

# SETOR AGRÍCOLA BRASILEIRO: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS NO PERÍODO DE 1990 A 2005

Ivan Castelar  
CAEN/UFC

José Nilo de Oliveira Júnior  
CAEN/UFC

Nicolino Trompieri Neto  
CAEN/UFC

## RESUMO

Este trabalho analisa o comportamento das variáveis produto agrícola, taxa de câmbio real e salda da balança comercial agrícola brasileira, no período de 1990 a 2005. Utilizou-se a técnica de cointegração para identificar um sistema de vetores auto-regressivos com tendências estocásticas comuns e para investigar as respostas do sistema a choques transitórios e permanentes. Os testes comprovaram a existência de uma tendência estocástica comum e dois ciclos comuns entre as variáveis. As decomposições das variâncias indicam que os choques transitórios explicam a maior parte das flutuações de curto e longo prazo no produto agrícola. Constatou-se também que os choques permanentes são mais importantes para explicar as variâncias da taxa de câmbio e da balança comercial agrícola, principalmente no longo prazo.

**Palavras – Chaves:** PIB Agrícola, Tendências e Ciclos Comuns, Decomposição tendência-ciclo.

**Classificação JEL:** C32, E32, Q19.

## ABSTRACT

The present study analyzes the behavior of Agricultural GDP, real exchange rate and the current account balance agricultural in Brazil during the period of 1990 to 2005. Cointegration techniques were used to identify a VAR system with common stochastic trends, and to investigate the system responses to transitories and permanent shocks. The tests had proven the existence of a common trend and two cycles between the variables. Variance decomposition indicates that transiotories shocks account form most of the short and long run fluctuations in agricultural GDP. It was found that permanent shocks explain most of the variance of the exchange rate and of the current account balance mainly in the long run.

**Key Words:** Agricultural GDP, Common Trends and Common Cycles, Trend-Cycle decomposition.

## 1. Introdução

O setor agrícola brasileiro vem evoluindo ao longo dos anos, principalmente após 1990, com modernizações nas técnicas de cultivo, formando complexas redes de armazenamento, processamento, industrialização e distribuição (Furtoso e Guilhoto, 2003). Entretanto, este fato é contrastado quando se observa a participação do governo no setor uma vez que o Brasil não apresenta uma boa colocação, relativamente aos países da América Latina e Caribe, em relação à proporção desejada do gasto público em agricultura. No Brasil, essa proporção está muito abaixo daquela recomendada pelo chamado Índice de Orientação Agrícola, elaborado a partir da participação da agricultura no PIB. Segundo este indicador, utilizado pela FAO, o governo deveria gastar em agricultura cerca de oito vezes mais do que gasta atualmente, o que está na ordem de 1,13% do PIB (Gasques e Villa Verde, 2003).

A década de 90 também presenciou o início do processo de efetiva estabilização da economia brasileira com a implementação do Plano Real. O referido plano, contudo, não foi capaz de induzir a economia brasileira em direção à rápida expansão econômica, revertendo, dessa forma, a tendência de baixo crescimento manifestada com persistência no passado recente. Com um cenário macroeconômico desfavorável, a renda agrícola brasileira teve um desempenho muito fraco na década de 1990. Além disso, observou-se, a partir de 1994, um elevado crescimento da dívida dos produtores rurais o que se deveu, em grande parte, ao freqüente descompasso entre correção de preços mínimos e correção da dívida. Outro entrave macroeconômico são as altas taxas de juros, incompatíveis com as praticadas nos mercados financeiros internacionais, que acabam por inibir os investimentos diretos na economia, aumentando os custos dos empréstimos, reduzindo a capacidade de pagamento dos agricultores e o volume de recursos oriundos do setor privado para a agricultura (Spolador, 2001). Portanto, tornou-se mais difícil para a agricultura brasileira obter financiamento formal.

Nos períodos de adoção de políticas de estabilização da economia, como foi praticamente toda a década de 80 e início dos anos 90, ocorreram cortes nos gastos da agricultura, principalmente nas políticas de médio e longo prazo. Isso mostra porque a conta Abastecimento no Balanço Geral da União, durante toda a década de 80, era a que concentrava a maior soma de recursos dentro da função Agricultura, chegando a representar, em 1987, 75,4% dos dispêndios totais. Nessa conta estão incluídas as políticas de estabilização de preços e renda do setor agrícola e de produtos que o governo, por meio de fixação de preços mínimos compensadores, procurava estimular a produção (Villa Verde e Gasques, 1990). Com essas medidas, buscava-se, além da estabilização de preços, a geração de maior volume de divisas, que eram favorecidos pelas desvalorizações cambiais e por medidas restritivas ao consumo interno, como a contenção dos salários e políticas monetária e fiscal restritivas. Isto fazia com que o ajuste da oferta agrícola se desse via exportação.

