

Tendências comuns em modelos estruturais de séries de tempo: uma aplicação ao preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos*

Wilson Luiz Rotatori[§]
Paulo de Andrade Jacinto[⌘]
Alexandre Bandeira Monteiro e Silva[†]

RESUMO

A especificação de modelos multivariados utilizando-se o arcabouço teórico dos modelos estruturais de séries de tempo possibilita a investigação da presença de tendências comuns, as quais podem ser modeladas a partir a extração dos componentes da série propiciada pelo filtro de Kalman, no que fica definido como equações de séries de tempo aparentemente não relacionadas. Tal comportamento especificaria, neste caso, uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou a presença de cointegração, com o diferencial de que cada série é modelada da mesma maneira que nos modelos univariados, implicando ganho em termos operacionais. Nesse sentido, este trabalho procurou investigar a existência de tendência comuns, ou melhor, cointegração e sua influência na realização de previsões para série de preços da soja, utilizando, para tanto, o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999). Os resultados encontrados indicaram a existência de cointegração e de previsões mais eficientes para os modelos especificados quando comparados aos modelos univariados, com os valores previstos sustentando a relação com a série de preços americana.

Palavras-chave: tendências comuns, filtro de Kalman, modelos estruturais de séries de tempo.

ABSTRACT

The multivariate approach in Structural Time Series Models (STSM) fashion permits an empirical investigation of the presence of common trends which can be modeled using the Kalman Filter to decompose its components. This process define the Seemingly Unrelated Time Series Equations (SUTSE) (Harvey 1989) and permits to specify a long run relationship between variables or the presence of cointegration. The SUTSE models differentiate from the univariate approach in permitting that each series to be modeled in the same manner that in a univariate approach, but extending the results from components decomposition to more complex relationships between the variables explained by the presence of common trends, which can produce more accurate forecasts. The goal of this paper is then investigate the presence of common trends and its influence on forecasts for the Brazilian and U.S. soybean price, using for this the test developed by Nyblom and Harvey (1997) and Nyblom and Harvey (1999) and the SUTSE models. Our results suggest the existence of cointegration between the variables and more efficient forecasts to the SUTSE models than the similar univariate models.

Key words: common trends, Kalman filter, structural time series models.

JEL classification: C32

* Os autores agradecem aos pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões a este trabalho, ressaltando que todos os erros remanescentes são de nossa inteira responsabilidade. Os autores também agradecem ao Prof. Orly Tarcisio Spannenberg pelo suporte na programação do Matlab.

§ Mestre em Economia pela UFRGS, professor do Departamento de Economia da Universidade de Passo Fundo (UPF) e Pesquisador do CEA - UPF (RS).

⌘ Mestre em Economia pela UFRGS, professor do Departamento de Economia da Universidade de Passo Fundo (UPF) e Pesquisador do CEA - UPF (RS).

† Doutorando em Economia pelo CPGE da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Introdução

A partir da crítica apresentada por Nelson e Plosser (1982), a literatura sobre modelos econométricos capazes de lidar com a existência de tendências nas séries econômicas apresentou um rápido desenvolvimento. Neles passaram-se a utilizar testes de raiz unitária para demonstrar que a especificação de modelos econométricos com base em uma tendência determinística e num componente estacionário era incorreta para a maioria das séries econômicas. Esse trabalho foi um marco inicial para uma intensa discussão a respeito da melhor especificação para os modelos econométricos relativos à existência de raiz unitária nas séries econômicas e suas implicações em termos da diferenciação de um processo de tendência estacionária de um processo estacionário a diferenças.¹

A idéia básica subjacente a essa diferenciação apresenta-se na decomposição de uma série de tempo num componente estocástico (representado pela tendência estocástica), num componente determinístico (tendência determinística) e num componente cíclico. A partir dessa decomposição é possível estabelecer uma diferenciação entre o comportamento de longo prazo da série (tendência) e o comportamento de curto prazo (ciclo).² Contudo, embutida nela encontra-se a necessidade de se extrair a tendência da série, o que se realiza a partir da identificação do processo em termos de um processo de tendência determinística, ou estacionário a diferenças. Nesse sentido, a utilização de testes de raiz unitária passou a constituir um pré-requisito para a análise de séries de tempo.

Apesar da crescente aceitação dos métodos de extração da tendência e sua ampla divulgação na literatura especializada, uma questão importante deve ser considerada no que diz respeito à sua especificação: é possível aproximar, por uma tendência determinística, o comportamento das séries econômicas nos moldes de uma tendência linear, ou se faz necessária a diferenciação da série como forma de contornar a presença de raiz unitária na série? Trata-se de questionar por que esse comportamento não pode ser derivado com base na estimação de um modelo no qual uma tendência linear não seja pré-especificada. Tal questionamento se deve ao fato de que, primeiramente, testa-se a estacionariedade de uma série de tempo por meio de testes de raiz unitária para então, num segundo momento, definir qual é o padrão de comportamento da série, ou seja, se essa é estacionária a diferenças ou se apresenta uma tendência determinística. Portanto, com base no resultado dos testes de raiz

1 Uma revisão de literatura a esse respeito foge ao escopo deste artigo, podendo ser encontrada em Maddala e Kim (1998).

2 Uma aplicação para países em desenvolvimento pode ser encontrada em Engle e Issler (1993).

unitária, define-se o comportamento da tendência e, num passo posterior, procura-se extrair o comportamento cíclico.

Nesse contexto insere-se a utilização dos modelos estruturais de séries de tempo (MEST), para os quais a especificação do comportamento da tendência, antes de ser definida, passa a ser derivada com base no comportamento dos dados com a utilização do filtro de Kalman. Nesse sentido, os MEST apresentam uma diferença importante por admitirem, inicialmente, que os componentes da série apresentam um comportamento não estacionário, o qual pode ou não ser observado a partir da estimação desses componentes como uma decorrência da decomposição das séries. Desse modo, ao permitir que tanto a tendência quanto a sua inclinação possuam um comportamento estocástico, esses modelos possibilitam uma maior adequação com respeito à questão da estacionariedade, não exigindo que se conheça o grau de integração das séries, nem que se diferencie a série para a especificação de um modelo; fica, portanto, em segundo plano a realização de testes de raiz unitária.

As implicações decorrentes da possibilidade de que a tendência e sua inclinação sejam governadas por um comportamento estocástico referem-se diretamente à capacidade de previsão dos modelos. Ao se utilizar a decomposição da série em componentes não observáveis e sua decorrente estimação para todo período amostral, os MEST permitem que as previsões geradas pelo modelo especificado sejam ponderadas pelas últimas observações, indiferentemente de a série apresentar um comportamento estacionário ou não. Desse modo, se a série apresenta um passeio aleatório, a ponderação é feita privilegiando a mais recente observação; em contraposição, se a série apresenta um comportamento estacionário, as previsões não descontarão tanto o passado em favor das últimas observações.

Além dessa característica, de acordo com Harvey (1997), o fato de o filtro de Kalman possibilitar a decomposição da série em tendência e inclinação da tendência, por exemplo, permite, além de uma interpretação econômica direta dos componentes, que se construam estimativas para o comportamento desses componentes de uma maneira idêntica à das previsões para valores futuros da série, isto é, quanto mais rápido ocorrerem mudanças no nível e na inclinação da série, maior será o desconto das observações passadas.

Usualmente, as aplicações dessa metodologia para a realização de previsões têm sido levadas a efeito em modelos univariados, como em Portugal e Corrêa (1998), Fernandes, Navoux e Portugal (1996) e Portugal (1995). Contudo, de maneira semelhante aos processos auto-regressivos, os MEST podem ser generalizados para modelos multivariados. Assim, do mesmo modo que se especifica um VAR para processos auto-regressivos, pode-se generalizá-lo para os MEST, no que fica definido como Equações de Séries de Tempo Aparentemente

Não Relacionadas (ESTANR), ou *Seemingly Unrelated Time Series Equations* (SUTSE). De acordo com Harvey (1989), assume-se que as diferentes séries presentes nessa modelagem não estão, necessariamente, sujeitas a relações de causa e efeito, mas encontram-se sujeitas a um mesmo ambiente econômico.

