição *t*". Continuando, YAFEE e McGEE (2000, p.82), citando BANERJEE et al. (1993), afirmam que, geralmente, "quanto menor o tamanho da amostra, maior é o valor crítico, e para todas as três estatísticas os parâmetros são levemente viesados para a esquerda". Portanto, a distribuição τ é assimétrica, contrariamente ao que ocorre com a distribuição *t*.

[23] Também denominado de *drift* na literatura sobre séries de tempo.

Em função desse fato, nesse estudo será apresentado somente o procedimento em *SAS®* para utilizar o teste Dickey-Pantula relativamente à estatística τ_{μ}.

4. Material

Utilizou-se uma única série de tempo com observações mensais relativa à variável preço *CIF*[24] do grão de soja em Rotterdam *(ROT)*[25]. Os dados básicos do preço internacional do grão de soja foram extraídos da publicação OILSEEDS (1995-2003) para o período de outubro de 1995 a outubro de 2003.

5. Procedimento Dickey-Pantula no *SAS®*

Ao se trabalhar com modelos de séries temporais, o primeiro passo consiste em determinar a ordem de integração das variáveis, via teste de raiz unitária. No entanto, dado que todo esse procedimento utilizando o *SAS®* foi desenvolvido em detalhes em MARGARIDO e ANEFALOS (1999), isso não será replicado aqui.

O procedimento do *SAS®* que será utilizado é o PROC AUTOREG, ou seja, o procedimento utilizado na estimação de auto-regressão. Porém, antes de construir a rotina para execução do teste é necessário definir algumas variáveis, dado que esse teste utiliza a própria variável diferenciada, defasada e diferenciada e defasada, conforme apresentado no Quadro 1.

---

[24] *Cost Insurance and Freight*. Conforme CARVALHO e SILVA (2002, p.274), o termo *CIF* implica que no contrato de exportação fica estabelecido que "todas as despesas correm por conta do vendedor, inclusive seguro marítimo e frete, até a chegada da mercadoria ao porto de destino".

[25] Refere-se à notação utilizada para cada variável ao longo do texto.

Quadro 1. Criação de variáveis para executar o teste de raiz unitária Dickey-Pantula na versão 8.2 do *SAS*®

Procedimento para realização do teste de raiz unitária Dickey-Pantula: criação de variáveis	Descrição dos comandos/opções
DATA PRECOS;	Cria o SAS data set denominado preços no qual os dados serão armazenados;
INPUT ROT;	É criada a variável ROT a qual representa os preços CIF do grão de soja em Rotterdam;
LROT=LOG(ROT);	É criada a variável do logaritmo do preço do grão de soja em Rotterdam, a qual foi denominada de LROT. É necessário lembrar que esse procedimento para transformar o logaritmo da variável é opcional. Para aqueles que trabalham em economia a utilização do logaritmo da variável é de suma relevância, pois o seu coeficiente fornece diretamente à sua respectiva elasticidade. Detalhes sobre esse tema podem ser encontrados em MILLS (1990) e MARGARIDO (1998).
LROT1=LAG(LROT);	É criada a variável defasada de um período do logaritmo do preço internacional do grão de soja, a qual é denominada LRTO1;
DLROT=DIF(LROT);	É criada a variável diferenciada de ordem um, da variável logaritmo do preço internacional do grão de soja, a qual é denominada de DLROT;
DLROT1=DIF(LROT1)	É criada a variável diferenciada de ordem um e defasada de um período, da variável logaritmo do preço internacional do grão de soja, a qual é denominada de DLROT1;
D2LROT=DIF(DLROT);	É criada a segunda diferença de ordem um em relação a variável já diferenciada anteriormente, a qual é denominada de D2LROT;

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de SAS INSTITUTE (1993)

Uma vez criadas as variáveis necessárias, o próximo passo consiste na elaboração do procedimento para executar o teste de raiz unitária Dickey-Pantula tendo como base a equação 6 e utilizando a estatística Dickey-Fuller denominada τ_{μ}, conforme apresentado no Quadro 2.