Com a implementação do Plano Real em julho de 1994, a economia brasileira, além da estabilidade monetária, passou a conviver com déficits constantes do balanço de pagamentos em conta corrente em consequência da sobrevalorização da taxa de câmbio. Em razão da fragilidade das contas do setor externo e de crises dos mercados internacionais (México em 1994, Rússia em 1997 e Argentina em 2001), houve uma pressão muito grande sobre a taxa de juros interna, pois até meados de janeiro de 1999 o governo insistia na manutenção do regime de câmbio fixo.

A partir de 15 de janeiro de 1999, adotou-se o sistema de taxa de câmbio flutuante com interferências pontuais do Banco Central. Essa alteração do regime cambial implicou uma desvalorização real da taxa de câmbio de 15,66% (entre 12/1998 e 12/1999). No período de janeiro de 2000 a agosto de 2002, a taxa de câmbio efetiva real sofreu uma desvalorização de 14,36% (Ipeadata). Esse comportamento da política cambial teve impactos sobre a agricultura no que se refere aos seus indicadores de desempenho, como produção de grãos, vendas externas e relação de trocas. A agricultura, que tinha na taxa de câmbio uma variável negativa para seu desempenho, respondeu positivamente à mudança do regime cambial.

A deterioração da situação externa levou o País a recorrer a ajuda financeira do Fundo Monetário Internacional (FMI) no final de 1998 e, em março de 1999, a substituir a âncora cambial pelo sistema de metas de inflação. Isto trouxe como consequência o início de um período com freqüentes intervenções no Banco Central, e uma política monetária restritiva que resultava na elevação das taxas de juros sempre que ocorressem surtos inflacionários. Além disso, passou-se a reconhecer a necessidade de consolidação de instrumentos de política fiscal, dada a insustentabilidade da política de taxas de juros elevadas por longos períodos de tempo, principalmente devido às suas implicações sobre o endividamento público.

Na literatura sobre modelos vetoriais auto-regressivos estruturais (SVAR), é comum analisar-se a importância relativa dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. O impacto de medidas de política econômica, mudanças de preferências e inovações tecnológicas são alguns exemplos destes choques. Quando se analisam flutuações em variáveis macroeconômicas, a metodologia utilizada é a dos modelos de ciclos de negócios, a qual consiste na investigação das flutuações de curto prazo em torno das suas tendências de longo prazo.<sup>1</sup> A adoção do modelo de Tendências e Ciclos Comuns pode indicar como as restrições de cointegração e co-caterização são usadas para estimar um sistema VAR, sujeito a mudanças permanentes e transitórias na trajetória das variáveis endógenas. E ainda, como é possível investigar as respostas do sistema a choques permanentes ou a inovações nas tendências.

A importância de caracterizar corretamente as propriedades das séries macroeconômicas, além do interesse meramente estatístico - como o de obter estimativas mais eficientes dos parâmetros do modelo sob um conjunto de restrições - remete a considerações de ordem prática, tal como a eficácia de políticas anticíclicas vis-à-vis políticas de crescimento. Ou, ainda, possibilita identificar e distinguir a importância relativa dos impactos das políticas econômicas relacionadas com o manejo da demanda agregada em relação aos choques de oferta. De acordo com a teoria dos ciclos de negócios, os impactos da demanda agregada possuem efeitos transitórios sobre as variáveis reais, enquanto que os choques de oferta estão associados, geralmente, a inovações tecnológicas, resultando em efeitos permanentes.

Motivado por estas questões, os objetivos do presente trabalho, portanto, compreendem a aplicação do modelo de Tendências e Ciclos Comuns para analisar o comportamento do produto agrícola, da taxa de câmbio real e do saldo da balança

---

<sup>1</sup> Muitas séries de tempo macroeconômicas caracterizam-se por apresentar tendências estocásticas (Beveridge e Nelson, 1981, e Nelson e Plosser, 1982).

comercial agrícola brasileira, no período a partir da do primeiro trimestre da de 1990 até o primeiro trimestre de 2005, a identificação e estimação das respostas de longo prazo das mencionadas variáveis a choques permanentes (inovações das tendências estocásticas); e a caracterização da forma de reação das variáveis endógenas a choques permanentes e transitórios, investigando a importância relativa destes choques em suas trajetórias.