Uma decorrência natural da especificação de modelos multivariados utilizando-se o arcabouço teórico dos MEST está na investigação da presença de tendências comuns, as quais podem ser modeladas a partir da extração dos componentes da série propiciada pelo filtro de Kalman, com base em uma relação especificada pela teoria econômica subjacente. Tal comportamento especificaria, neste caso, uma relação de longo prazo entre as variáveis, ou a presença de cointegração. Além disso, segundo Harvey (1989), os modelos ESTANR permitem a realização de previsões preservando a existência de relações entre os níveis das séries. Esta última característica implica um importante diferencial em relação aos modelos univariados, pois, apesar de os modelos ESTANR modelarem cada série do mesmo modo que os univariados e, por conseguinte, com a mesma facilidade operacional e de interpretação, permitem que se agreguem informações que só estariam presentes numa especificação mais complexa de um modelo multivariado. Por conseguinte, é relevante investigar as diferenças em ambas as especificações em termos de previsões, visto que se espera que a agregação de informações proporcionada pelos modelos ESTANR permita uma diferenciação em comparação com os modelos univariados, a despeito da semelhança entre ambos.

Dessa forma, o principal objetivo deste trabalho é identificar a influência de tendências comuns na série de preços a vista da soja nos mercados brasileiro e dos Estados Unidos, empregando o arcabouço teórico dos modelos ESTANR na realização de previsões para a série de preços da soja brasileira. Visa-se, ainda, testar a existência de tendências comuns e discutir suas implicações em termos da existência de um comportamento de longo prazo entre os preços (cointegração), considerando, contudo, que esse já se encontra amplamente difundido na literatura especializada,³ inclusive em relação à direção de causalidade. Nesse sentido, o diferencial deste trabalho apresenta-se na discussão e especificação de tendências comuns utilizando os modelos ESTANR, que diferem em termos de abordagem dos modelos VAR, e na investigação da diferença dessa especificação para os modelos univariados em termos de previsões dentro do arcabouço teórico dos modelos estruturais.

Para atingir tal objetivo, além dessa introdução o artigo encontra-se dividido em cinco seções: na primeira, os modelos ESTANR são descritos formalmente seguindo-se a

3 A este respeito, ver Pino *et al.* (1994), Lima *et al.* (1997), Margarido *et al.* (1998) e Margarido *et al.* (1999).

abordagem presente em Harvey e Koopman (1997); na segunda, apresenta-se o teste empregado na determinação da presença de tendências comuns desenvolvido por Nyblom e Harvey (1999); na terceira, expõem-se os resultados obtidos com a estimação dos modelos e a realização das previsões; por fim, na quarta última seção discutem-se alguns aspectos dos resultados finais e apresentam-se as conclusões.

1 Equações de séries de tempo aparentemente não relacionadas

Os modelos ESTANR baseiam-se numa generalização dos MEST, levando-se em conta a utilização de mais de uma série de tempo. No entanto, cada série é modelada de maneira similar à das séries univariadas. Considerando a decomposição usual dos MEST em termos dos componentes não observáveis e seguindo a metodologia apresentada em Harvey (1989) e em Harvey e Koopman (1997) tem-se, para um vetor $N \times 1$ de observações denotado por y_t :

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde μ_t , γ_t , ψ_t e ε_t representam, respectivamente, vetores $N \times 1$ correspondentes aos componentes de tendência, sazonalidade, ciclo e irregular. Em particular, como as séries são admitidas relacionadas entre si, o vetor ε_t do componente irregular possui uma matriz de covariância $N \times N$ dada por Σ_ε , na qual elementos fora da diagonal principal estabelecem a relação presente entre as séries.

A partir da decomposição da série em seus componentes principais é possível estabelecer o comportamento de cada um desses, partindo sempre do princípio de que os componentes são governados por um processo não estacionário. Com isso, possibilita-se a especificação de uma série de modelos para o conjunto de séries representadas pelo vetor y_t . Em vista das limitações de espaço, apresenta-se apenas o modelo de tendência linear local.⁴ Desse modo, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{aligned} \quad (2)$$

4 Uma apresentação detalhada das demais especificações, incluindo um componente VAR estacionário, pode ser encontrada em Harvey e Koopman (1997)

onde ε_t , η_t , ζ_t são perturbações aleatórias idêntica e independentemente distribuídas com matrizes de covariância de ordem $N \times N$ dadas, respectivamente, por Σ_ε , Σ_η e Σ_ζ

A estimação do modelo segue a forma usual para séries univariadas, com representação no formato de espaço de estados e posterior implementação do filtro de Kalman.⁵ O modelo de tendência linear local, considerando as duas séries analisadas neste artigo, pode ser escrito no formato de espaço de estados da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 10 \\ 00 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \alpha_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ \alpha_t &= \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} 10 \\ 01 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3)$$

onde \otimes representa o produto de Kronecker. Representando em notação vetorial, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= (z' \otimes I_n) \alpha_t + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= (T \otimes I_n) \alpha_{t-1} + (R \otimes I_n) \eta_t \end{aligned} \quad (4)$$

onde o produto $(R \otimes I_n)$ é definido de maneira apropriada.

A representação do modelo de tendência linear local no formato de estados e posterior extração dos componentes apresenta, como decorrência natural, a possibilidade da especificação de tendências comuns nos modelos ESTANR. A possibilidade de identificação dos componentes tendência e inclinação da tendência permite uma interpretação direta da especificação de tendências comuns. O pressuposto implícito nesse modelo é que parte dos componentes da série é governada por vetores de perturbações aleatórias com um número de elementos inferior ao número de séries que estão sendo modeladas, ou, de outra forma, o *rank*

5 Uma apresentação formal do filtro de Kalman será omitida aqui por constituir uma generalização da utilizada para modelos univariados, podendo ser encontrada em Harvey (1989).

da matriz de covariância das perturbações aleatórias que definem o passeio aleatório é menor do que o número de séries modeladas. Em termos da notação do modelo de tendência linear local, pode-se reformular o conjunto de equações (2), seguindo Harvey e Koopman (1997), de tal forma que:

$$\begin{aligned}
 y_t &= \Theta''_{\mu} \mu''_t + \Theta'''_{\beta} \mu'''_t + \mu_0 + \varepsilon_t \\
 \mu''_t &= \mu''_{t-1} + \eta''_t \\
 \mu'''_t &= \mu'''_{t-1} + \beta'''_{t-1} \\
 \beta'''_t &= \beta'''_{t-1} + \zeta'''_t
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 \varepsilon_t &\sim NID(0, \Sigma_{\varepsilon}) \\
 \eta''_t &\sim NID(0, \Sigma_{\eta''}) \\
 \zeta'''_t &\sim NID(0, \Sigma_{\zeta'''})
 \end{aligned}$$

onde N representa o número de séries; K_{μ} , o número de níveis comuns entre as séries; K_{β} , o número de inclinações comuns entre as séries; μ''_t é um vetor $K_{\mu} \times 1$; μ'''_t é um vetor $K_{\beta} \times 1$; β'''_t é um vetor $K_{\beta} \times 1$; μ_0 é um vetor cujos primeiros elementos são zeros e os últimos estão contidos no vetor $\bar{\mu} + \bar{\beta}t$ e, finalmente, Θ'''_{β} é uma matriz do tipo $(I_{K_{\beta}}, \theta_{\beta})$.

A diferença básica em relação ao modelo representado pelas equações (2) encontra-se na presença do termo μ'''_t , o qual é incluído para permitir que se diferencie a presença de níveis comuns da presença de inclinações comuns. Ambos podem ser considerados casos particulares de tendências comuns, sendo perfeitamente diferenciados pela decomposição da série levada a efeito pelo filtro de Kalman. É importante ressaltar que, nessa especificação, pode-se ter tanto $K_{\mu} = K_{\beta}$ quanto $K_{\mu} \neq K_{\beta}$. no primeiro caso, se $\Theta''_{\mu} = \Theta'''_{\beta}$, então a inclinação pode ser incorporada no nível da série, produzindo um conjunto único de tendências estocásticas K_{μ} , no segundo, tem-se, de maneira exclusiva, níveis comuns ou inclinações comuns.