Quadro 2.Procedimento para realização do teste Dickey-Pantula na versão 8.2 do SAS

Teste de raiz unitária Dickey-Pantula: parte 1	
Comandos/opções	Descrição dos comandos/opções
proc autoreg data=precos;	Esse procedimento permite a utilização do procedimento denominado **PROC AUTOREG**, o qual permite estimar uma auto-regressão utilizando os dados do arquivo ***SAS data set*** **PRECOS**;
model D2lrot = Dlrot1;	O comando **MODEL** especifica que há duas variáveis e um termo determinístico (intercepto). Nesse caso, utiliza-se a estatística Dickey-Fuller denominada τ_{μ}. A variável dependente (**D2LROT**), a qual está localizada à esquerda da equação, representa a aplicação de duas diferenças, ambas de ordem um, cada uma, sobre o logaritmo dos preços internacionais do grão de soja. A variável independente é a própria variável dependente, com a aplicação de uma diferença de ordem um, porém, defasada de um período (**DLROT1**). Caso o usuário decida utilizar à estatística τ basta adicionar o comando (**/ NOINT;**) posteriormente ao nome da variável **DLROT1** para excluir o intercepto da equação a ser estimada. Se for necessária a inclusão de um termo relativo à tendência linear, basta ao usuário adicionar o comando (**TIME**) do lado direito da equação;
RUN;	Esse comando executa o procedimento **AUTOREG**.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de SAS INSTITUTE (1993)

Se a hipótese nula sobre a presença de duas raízes unitárias não for rejeitada, isto é o coeficiente estimado de **DLROT1** não for significativo estatisticamente, então, há duas raízes unitárias e o teste pára nesse ponto. No entanto, se esse coeficiente estimado for negativo e estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese nula e não se rejeita a hipótese alternativa de que há, pelo menos, uma raiz unitária e o teste deve continuar utilizando-se a equação 5.2, conforme descrito no Quadro 3.

Quadro 3. Procedimento para realização do teste Dickey-Pantula na versão 8.2 do SAS

Teste de raiz unitária Dickey-Pantula: parte 2	
Comandos/opções	Descrição dos comandos/opções
proc autoreg data=precos;	Esse procedimento permite a utilização do procedimento denominado **PROC AUTOREG**, o qual permite estimar uma auto-regressão utilizando os dados do arquivo ***SAS data set*** **PRECOS**;
	O comando **MODEL** especifica que há três variáveis sendo uma dependente, duas independentes e um termo determinístico (intercepto). Nesse caso, utiliza-se a estatística Dickey-Fuller denominada
model D2lrot=Dlrot1 lrot1;	τ_{μ} A variável dependente (**D2LROT**), a qual está localizada à esquerda da equação, representa a aplicação de duas diferenças, ambas de ordem um cada uma, sobre o logaritmo dos preços internacionais do grão de soja. A variável independente é a própria variável dependente, com a aplicação de uma diferença de ordem um, porém, defasada de um período (**DLROT1**). A outra variável independente representa a própria variável dependente defasada de um período (**LROT1**). Caso o usuário decida utilizar à estatística τ basta adicionar o comando (**/ NOINT;**) posteriormente ao nome da variável **LROT1** para excluir o intercepto da equação a ser estimada. Se for necessária a inclusão de um termo relativo à tendência linear, basta ao usuário adicionar o comando (**TIME**) do lado direito da equação;
RUN;	Esse comando executa o procedimento **AUTOREG**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de SAS INSTITUTE (1993)

Se pelo menos um dos coeficientes estimados de **DLROT1** ou **LROT1** for estatisticamente não significativo, então a hipótese nula relativa à presença de uma raiz unitária não é rejeitada e a variável é considerada como sendo integrada de ordem um, isto é, tem uma raiz unitária. Portanto, essa variável é diferença estacionária (DS), e para torná-la estacionária é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um. Logo deve-se trabalhar com a variável diferenciada, isto é, com sua taxa de variação ao invés da variável original (em nível). Caso ambos coeficientes estimados de **DLROT1** e **LROT1** sejam negativos e significativos estatisticamente implica que a hipótese nula relativa à existência de uma raiz unitária é rejeitada, e a variável é estacionária, podendo-se trabalhar com ela em nível, não sendo necessária à utilização do operador diferença para deixa-la estacionária.

6. Exemplo econômico

Antes de iniciar a execução do teste de raiz unitária é preciso relembrar que esses testes possuem baixo poder, fato este que implica que seus resultados são sensivelmente afetados pelo tamanho da amostra, número de defasagens utilizadas, a introdução de intercepto e/ou constante e fundamentalmente pela presença de quebras estruturais. Em economia, essas quebras podem estar associadas a quebras de safras em função de geadas, estiagens, ou então, como aconteceu ao longo da segunda metade da década de 80 e primeira de 90, por programas de estabilização. Sendo assim, a "regra de bolso" aconselha que antes de executar o teste de raiz unitária é recomendável que se faça o gráfico da série em nível para verificar a possível existência da quebra(s) estrutural(is). Caso a resposta seja positiva, então se deve utilizar alguns dos testes de raízes unitárias com quebra(s) estrutural(is) mencionados anteriormente ao invés dos tradicionais testes do tipo DF, ADF, PP e Dickey-Pantula.