Além desta seção, o trabalho é constituído de mais cinco seções. A seção 2 trata da revisão da literatura. Já as seções 3 e 4 tratam, respectivamente, da metodologia empregada e da análise das séries de tempo utilizadas no trabalho. A seção 5 sumariza os resultados encontrados e, por fim, a seção 6 traz as conclusões encontradas no trabalho.

## **2. Revisão da Literatura**

Kumah e Ibraim (1996) aplicaram o modelo de Tendências Comuns para analisar os efeitos dos choques nominal e real sobre a taxa de câmbio nominal e o saldo da balança comercial. Eles investigaram os efeitos das tendências nominal e real sobre a taxa de juros diferencial (entre os Estados Unidos e os quatro países: Alemanha, Japão, Suécia e o Reino Unido), taxas de câmbio (definida como unidade monetária doméstica dividida pelo dólar americano), e o saldo da balança comercial, usando também dados de séries de tempo sobre o produto, déficit orçamentário e oferta monetária para esses países. A evidência empírica revela que as tendências tecnológicas doméstica (ou choques de oferta) têm efeitos mais significativos sobre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial somente transitoriamente (isto quer dizer que seus efeitos são mantidos principalmente no curto e médio prazos), e que os efeitos dos déficits orçamentários e da oferta monetária sobre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial são consistentes com a teoria monetária<sup>2</sup>.

Araújo e Guillén (2002) aplicam o modelo Tendências Comuns e Ciclos para as taxas de retorno do mercado financeiro, onde os resultados sugerem a convergência das taxas de retorno para um equilíbrio de longo prazo. Identificaram a dominância do componente de longo prazo na determinação da trajetória do Prêmio do C-BOND e do componente de curto prazo no caso do Prêmio Coberto de Juros. Já para o Prêmio Descoberto de Juros não foi possível identificar o predomínio de qualquer dos componentes.

Em Hjelm (2001) é feita uma análise entre a produtividade total dos fatores (TFP) e a taxa de câmbio real<sup>3</sup> para a Suécia e o Japão, usando o modelo de Tendências Comuns. O trabalho revela a existência de uma relação cointegrante num vetor de três variáveis (TFP do Japão, TFP da Suécia e a taxa de câmbio real bilateral entre os dois países), revelando assim a existência de duas tendências comuns, incluindo dois choques permanentes e um choque temporário. Os dois choques permanentes foram identificados como sendo choques de produtividade do Japão e Suécia, respectivamente, e é mostrado que o choque transitório pode ser interpretado como sendo de origem monetária. O resultado da estimação do modelo de Tendências Comuns afirma que os movimentos na taxa de câmbio real é bem mais explicado pelos choques de produtividade do que pelos choques transitórios que explicam a menos parte dos movimentos.

---

<sup>2</sup> Segundo a condição Marshall-Lerner, o déficit orçamentário tem um efeito positivo sobre a taxa de câmbio e um efeito negativo sobre o saldo da balança comercial e a política monetária tem um efeito contrário sobre estas variáveis.

<sup>3</sup> A taxa de câmbio real é expressa em logaritmo natural sendo uma função do logaritmo da taxa de câmbio nominal ( $q$ ), do nível geral de preços doméstico ( $p$ ) e externo ( $p^*$ ), na forma:  $q = e + p^* - p$ .

Jacobson, Jansson, Vredin e Warne (1999) buscam analisar questões centrais de política monetária aplicada à Suécia. Dentre as principais questões analisadas, estão os efeitos das inovações na taxa de juros e outros choques, os relacionamentos de curto e longo prazo entre preços e taxas de câmbio nominal e real, e o relacionamento entre inflação e o hiato do produto. Para a análise de tais questões, eles utilizaram o modelo de Tendências Comuns aplicado às variáveis: produto doméstico e externo, índice de preços doméstico e externo, taxa de juros doméstica e externa, e taxa de câmbio nominal<sup>4</sup>. O vetor de séries de tempo composto pelas sete variáveis apresentou a existência de três relações cointegrantes, sendo o modelo assim direcionado por quatro tendências comuns, sendo duas tendências reais (doméstica e externa) e duas tendências nominais (doméstica e externa). Dentre alguns dos resultados concernentes à taxa de câmbio nominal, está o de que as tendências nominais (doméstica e externa) têm efeitos mais significantes sobre a taxa de câmbio do que as tendências reais (doméstica e externa) tendo a tendência nominal externa o efeito mais significativo.