Em termos das duas séries analisadas neste trabalho e considerando, a título de exemplo, que essas possuem inclinações comuns e níveis comuns, tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_{\mu} \end{bmatrix} [\mu''_t] + \begin{bmatrix} 1 \\ \Theta_{\beta} \end{bmatrix} [\mu'''_t] + \begin{bmatrix} 0 \\ \bar{\mu} + \bar{\beta}t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}
 \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 \mu_t'' &= \mu_{t-1}'' + \eta_t'' \\
 \mu_t''' &= \mu_{t-1}''' + \beta_{t-1}''' \\
 \beta_t''' &= \beta_{t-1}''' + \zeta_t'''
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

Uma característica importante relativamente à especificação do modelo nos termos das equações (6) está no ordenamento das séries, uma vez que, neste caso, a segunda série é constituída em termos da inclinação da primeira. No caso, o *rank* da matriz de covariância das perturbações aleatórias que definem a inclinação da tendência (1) é menor do que o número de séries (2); portanto, existe (1) componente na inclinação da tendência que é comum ou, de outra forma, existe uma tendência comum, representada pela inclinação da tendência. Com essa especificação de inclinações comuns, a previsão de ambas as séries guardará uma relação em termos da inclinação. No caso específico do preço da soja, a série brasileira preserva uma vinculação com a série americana, o que não se observa se forem utilizados modelos univariados. Portanto, se a teoria econômica pressupõe que exista uma relação entre duas variáveis, é válida a utilização dos modelos ESTARN, ao invés da especificação de um modelo univariado para a realização de previsões, em razão de esses agregarem mais informação.

Não obstante, ao especificar os modelos ESTARN, cada série é modelada da mesma forma que nos modelos univariados. Além disso, a agregação de informação relativa à existência de tendências comuns insere-se num contexto de relativa independência da presença de raiz unitária na série econômica, bem como permite detalhar um comportamento específico em termos do comportamento de longo prazo, seja em termos de nível, seja em termos de inclinação. Quanto às limitações do modelo, destaca-se à existência de sazonalidade na série, cuja modelagem não se mostra operacionalmente factível em razão do elevado número de parâmetros a serem estimados, obrigando, portanto, a que a análise seja efetuada em séries dessazonalizadas, ou seja, na prática, a estimação fica limitada ao modelo de tendência linear local e tendência mais ciclo.

A especificação dessa relação de longo prazo implica cointegração entre as variáveis, a qual, de acordo com Harvey e Koopman (1997), pode ser derivada de maneira bastante direta, bastando, para tal, que se considere uma matriz A , tal que Ay_t seja estacionária com A $r \times N$, onde r é dado por $r = N - K$ e K é o *rank* da matriz de variância das perturbações aleatórias.

Utilizando, agora, a equação (6) e pré-multiplicando por uma matriz $N \times N$, tal que $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix}$,

$$\text{tem-se } \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\mu \end{bmatrix} \mu_t'' + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \theta_\beta \end{bmatrix} \mu_t''' + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ \bar{\mu} + \bar{\beta}t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ A_1 & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

A primeira equação permanece a mesma, ao passo que a segunda torna-se:

$$A_1 y_{1t} + A_2 y_{2t} = (A_1 + A_2 \theta_\mu) \mu_t'' + (A_1 + A_2 \theta_\beta) \mu_t''' + A_2 (\bar{\mu} + \bar{\beta}t) + A_1 \varepsilon_{1t} + A_2 \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

Para que exista cointegração é preciso que a combinação das duas séries seja estacionária. Isso implica que o segundo termo do lado direito da equação deve ser igual a zero, ou seja, $(A_1 + A_2 \theta_\beta) = 0$, eliminando, assim, a existência do componente não estacionário na inclinação da tendência, o que significa que as séries são cointegradas de ordem (2,1).

Assim, a existência de cointegração implica a existência de tendências comuns. Portanto, para testar a presença de cointegração entre as variáveis o procedimento a ser usado é investigar a presença de tendências comuns entre as séries. Para tal fim, foi desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999) um teste que especifica o número de tendências comuns, o qual é objeto de atenção da próxima seção.

2 Tendências comuns e testes de cointegração

A origem deste teste está relacionada a uma questão bastante relevante para a especificação dos MEST, que é exatamente investigar se existe a presença de um passeio aleatório na série modelada a partir do modelo de nível local, ou *random walk plus noise*.

$$\begin{aligned} y_\tau &= \mu_\tau + \varepsilon_\tau \\ \mu_\tau &= \mu_{\tau-1} + \eta_\tau \end{aligned} \quad (10)$$

Nos modelos univariados o teste consistiria, basicamente, em verificar a hipótese nula de que a variância do termo η_t na equação (10) seja igual a zero, rejeitando, por conseguinte, a hipótese de um passeio aleatório na série, o que também é extensivo para a presença de *time trends*.⁶ Como decorrência natural, um segundo passo consiste em estender esse teste para modelos multivariados, ou seja, procurar evidências para que $\Sigma_\eta = 0$. Contudo, ao se fazer

6 De acordo com Nyblom e Harvey (1997), este teste foi desenvolvido por Nyblom e Mäkeläinen (1983). O termo *time trends* refere-se à existência de tendência na série, não se reportando exclusivamente a tendências determinísticas.

isso, surge a possibilidade de investigar a presença de cointegração entre as variáveis, uma vez que se trata de modelos (MEST, ESTARN) que permitem a especificação de tendências comuns. Porém, neste caso, testar a hipótese de que $\Sigma_{\eta} = 0$ não se aplica visto que existe a necessidade de que alguns componentes da série sejam governados por perturbações aleatórias que sejam comuns. Isso implica, por definição dos modelos ESTARN, testar o *rank* da matriz de covariância das perturbações aleatórias, que define a relação entre as séries e governa o comportamento dos componentes da série. Portanto, testar cointegração consiste, basicamente, em testar a hipótese de um número específico de tendências comuns.

De acordo com Nyblom e Harvey (1999), nesse caso, se o *rank* da matriz for K , tal que $K < N$, onde N é o número de séries, pode-se, então, afirmar que existem K tendências comuns entre as séries; mais especificamente, existem K componentes definidos como passeios aleatórios comuns entre as séries. Uma importante diferença se apresenta aqui em termos da especificação da hipótese nula para o teste desenvolvido por Johansen (1988): o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999) tem como hipótese nula a existência de K tendências comuns contra uma alternativa de que existem mais do que K tendências comuns. Em termos de vetores de cointegração isso significa que existem $N - K$ vetores contra uma hipótese alternativa de que existem menos do que $N - K$, ao contrário, portanto, do teste de Johansen, cuja hipótese alternativa especificaria neste caso mais do que $N - K$ vetores de cointegração e, portanto, tendências comuns.⁷

Considerando, então, que o *rank* da matriz de covariâncias seja K , e testando para a presença de inclinações comuns na equação, tem-se:

$$H_0 : \text{rank}(\Sigma_{\zeta}) = K \text{ contra } H_a : \text{rank}(\Sigma_{\zeta}) > K$$

Sob a hipótese nula, a estatística do teste é obtida da seguinte maneira:⁸ seja $l_1 \geq l_2 \geq \dots \geq l_N \geq 0$ os autovalores de $S^{-1}C$ ordenados e dados por:

7 É evidente que, subjacente a essa diferença, em termos de especificação das hipóteses testáveis, encontra-se a metodologia utilizada.

8 Neste trabalho, será apresentada apenas a estatística do teste do *rank* da matriz de covariância por ser o que possui relação com objetivo principal do texto. Uma apresentação bastante detalhada pode ser encontrada em Harvey (1999).

$$|C - l_j S| = 0, \quad j = 1, \dots, N \quad (11)$$

A estatística do teste pode, então, ser calculada pela soma dos r menores autovalores obtidos em (11), ou seja:

$$\xi_{K,N} = l_{K+1} + \dots + l_N, \quad K = 0, \dots, N-1 \quad (12)$$

$$\text{onde: } C = T^{-2} \sum_{i=1}^T \left[\sum_{t=1}^i (y_t - \bar{y}) \right] \left[\sum_{t=1}^i (y_t - \bar{y}) \right]' \text{ e } S = T^{-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(y_t - \bar{y})'$$

A estatística apresentada em (11) e (12) segue uma distribuição tabulada em Nyblom e Harvey (1997) e em Harvey (1999).