Como essa série já foi utilizada anteriormente em outro estudo e dado que não foi constada nenhuma quebra estrutural, não há necessidade de fazer seu gráfico, podendo-se ir diretamente para o teste Dickey-Pantula.

O primeiro passo foi estimar a equação 6.1.A, cujos resultados encontram-se no Quadro 4, o qual é a própria saída do *SAS®*. Os elementos que interessam para a análise estão destacados em negrito. Como já mencionado, esse teste tem como base a equação 6.1.A. O valor estimado para β_1 (-0,8500) possui estatística τ_μ correspondente a **–7,23** com valor de probabilidade menor que 0,0001. Portanto, a probabilidade de se cometer o Erro do Tipo I, ou seja, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que há duas raízes unitárias e ela ser verdadeira é praticamente nula. Sendo assim, essa hipótese é rejeitada em favor da não rejeição da hipótese alternativa de que há somente uma raiz unitária. Verifica-se assim que o coeficiente estimado é estatisticamente significativo e negativo (Quadro 4).

Quadro 4. Realização do teste Dickey-Pantula, Saída do Procedimento AUTOREG do *SAS*^{Ò}, Teste para duas raízes unitárias

The AUTOREG PROCEDURE

Dependent Variable D2lrot

Ordinary Least Squares Estimates

SSE	0,10917	DFE	71
MSE	0.00154	Root MSE	0.03921
SBC	-25,9141	AIC	-26,3722
Regress R-Square	0.4237	Total R-Square	0.4237
Durbin-Watson	19.731		

Variable	DF	Estimate	SE	t Value	Approx Pr>|t|
Intercept	1	-0.001112	0.004596	-0.24	0.8095
Dlrot1	1	-0.8500	0.1176	-7.23	<.0001

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados básicos da OILSEEDS (1990-2000)

Outra forma de analisar o resultado é comparar o valor estimado pelo *SAS®* (ou calculado) com os valores críticos tabelados que podem ser encontrados em DICKEY e FULLER (1979 e 1981), FULLER (1996) e MACKINNON (1991). Dado que os valores tabulados por MACKINNON (1991) são mais precisos que os demais, nesse trabalho serão utilizados os valores desse estudo. O valor calculado pelo *SAS®* para a estatística τ_{μ} é igual a **-7,23**, o qual é maior em módulo do que o valor tabelado, que equivale a -**3,51869**. Em função desse resultado, rejeita-se a hipótese nula de que existem duas raízes unitárias, enquanto não se rejeita a hipótese alternativa de que há pelo menos uma raiz unitária.

A partir desse resultado o teste deve prosseguir e nessa nova situação a hipótese nula é de que há somente uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que não há nenhuma raiz unitária (a variável é estacionária). Desta vez utilizam-se as estimativas relacionadas com a equação 5.2.1.A, cujos resultados são apresentados no Quadro 5. Novamente, os elementos indispensáveis para a análise do teste de raiz unitária Dickey-Pantula encontram-se assinalados em negrito. O resultado obtido para β_1, isto é, para o coeficiente estimado de **DLROT1** é estatisticamente significativo. Em outras palavras, a probabilidade de se cometer o Erro Tipo I, rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária é praticamente zero (**<.0001**). Logo, rejeita-se a hipótese nula em favor da hipótese alternativa de que prevalece estacionariedade ($\beta_1 < 0$). Ao levar-se em consideração a sua magnitude (**-6.98**), verifica-se que o valor calculado, em módulo, é superior ao respectivo valor tabelado (**-3,51869**), confirmando mais uma vez, a rejeição da hipótese nula (Quadro 5).