Alexius (1999) aplica o modelo de Tendências Comuns para quatro países nórdicos (Dinamarca, Finlândia, Noruega e Suécia) com o objetivo de investigar os movimentos das taxas de câmbio desses países. O modelo é aplicado sobre um vetor com as respectivas variáveis para cada país: taxa de câmbio real ( $q$ ), produto real doméstico ( $y$ ) e externo ( $y^*$ ), e o nível de preços doméstico ( $p$ ) e externo ( $p^*$ )<sup>5</sup>. E também sobre um vetor de três variáveis contendo: a taxa de câmbio real ( $q$ ) e o produto e o nível de preços em termos relativos, isto é  $y - y^*$  e  $p - p^*$  respectivamente. A análise da decomposição da variância do erro de previsão de longo prazo dos modelos estimados afirma que os choques de oferta são dominantes para todos os países. Esse resultado sugere que o aumento da produtividade (choque permanente) é o determinante mais importante dos movimentos de longo prazo das taxas de câmbio reais, contrariando assim o resultado típico de outros modelos que acusam a política monetária (tendência nominal) como sendo o fator mais importante dos movimentos de longo prazo da taxa de câmbio real.

Em Mellander, Vredin e Warne (1992) o modelo de Tendências Comuns é aplicado sobre as variáveis termos de troca (índice de preços de exportação sobre o índice de preços de importação), produto per capita real, consumo (privado e público) per capita real e investimento (doméstico) per capita real, para a Suécia. Nesse trabalho, assim como em KPSW (1987,1991), os vetores cointegrantes são derivados de um modelo de crescimento neoclássico aplicado a uma pequena economia aberta utilizando as variáveis em questão. Da aplicação do modelo de crescimento foi constatada a presença de dois vetores cointegrantes, implicando a existência de uma tendência externa e uma tendência doméstica. Como resultado da estimação do modelo de Tendências Comuns, foi verificado que as tendências externa e doméstica não influenciam negativamente em quaisquer variáveis, e possuem efeitos de longo prazo significativamente positivos sobre todas elas, sendo o choque real permanente (choque oferta) o principal causador das flutuações do produto, ainda que no curto prazo.

---

<sup>4</sup> O produto externo é definido como sendo o produto doméstico da Alemanha. A taxa de juros externa é calculada em função da taxa de investimento da Alemanha, e o índice de preço externo é calculado a partir dos vinte maiores parceiros comerciais da Suécia.

<sup>5</sup> Uma variável externa referente a um dos quatro países, é composta pela mesma variável dos outros três países.

### 3. Metodologia

#### 3.1 Modelo de Tendências Comuns

Modelos de séries de tempo lineares são geralmente especificados em termos de variáveis que podem ser observadas, de um erro serialmente não correlacionado e uma tendência puramente determinística, podendo, desse modo, ser estimados com técnicas padrões. O modelo de Tendências Comuns, no entanto, consiste de um vetor de tendências e um vetor de variáveis estacionárias, onde nenhum componente pode ser observado isoladamente. De acordo com Beveridge e Nelson (1981), pode-se tomar  $\{x_t\}$  como sendo um vetor de séries de tempo, decomposto da seguinte forma

$$x_t = x_t^p + x_t^s \quad (1)$$

onde,  $x_t^p$  representa um vetor de tendências, componente permanente de  $x_t$ , enquanto  $x_t^s$ , componente transitório, é um resíduo estacionário.

King, Plosser, Stock e Watson (1987;1991) e Stock e Watson (1988) mostram que há uma dualidade entre os conceitos de cointegração e tendências comuns. Em particular, as restrições cointegrantes determinam o número de tendências independentes e a forma de relacionamento de um vetor de variáveis observadas com todas as tendências independentes. Isto é, se  $\alpha$  é um vetor cointegrante, então  $\alpha'x_t^p = 0$ , para que  $\alpha'x_t = \alpha'x_t^s$  seja estacionária. Estas restrições, portanto, nem especificam nem sugerem que uma certa tendência esteja relacionada a, por exemplo, choques tecnológicos ou de política econômica. Para que se possa fazer tais interpretações, torna-se necessário considerar hipóteses adicionais de identificação do modelo.