De imediato, surge uma característica importante neste teste, qual seja: não existe a necessidade de estimação de nenhum modelo, uma vez que a estatística depende apenas das observações e das respectivas médias amostrais. Nesse sentido, o teste pode ser aplicado independentemente da especificação de um modelo estrutural correspondente. Por outro lado, trata-se de um teste desenvolvido em termos da presença de um componente não observável da série, o que define uma ligação com os modelos ESTANR. De acordo com Harvey (1999), nesse caso, quando se considera o arcabouço teórico dos ESTANR, uma pequena diferença em termos dos valores utilizados em y_t se faz necessária, com a utilização das inovações⁹ geradas pelo filtro de Kalman, as quais devem ser não autocorrelacionadas,¹⁰ em vez das observações amostrais. Tal procedimento é justamente o adotado neste trabalho uma vez que se trata de uma aplicação direta dos modelos ESTANR à realização de previsões.

3 Apresentação dos resultados e discussões

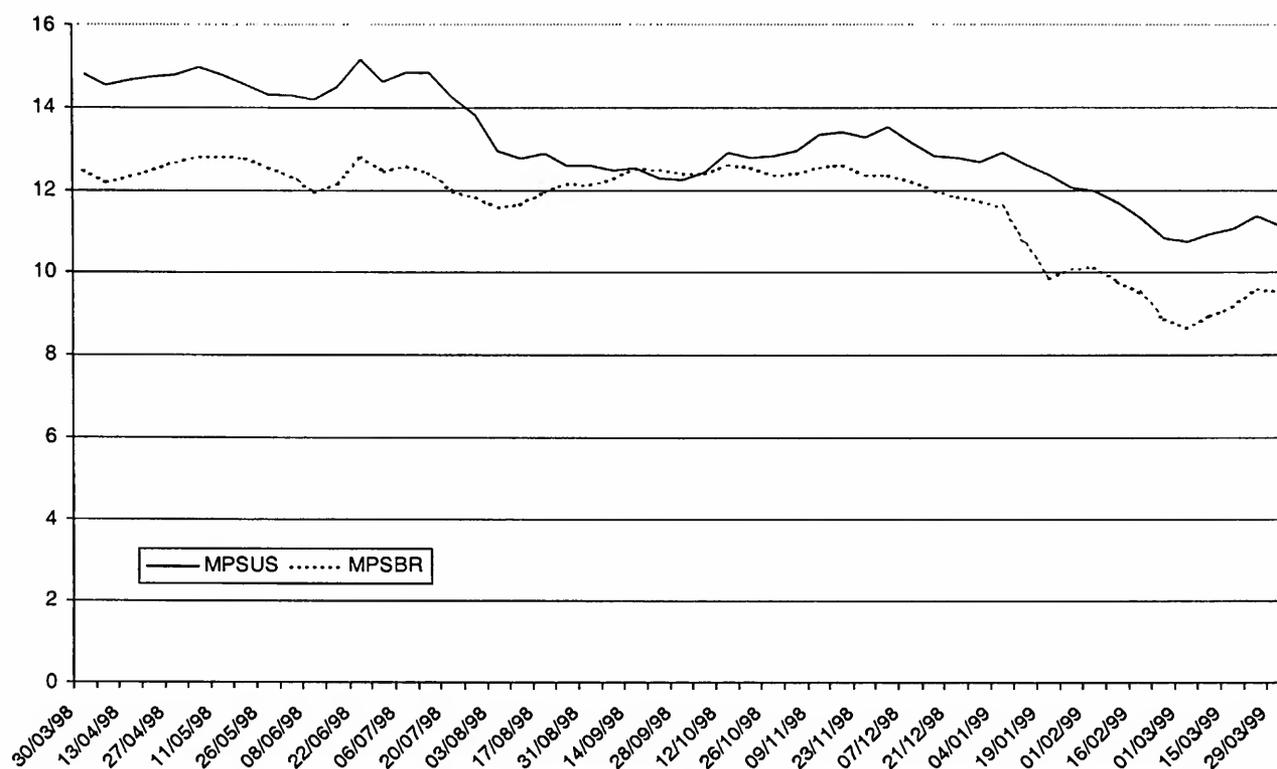
As séries utilizadas neste trabalho correspondem a uma média semanal dos preços em dólares da soja para o Brasil (MPSBR) e para os Estados Unidos (MPSUS), referentes ao período compreendido entre a última semana de março de 1998 (semana 14) e a segunda

9 As inovações são definidas a partir dos erros de previsão um passo a frente. Para maiores detalhes, ver Harvey (1989).

10 De acordo com Harvey (1999), é possível fazer um ajuste não paramétrico para a presença de autocorrelação serial, substituindo os autovalores definidos na equação (11) por $S(\ell)^{-1}C$.

semana de abril de 1999 (semana 17). As séries são apresentadas no Gráfico 1,¹¹ tendo sido obtidas na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F).

Gráfico 1
Média Semanal dos Preços da Soja Brasil e Estados Unidos



A característica mais importante de ambas as séries é uma forte tendência de queda nos preços, os quais passam de um nível de US\$ 14,00 para os Estados Unidos e US\$ 12,00 para o Brasil para, respectivamente, US\$ 11,00 e US\$ 9,00. Tal declínio mostra-se mais acentuado no final de 1998 e início de 1999 para a série brasileira, ao passo que para os Estados Unidos ocorre em dois pontos, meados de 1998 e início de 1999. Além disso, os preços da soja no Brasil possuem um comportamento bastante semelhante aos observados nos Estados Unidos, mas sempre com um nível mais baixo, à exceção dos meses de novembro e dezembro de 1998, quando a série brasileira ultrapassou a americana. O comportamento semelhante também se mantém no que diz respeito à inclinação das séries, visto que se observa que a série brasileira igualmente acompanha o ritmo de queda do preço da soja tomado internacionalmente.

Tal fato pode estar associado ao papel desempenhado pelo complexo soja que, segundo Margarido *et al.* (1998), é atualmente o principal produto na pauta de exportações brasileiras,

11 O *software* utilizado para a modelagem das séries foi o Stamp, versão 5.0; por sua vez, os cálculos das estatísticas de teste por não serem disponíveis neste programa foram calculadas utilizando-se o Matlab.

tendo sido responsável por, aproximadamente, 10% das exportações e quase 30% das exportações dos produtos agropecuários em 1997. Isto, por si só, demonstra a grande dependência do mercado externo e de suas oscilações de preços, cujo sinalizador é a *Chicago Board of Trade*. Essa característica, em particular, é a que se procura preservar com a utilização dos modelos ESTANR, os quais permitem a especificação de tendências comuns modelando a série de uma maneira idêntica à dos modelos univariados. Espera-se que, num horizonte mais longo de tempo - no caso deste trabalho quatro semanas -, exista influência da série americana sobre a brasileira em virtude de aquela exercer um importante papel referencial de preço para o mercado mundial. Portanto, é interessante investigar o comportamento dos modelos ESTANR num contexto comparativo aos modelos univariados, uma vez que os primeiros consistem em um tratamento semelhante, na especificação do processo estocástico que governa a série, ao dos univariados.

Tabela 1
Resultados dos Testes de Diagnóstico e Ajuste

Variável	Testes de Diagnóstico ¹	Modelo Escolhido	Critério de Ajuste	Coefficiente da Variável de intervenção ²
MPSUS	Normalidade = 0.12 H(17) = 0.4924 Q (7,6) = 6.663	Tendência Linear Local com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.949562$ $R_d^2 = 0.015278$	
MPSBR	Normalidade=0.6527 H(17) = 1.766 Q(7,6) = 10.94	Tendência Linear Local com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.947883$ $R_d^2 = 0.015232$	
MPSBR	Normalidade=0.4734 H(17) = 1.406 Q(7,6) = 6.724	Tendência Linear Local Univariado com $\varepsilon_t = 0$	$R^2 = 0.955763$ $R_d^2 = 0.164547$	Nível 1999/02 -0.84198 (-3.1302)

Fonte: Primária.