No entanto, a análise ainda não terminou, pois é necessário observar o comportamento do coeficiente estimado para **LROT1** antes de se tomar qualquer decisão em relação à ordem de integração da variável que está sendo analisada. Apesar do coeficiente estimado de **LROT1** ser negativo ele não é estatisticamente significativo, pois a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira) é igual a 34,20%. Em função desse resultado a hipótese nula (tem raiz unitária) não pode ser rejeitada e, conseqüentemente, rejeita-se a hipótese alternativa (é estacionária). Logo $\beta_2 = 0$, conforme apresentado no Quadro 5. Visto sob outro ângulo, o valor calculado é igual a **-0.96**, o qual, em módulo, é menor que o valor tabelado **-3,51869**, confirmando que a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Portanto, dado que $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = 0$[26], pode-se inferir que a variável apresenta uma raiz unitária. Sendo assim, para torná-la estacionária é necessária à aplicação de uma diferença de ordem um, implicando que essa variável deve ser utilizada diferenciada e não em nível, pois corre-se o risco de obter resultados espúrios. Caso os valores estimados tivessem indicado que $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 < 0$, então a variável seria considerada estacionária, fato esse que possibilitaria trabalhá-la sem a necessidade de diferenciá-la, ou seja, em nível.

[26] Lembrar que ao utilizar os termos negativo e nulo implica ser significativo e não significativo estatisticamente, respectivamente, em função dos valores tabulados por DICKEY e FULLER (1979 e 1981), FULLER (1996) e MACKINNON (1991).

Quadro 5. Realização do teste Dickey-Pantula, Saída do Procedimento AUTOREG do *SAS*[Ò], Teste para uma raiz unitária

The AUTOREG Procedure

Dependent Variable D2lrot

Ordinary Least Squares Estimates

SSE	0.10776204	DFE	70
MSE	0.00154	Root MSE	0.03924
SBC	-255,7987	AIC	-262,6701
Regress R-Square	0.4312	Total R-Square	0.4312
Durbin-Watson	19.812		

Variable	DF	Estimate	SE	t Value	Approx Pr > | t|
Intercept	1	0.1442	0.1519	0.95	0.3459
Dlrot1	1	-0.8319	0.1192	**-6.98**	**<.0001**
lrot1	1	-0.0263	0.0275	**-0.96**	**0.3420**

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de dados básicos da OILSEEDS (1990-2000

Considerações finais

Em relação aos modelos de séries de tempo observa-se que seu divisor de águas foi à década de 70, primeiramente com o trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974), o qual levantou a questão da denominada regressão espúria, ou seja, apesar de apresentarem testes *t* e valores para o coeficiente de determinação (R^2) significativos estatisticamente, ainda assim, estes resultados não tinham significado econômico, pois estavam sendo mascarados pela presença de tendências estocásticas comuns entre as variáveis utilizadas nos modelos de regressão. A existência de tendência estocástica invalida os principais pressupostos da estatística tradicional, pois tanto a média quanto à variância deixam de ser constantes ao longo do tempo. O segundo momento historicamente importante, ainda na década de 70, foi o desenvolvimento dos testes de raiz unitária, cujo trabalho referencial foi desenvolvido por DICKEY-FULLER (1979).

A correta determinação da ordem de integração de uma série temporal assume grande relevância, pois permite evitar o problema relacionado à regressão espúria. Para contornar esses problemas foram desenvolvidos diversos testes de raiz unitária, entre os quais os mais utilizados são os testes DF, ADF e PP, entre outros. No entanto, tais testes apresentam baixo poder e, portanto, seus resultados devem ser vistos com certo cuidado por parte dos usuários. Como estes testes partem do princípio de que as séries temporais possuem somente uma raiz unitária, muitas vezes os resultados são viesados, pois podem existir séries que possuem, pelo menos, duas raízes unitárias. Sendo assim, DICKEY e PANTULA (1987) desenvolveram um método para testar a presença de pelo menos duas raízes unitárias, o qual é denominado de teste de raiz unitária Dickey-Pantula.

Apesar do *SAS®* já ter incorporado em seus procedimentos os testes de raízes unitárias dos tipos DF, ADF e PP, não existe uma rotina já pronta para executar o teste Dickey-Pantula. No entanto, uma das vantagens oferecidas pelo *SAS®* reside exatamente no fato deste *software* permitir ao usuário criar rotinas para atender suas respectivas demandas. Como muitos usuários não possuem suficiente conhecimento para gerar rotinas ao utilizar o *SAS®*, este artigo objetivou construir, inclusive com um exemplo aplicado à economia, como utilizar o teste de raiz unitária do tipo Dickey-Pantula.

Espera-se que este *paper* possa ser de grande utilidade àqueles que transitam no campo de séries de tempo, pois é um instrumento a mais à disposição para a correta determinação da ordem de integração de variáveis temporais. Como já realçado anteriormente, a correta determinação da ordem de integração das séries de tempo é de fundamental importância, tanto para a construção de modelos que visam a análise estrutural (ou relacionamentos) entre variáveis econômicas, bem como na elaboração de modelos de previsão.