Notas: (1) Os testes aqui apresentados correspondem aos testes de Bowman-Shenton para normalidade, que tem distribuição

χ_2^2 ; H(h) é o teste para heterocedasticidade, com distribuição aproximadamente F(h,h); Q(p,d) é o teste Q de Box-Ljung baseado nas primeira p autocorrelações dos resíduos, com distribuição aproximadamente χ_d^2 .

(2) Os valores entre parênteses indicam a estatística t dos coeficientes.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados comparativos de ambos os tipos de especificação. Como mencionado anteriormente, os modelos ESTANR são especificados de maneira a tratar as séries como univariadas, o que permite uma análise individual dessas. Para se efetuar a análise comparativa foram especificados modelos semelhantes de tendência linear local com o componente irregular não especificado. Os testes de diagnósticos indicam a inexistência de autocorrelação serial nos resíduos ou de inovações, além de não apresentarem

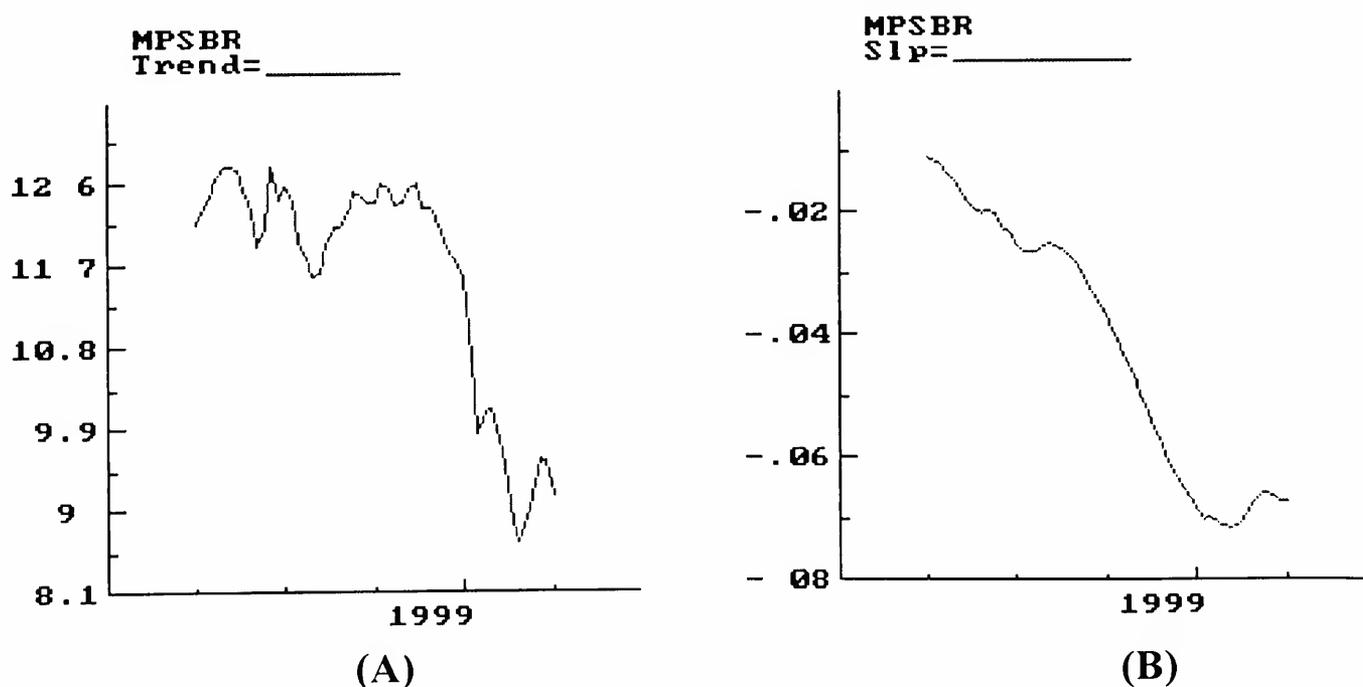
evidências contra normalidade e homocedasticidade. Esse comportamento das inovações assume um papel fundamental no que diz respeito ao teste de cointegração dada a sua utilização para cálculo da estatística do teste.

Fundamentalmente, as diferenças de especificações encontram-se nos critérios de ajuste, para os quais o modelo univariado mostrou-se superior, sobretudo no que diz respeito ao critério do R^2 . Tal superioridade se deve ao fato da especificação de uma variável de intervenção para captar uma quebra estrutural no nível da série.¹²

Em termos da decomposição dos componentes, o resultado de ambas as modelagens, univariada e multivariada, foi basicamente o mesmo para o componente tendência e pode ser observado nos Gráficos 2 (A) e 3 (A), onde são apresentados os componentes tendência decompostos pelo filtro de Kalman para a especificação univariada e multivariada. A diferença principal fica por conta do componente de inclinação 2 (B) e 3 (B), que, na especificação univariada - 2 (B), demonstrou uma tendência de queda durante quase todo o período analisado, diferentemente do modelo multivariado 3 (B), o qual, por contar com a agregação de informação proporcionada pela série americana, apresentou períodos de crescimento e de decréscimo, alternadamente.

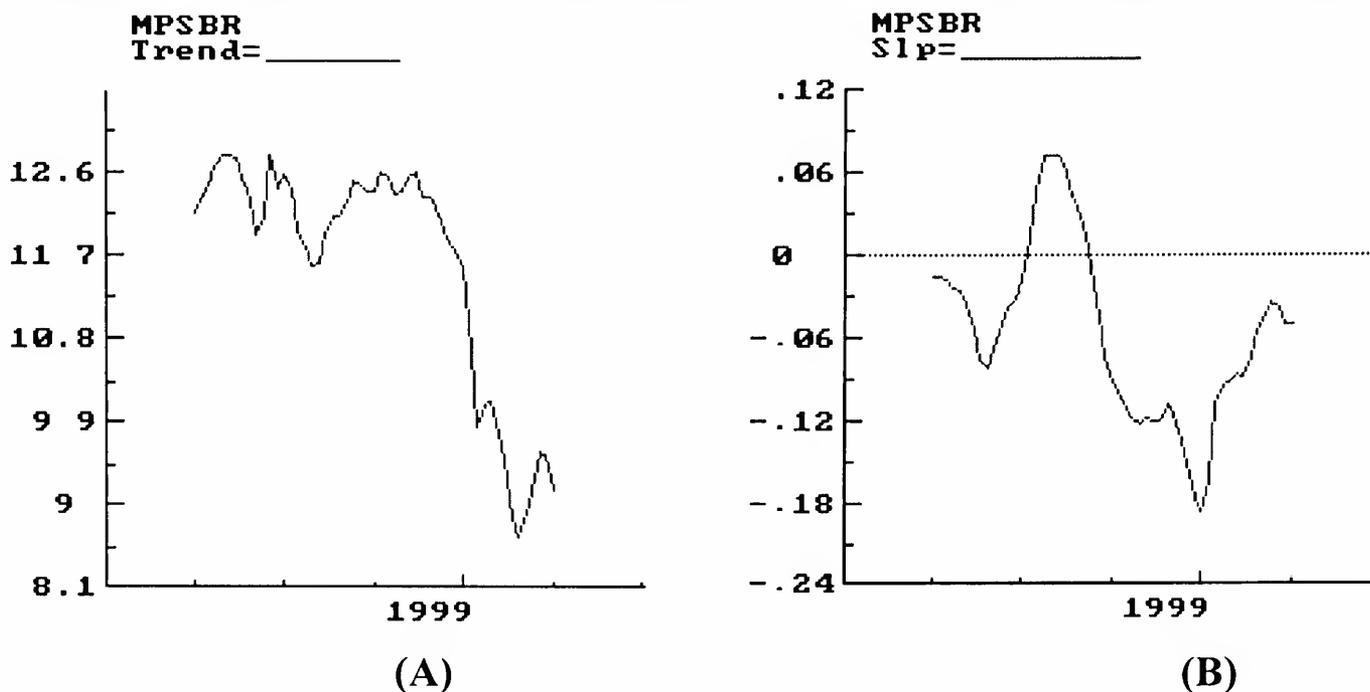
Gráfico 2

Componentes Tendência e Inclinação para o Preço da Soja - Brasil (MEST)



12 A mesma variável não foi inserida na modelagem via ESTANR em virtude de sua operacionalização implicar a mesma especificação para a série americana, ou seja, ambas as séries seriam passíveis de intervenção, o que não era o caso.

Gráfico 3
Componentes Tendência e Inclinação para o Preço da Soja - Brasil (ESTARN)



O componente inclinação da tendência para ambas as séries (MPSBR - linha pontilhada, MPSUS - linha cheia) é apresentado no Gráfico 4, onde se observa, claramente, em todo o período analisado, que a série americana possui uma tendência de queda no nível de preços, ou seja, no longo prazo os preços apresentam um comportamento de queda, com o que a inclinação assume valores negativos. Em relação à série de preços brasileira, ela apresentou, por um curto período de tempo, uma tendência de alta no nível de preços. Esse aspecto é um resultado natural, pois a série brasileira acompanha o comportamento dos preços nos Estados Unidos, o que pode ser visualizado no Gráfico 5, onde é apresentado o componente tendência para ambas as séries, indicando que a série brasileira (linha pontilhada) acompanha o comportamento dos preços americanos (linha cheia).

Gráfico 4
Componente Inclinação da Tendência para os Preços do Brasil e dos Estados Unidos

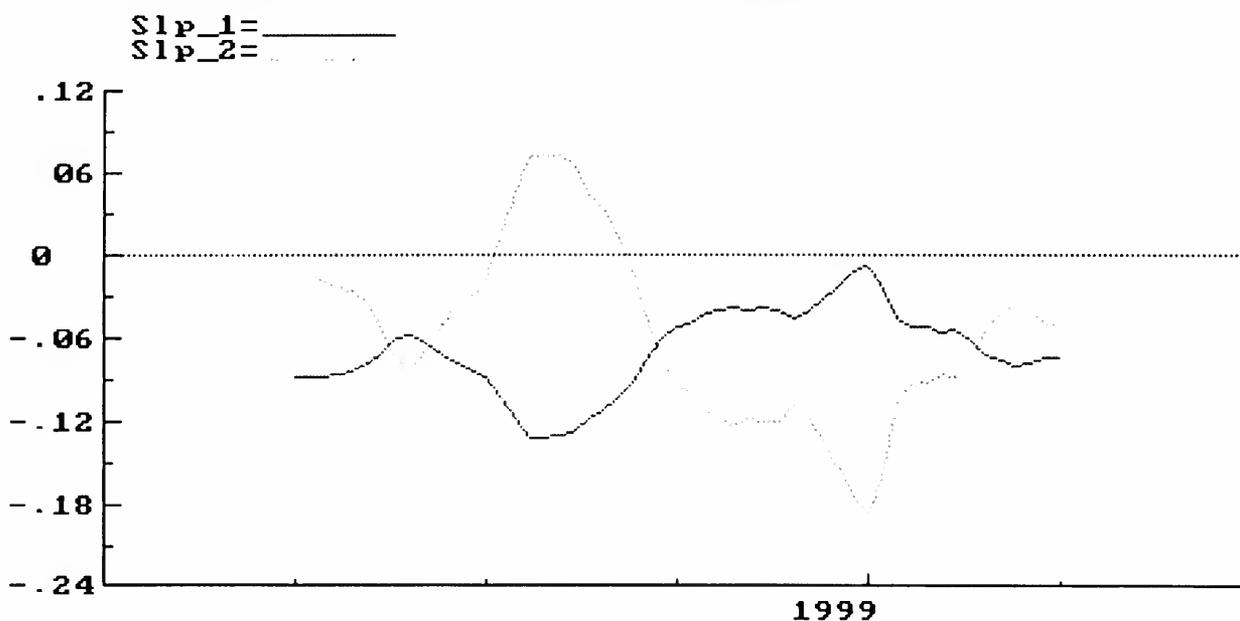


Gráfico 5
Componente Tendência para os Preços do Brasil e dos EUA



Em razão das incertezas e das variações de preços associadas ao risco de mercado, esse resultado implica uma inclinação da tendência muito mais elevada no caso brasileiro, tornando-se mais visível pela maior amplitude dos picos da inclinação em relação ao comportamento médio. A explicação para tal fato reside, no caso americano, na maior utilização dos mercados futuros e na eficiente disseminação das informações com relação aos estudos sobre o mercado agrícola americano. (Silva 1998) Por conseguinte, observa-se uma maior estabilidade com relação ao planejamento e comercialização agrícola, bem como em relação à formação de preços, o que se reflete em uma tendência de queda mais uniforme, no sentido de ser sempre negativa, variando apenas em magnitude.

No caso brasileiro, a inclinação da tendência mostra, sobretudo no período de safra, uma maior instabilidade de preços. Esse comportamento encontra reflexos no fato de que, durante todo o período analisado e a despeito dos preços nos Estados Unidos estarem em declínio, os preços apresentaram durante um período restrito de tempo uma tendência de alta. Contudo, observa-se que o ponto máximo em que ocorreu a maior alta de preços ficou em torno de US\$ 0,06, ao passo que o ponto de maior queda nos preços aproximou-se de US\$ 0,18. Ou seja, aliada a um maior período de queda nos preços do que de alta, torna-se visível a perda de ganhos do produtor brasileiro, especialmente no período de safra, como pode ser visualizado no Gráfico 5, com a tendência de queda nos preços brasileiros mais acentuada em relação aos praticados nos Estados Unidos.

Tabela 2
Valores Críticos e Estatística do Teste de Tendências Comuns

Soma dos r Menores Autovalores	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (10%)
0.0787	0.105	0.085

Fonte: Primária.

A existência de tendências comuns, ou cointegração,¹³ foi testada considerando-se o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1997) e Nyblom e Harvey (1999). A Tabela 2 apresenta o resultado do cálculo dos r menores autovalores para Y_t , cujo valor é 0.0787, menor do que os valores críticos tabelados ao nível de 5% e 10%, o que indica que a hipótese de cointegração não pode ser rejeitada. Por isso, não há uma tendência de que os preços no Brasil se afastem muito dos preços praticados nos Estados Unidos, os quais, por sua vez, mostraram ritmo de queda durante todo o período em análise.

Verificada a cointegração, uma importante conclusão é de que a decomposição dos componentes não observáveis das séries proporcionada pelo filtro de Kalman e os modelos MEST e ESTANR mostra, claramente, que o comportamento de longo prazo das séries é muito semelhante, resultando na presença de tendências comuns, o que não é propriamente uma novidade. No entanto, o diferencial fica por conta de a existência da relação de longo prazo ser expressa em termos de inclinação, de tal forma que a correlação cruzada entre os componentes seja -1.

Em particular, como a ordem das séries influi no resultado, em termos da especificação das tendências comuns, neste trabalho optou-se pela inclusão da série americana primeiro. Remetendo à equação 6, isso significa que a série brasileira apresenta uma relação de inclinação da tendência comum com a americana, representada pelo componente μ_i''' . Tal opção é plenamente justificada pelo exame dos Gráficos 4 e 5, onde são apresentados os componentes tendência e sua inclinação, ficando clara a existência de uma relação de longo prazo entre as duas séries, a qual, por sua vez, ficou definida em termos da existência de inclinações comuns entre as séries.

13 A cointegração do preço da soja no Brasil e Estados Unidos é amplamente reconhecida na literatura econômica, tendo destaque os trabalhos de Lima *et al.* (1997), Margarido *et al.* (1998) e Margarido *et al.* (1999), entre outros. Nesse sentido, o teste apresentado nesse trabalho não tem como objetivo verificar a existência de cointegração, apenas dar suporte à especificação de tendências comuns, considerando o arcabouço dos MEST.