Referências Bibliográficas

ALENCAR, L.S. de. Raízes unitárias e co-integração: uma introdução. **Boletim do Banco Central do Brasil**, Brasília, v.**34**, n.4, p.171-210, abr. 1998.

BANERJEE, A. 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).

BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R.L.; STOCK, R.L. Recursive and sequential Tests of Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: theory and internatinal evidence. **Journal of Business & Economic Statistcs**, v.**10**, p.271-87, 1992.

BARBOSA, Marisa Z.; MARGARIDO, Mario A.; NOGUEIRA JÚNIOR, Sebastião. Análise da Elasticidade de Transmissão de Preços no Mercado Brasileiro de Algodão. **Nova Economia**, v.**12**, n.2, jul./dez. p.79-108. 2002.

BOX, G.E.P.; TIAO, G.C. Intervention Analysis with Application to Economic and Environmental Problems. **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v.**70**, n.3, p.70-79, Mar. 1975

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. United Kingdom: Cambridge University Press. 2002. 701p.

CARVALHO, Maria A. de; SILVA, César R.L. da. **Economia Internacional**. São Paulo: Saraiva, 2002, 300p.

CHAREMZA,Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. **New Directions in Econometric Practice:** general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. Great Britain: Edward Elgar, second edition. 1999. 344p.

CUNHA, Marina S. da; MARGARIDO, Mario A. Avaliação dos Impactos dos Planos de Estabilização pós-1986 sobre o Índice Geral de Preços (IGP): uma aplicação da metodologia Box & Jenkins. **Agricultura em São Paulo**, v. **46**, n.2, p.1-18, 1999.

DICKEY, D.A.; PANTULA, S. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, n. **5**, p.455-61, 1987.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49:1057-1072, 1981.

DICKEY, D.A; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, *74*:427-31, 1979.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. United States: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

FAVA, Vera Lúcia. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: **Manual de Econometria**. Coordenadores: Marco A.S. Vasconcelos e Denisard Alves. São Paulo: Atlas. 2000. p.245-252.

FRANSES, Philip Hans. **Time Series Models for Business and Economic Forecasting**. United Kingdom: Cambridge Univesity Press, 1998. 280p.

FRANSES, P.H.; HALDRUP, N. **The Effects of additive Outliers on Tests for Unit Roots and Cointegration**. Florence: European University Institute, 24 p. 1993 (EUI Working Paper ECO, n. 93/16).

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

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

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

HATANAKA, Michio. **Time series based-based econometrics**: unit roots and cointegration. New York: Oxford University Press, 1998. 294 p. (Advanced Texts in Econometrics).

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C.B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, 54, p.159-178. 1992.

LEYBOURNE, S.J. and McCABE, B.P.M. A consitent test for a Unit Root. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.**12**, p. 157-166. 1994.

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

MADDALA, G.S. ; KIM, In-Moo. **Unit roots, cointegration and structural change**. United Kingdom: Cambridge Univeristy Press, 1998. 505p.

MARGARIDO, Mario A. Aplicação de Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural em Séries Econômicas no Brasil na Década de 90. **Informações Econômicas**, v.**31**, n.4, p.7-22, abr. 2001.

MARGARIDO, Mario A ; ANEFALOS, Lilian C. Testes de raiz unitária e o *software* SAS. **Agricultura em São Paulo**, v. **46**, n.2, p.19-45, 1999.

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: IEA, 1998. 127p. (Coleção Estudos Agrícolas, 6/98).

MILLS, Terence. **Time Series Techniques for Economists**. New York: Cambrige Univesity Press, 1990. 377p.

NELSON, C.R.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, North Holland, v.**8**, n.10, p.139-62, 1982.

OILSEEDS: World Market and Trade. Washington: USDA, 1990/2000.

PATTERSON, Kerry. **An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach**. Great Britain:St martin´s Press. 2000. 795p.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B.B. **Cointegration for applied economist**. New York: ST. Martin's Press, 1994. p.113-146.

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

PINO, Francisco Alberto. **Análise de intervenção em séries temporais**: aplicações em economia agrícola. Universidade de São Paulo: Instituto de Matemática e Estatística. 1980. (Dissertação de Mestrado).

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

VANDAELE, Walter. **Applied Time Series and Box-Jenkins Models**. New York: Academic Press, 1983. 417p.

YAFEE, Robert; McGEE, Monnie. **Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Applications of SAS and SPSS**. United States of America: Academic Press. 2000. 527p.