Em termos de previsão, a especificação dos modelos ESTANR, ao captar a relação existente entre a inclinação das duas séries, possibilita que as extrapolações para valores futuros da série brasileira utilizem-se dos parâmetros estimados pelo filtro de Kalman na função de previsão para a série americana, a qual, por hipótese, governa os preços, e vice-versa. Esse comportamento, por sua vez, pressupõe uma agregação de informações que, tanto a longo quanto a curto prazo, se mostram relevantes, com a vantagem extra de que as previsões são construídas com base em modelos “univariados”, preservando uma característica fundamental desses, que é a sua simplicidade em termos metodológicos, *vis-à-vis* os modelos multivariados, conjugada com a agregação de informações proporcionada pela especificação de tendências comuns. O resultado esperado, portanto, é uma melhora na capacidade preditiva em relação aos MEST, especialmente no longo prazo.

Tabela 3
Erros Porcentuais Absolutos Médios - Previsão Quatro Passos
a Frente do Preço da Soja no Brasil

Especificação	EPAM
Univariada	3.39%
Multivariada	2.94%

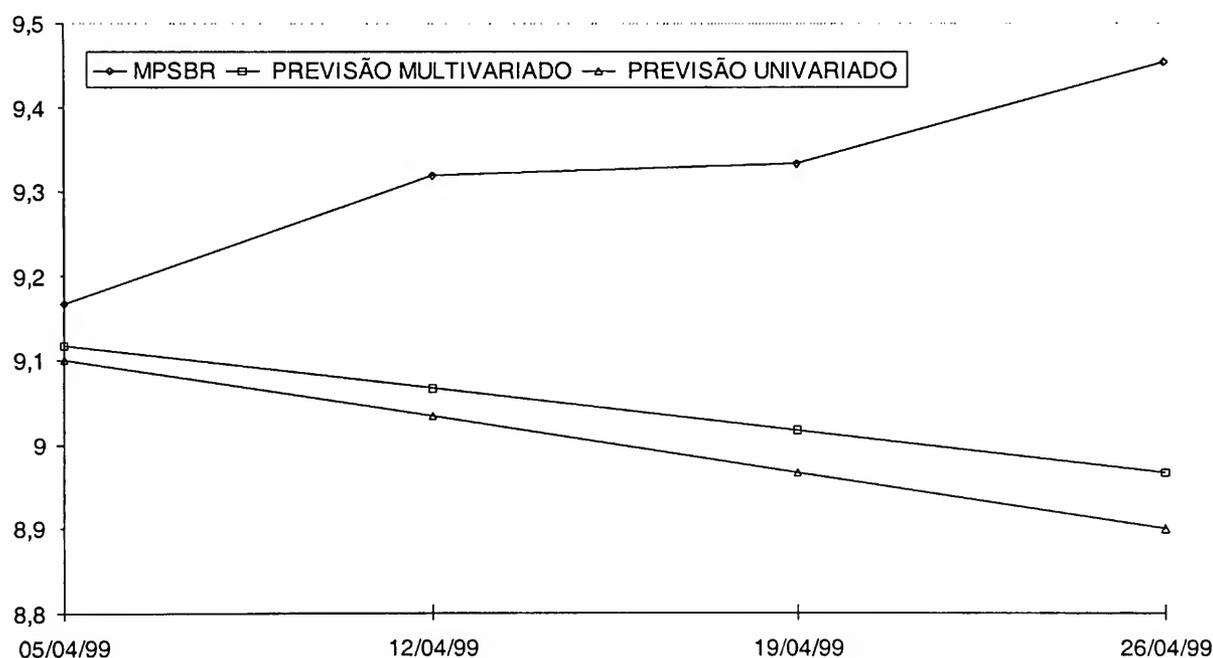
Fonte: Primária.

Com efeito, esse é o resultado obtido, como pode ser observado na Tabela 3, que apresenta os valores dos Erros Porcentuais Absolutos Médios (EPAM) num horizonte de quatro passos a frente, o que corresponde a um mês para a série de preços brasileira, considerando ambas as especificações: univariada e multivariada. O ganho em termos percentuais não se mostrou muito alto; entretanto, esse reflete uma média de erros para quatro semanas. Considerando apenas a primeira observação, os modelos ESTANR apresentaram um erro de apenas 0,54%, correspondente a US\$ 0.05, contra 0,70%, correspondente a US\$ 0.06 para os modelos univariados, o que comprova a grande capacidade de previsão dos MEST, incrementada pelo uso dos modelos ESTANR. Cabe ressaltar ainda que a modelagem multivariada tem a mesma facilidade operacional dos modelos univariados por consistir apenas em uma generalização desses últimos. Nesse sentido, a diferença, em termos de previsão, pode ser considerada relevante.

Ademais, um aspecto importante com a utilização dos modelos ESTARN foi a preservação da influência da série americana sobre a série brasileira, como pode ser visto no Gráfico 6,

onde são apresentados os resultados das previsões e os valores atuais da série. Nesse gráfico, fica claro que a previsão para a série brasileira gerada pela especificação dos modelos ESTANR guardou uma diferença em comparação aos MEST, representada pelo fato de se agregar a esses últimos o comportamento representado pela existência de tendências comuns entre as séries. Em termos práticos, isso significou um distanciamento das previsões realizadas pelos modelos univariados, que tende a aumentar à medida que se amplia o horizonte de previsão. Tal distanciamento ocorre pelo fato de as previsões serem geradas por uma função de previsão linear, a despeito de se permitir que os componentes apresentem um comportamento estocástico.¹⁴ A diferença em relação à função de previsão dos modelos ESTARN é a inclusão dos efeitos da série de preços americana. Como a tendência da série brasileira é tão-somente uma combinação linear da série americana, tem-se o efeito desta última fazendo-se presente por meio de valores previstos um pouco acima daqueles gerados pelo modelo univariado, ainda que a função de previsão seja da mesma forma linear para os modelos ESTARN.

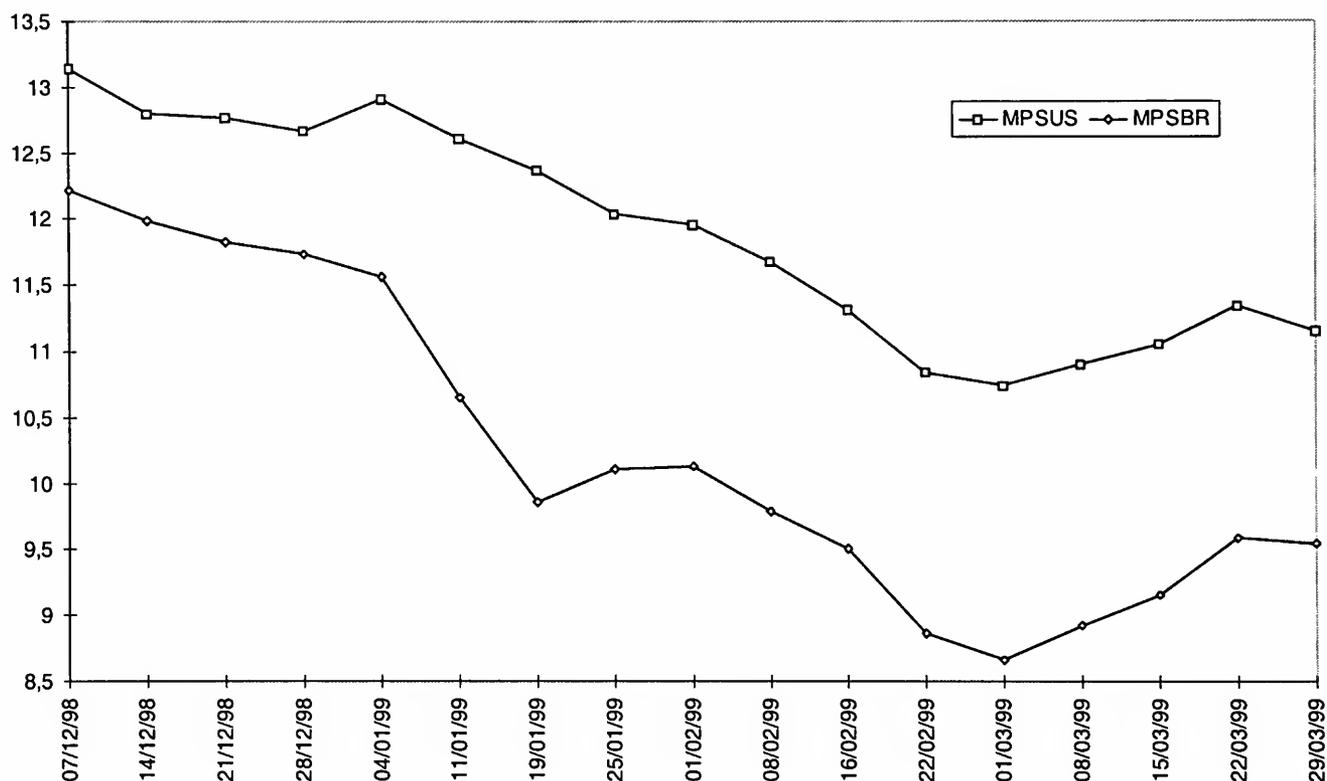
Gráfico 6
Valores Previstos e Valores Reais do Preço da Soja - Brasil



14 A função de previsão para os modelos ESTANR consiste na resolução de equações a diferenças resultantes da aplicação do operador de expectativas condicionais na equação (6), desconsiderando o termo μ_t'' , o que resulta em uma função de previsão linear para o componente tendência. Como as observações são iguais à tendência mais um termo ruído branco, a função de previsão para y_t é a mesma do componente tendência. A extrapolação para valores futuros ocorre a partir da estimativa do último valor dos coeficientes do vetor de estados, o qual depende das ponderações dadas a valores passados. Uma discussão extensiva a respeito das funções de previsão para os MEST pode ser encontrada em Harvey (1989, capítulos 2 e 4).

Assim, ao considerar a presença de tendências comuns entre as séries de preços, deve-se ter em mente que os preços nos Estados Unidos encontram-se, por exemplo, com uma ligeira tendência de queda nos últimos quatro meses antes do início das previsões (dezembro, janeiro, fevereiro e março), ao passo que no Brasil encontram-se em um ritmo mais acelerado de queda no mesmo período, como pode ser observado no Gráfico 7. Como as previsões geradas pelos modelos ESTARN são formadas a partir do desconto de observações passadas,¹⁵ aliadas à influência da série americana, é de se esperar que essas não apresentem uma tendência de declínio tão forte quanto as previsões do modelo univariado, as quais consideram o comportamento das últimas observações, mas apenas da série brasileira. Nem poderia ser diferente, uma vez que tendências comuns implicam cointegração, ou seja, as séries se “movem juntas” no longo prazo, sendo, portanto, fundamental que se considere a influência da série americana na formação de preços no Brasil.

Gráfico 7
Preço da Soja no Brasil e Estados Unidos (períodos selecionados)



15 O desconto das observações passadas, neste caso, não foi tão alto, o que, por sua vez, ponderou mais as observações passadas em relação às últimas, gerando uma tendência de declínio na função de previsão contra um comportamento de alta dos preços da soja no Brasil no período considerado.

4 Conclusão

Neste trabalho procurou-se investigar a especificação de tendências comuns utilizando o arcabouço teórico dos modelos estruturais, bem como discutir os resultados em termos de previsões, com a utilização dessa especificação em relação aos modelos univariados tradicionalmente utilizados na literatura de séries temporais.

Os resultados demonstraram que existe um ganho em termos de previsão com a utilização dos modelos ESTANR em relação aos MEST univariados. O ganho se mostrou relevante levando-se em consideração que os primeiros constituem uma generalização dos últimos, com a vantagem de guardarem as características de facilidade de operacionalização e de interpretação dos componentes da série via utilização do filtro de Kalman. Não obstante tal fato, as previsões para a série brasileira mostraram uma tendência de melhora em relação às previsões geradas pelos modelos univariados à medida que se ampliou o horizonte de previsão, com os valores previstos sustentando a relação com a série de preços americana, o que, dada a existência de cointegração entre ambas, demonstra a importância da agregação de informações presente na definição de tendências comuns.

Além disso, utilizou-se o teste desenvolvido por Nyblom e Harvey (1999) para a determinação de tendências comuns, ou cointegração, entre as séries de preço da soja no Brasil e nos Estados Unidos a partir da especificação dos modelos ESTANR. Esse teste apresentou resultado favorável à não-rejeição da hipótese nula de que existe uma tendência comum entre as séries ou, de outro modo, à hipótese nula da existência de um vetor de cointegração. Tal resultado já era esperado, mas a realização do teste mostrou-se relevante pela grande vantagem de sua utilização, qual seja, a facilidade de implementação, uma vez que se utilizam as inovações geradas pelo filtro de Kalman para calcular a estatística de teste, ou apenas as observações amostrais no caso da não utilização dos MEST, dependendo do referencial metodológico utilizado.

Bibliografia

- Corrêa, W. L. R. *Previsão em séries de tempo com quebras estruturais: uma análise comparativa entre modelos estruturais e redes neurais artificiais*. Porto Alegre. (Dissertação de Mestrado). Curso de Pós-Graduação em Economia - UFRGS, 1998.
- Engle, R. F. & Issler, J. V. Common trends and common cycles in Latin America. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro. v. 47, n. 2, p. 149-76.

Fernandes, L. G. L., Navaux, P. O. A; & Portugal, M. S. Previsão de séries de tempo: redes neurais artificiais e modelos estruturais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 253-276, 1996.

Harvey, A. C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

_____. Trend, cycles and autoregressions. *Economic Journal*, Oxford, v. 107, n. 440, p. 192-201, 1997.

_____. Testing in unobserved components models. In: Teixeira, J. R. & Carneiro, F. G. *Proceedings of II International Colloquium: Economic dynamics and economic policy*. Brasília: Universa, 1999.

Harvey, A. C. & Koopman, S. J. Multivariate structural time series models. In: Heij, J. M., Schumacher J. M.; Hanzon, B. & Praagman, C. *System dynamics in economic and financial models*. Nova Iorque: John Wiley and Sons, 1997.

Lima, S. M. & Burnquist, H. de. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). *Anais do XXXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Natal – RN, 1997

Maddala, G. S. & Kim, I. M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

Margarido, M. A. & Sousa, E. L. L. Formação de preço da soja no Brasil. *Agricultura em São Paulo*. São Paulo, v. 45 n. 2, p. 52-61, 1998.

Margarido, M. A.; Sousa, E. L. L. de & Barbosa, M. Z. Transmissão de preços no mercado internacional do grão de soja: uma aplicação da metodologia de séries temporais. *Anais do XXXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Foz do Iguaçu - PR, 1999.

Nelson, M. C. & Plosser, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, n. 10, p. 139-162, 1982.

Nyblom, J. & Harvey, A. C. Testing for common stochastic trend components in a multivariate time series model. *Discussion Paper*. Cambridge: University of Cambridge, 1997.

_____. Tests of common stochastic trends. *DAE Working Paper number 9902*. Cambridge: University of Cambridge, 1999.

Pino, F. A. & Rocha, M. B. Transmissão de preço da soja no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Brasília, v. 32, n. 4, p. 345-361, 1994.

Portugal, M. S. Neural networks versus time series methods: a forecasting exercise. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 49, n. 4, p. 611-629, 1995.

Portugal, M. S. & Corrêa, W. L. R. Previsão de séries de tempo na presença de mudança estrutural: redes neurais artificiais e modelos estruturais. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 2, n. 3, p. 487-514, jul./set. 1998.

Silva, A. B. M. *Análise da eficiência do mercado futuro de soja no Brasil*. Viçosa (Dissertação de Mestrado) Curso de Economia Rural - Universidade Federal de Viçosa, 1998.