Para definir o modelo de Tendências Comuns, seja  $\{x_t\}$  um vetor  $n$ -dimensional de séries de tempo o qual é direcionado por  $k \leq n$  tendências estocásticas comuns. Especificamente, o modelo na forma estrutural é descrito por

$$x_t = x_0 + \Upsilon \tau_t + \phi(L)v_t, \quad (2)$$

onde  $L$  denota o operador de defasagem. A seqüência  $n$ -dimensional  $\{v_t\}$  é considerada como um ruído branco com  $E[v_t] = 0$  e  $E[v_t v_t'] = I_n$ , sendo esta uma matriz identidade de ordem  $n \times n$ . Além do mais, o polinômio matricial de ordem  $n \times n$ ,  $\phi(\lambda) = \sum_{j=1}^{\infty} \phi_j \lambda^j$  é finito para toda raiz característica  $\lambda$  sobre e dentro do círculo unitário e, sem perda de generalidade, assume-se que  $x_0$  é estacionário.

As tendências de  $x_t$  são descritas por  $\Upsilon \tau_t$ , onde a matriz de coeficientes  $\Upsilon$  é de dimensão  $n \times k$  com posto  $k$ . Se as tendências são linearmente determinísticas então  $\tau_t = \mu t$ ; isto é,  $\tau_t - \tau_{t-1} = \mu$ , onde  $\mu$  é um vetor  $k$ -dimensional de constantes. A idéia de tendências linearmente estocásticas, por outro lado, pode ser operacionalizada modelando  $\tau_t$  como um vetor de passeios aleatórios com intercepto; isto é,

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t. \quad (3)$$

Portanto,  $\tau_t$  é um vetor  $k$ -dimensional de passeios aleatórios com intercepto  $\mu$  e inovação  $\varphi_t$ . Assume-se que a seqüência de distúrbios da tendência  $\{\varphi_t\}$  é um ruído branco com  $E[\varphi_t] = 0$  e  $E[\varphi_t \varphi_t'] = I_k$ . Resolvendo (2) com respeito a (3) obtém-se

$$x_t = x_0 + \Upsilon[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j] + \phi(L)v_t. \quad (4)$$

Em relação a decomposição em (1), encontra-se que o modelo de Tendências Comuns em (4) especifica que,

$$x_t^s = x_0 + \phi(L)v_t \text{ e } x_t^p = Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]. \quad (5)$$

Além do mais, quando o número de tendências comuns,  $k$ , for menor que o número de variáveis,  $n$ , haverá exatamente  $r = n - k$  vetores linearmente independentes que são ortogonais às colunas da matriz de coeficientes  $Y$ . Em outras palavras, existe uma matriz  $\alpha$  de ordem  $n \times r$ , tal que  $\alpha'Y = 0$ .

O modelo de Tendências Comuns em (4), tem algumas propriedades importantes. Primeiro, as tendências incluem um elemento estocástico que é consistente com a noção de que alguns choques são persistentes; isto é, o choque  $\varphi_t$  tem efeitos permanentes sobre as variáveis do vetor  $\{x_t\}$  do modelo. Segundo, o número de tendências deve ser inferior ao das variáveis do modelo, nos estados estacionários, para que haja formas de relacionamentos entre estas últimas. De acordo com esta formulação, esses estados estacionários são descritos pela matriz  $\alpha$ . Além do mais, se  $\varphi_t$  e  $v_t$  são correlacionados, é possível que os distúrbios da tendência influenciem não somente o crescimento, mas, também, as flutuações em torno das tendências. De fato, a abordagem adotada aqui implica que os primeiros  $k$  elementos de  $v_t$  são dados por  $\varphi_t$  e os  $r$  elementos restantes são compostos pelo vetor  $r$ -dimensional  $\{\psi_t\}$ , onde  $\psi_t$  é o choque temporário; isto é,  $\psi_t$  é assumido como tendo apenas efeitos temporários sobre o vetor  $\{x_t\}$ . Então tem-se que  $v_t' = [\varphi_t \quad \psi_t]$ .

Os choques permanente ( $\varphi_t$ ) e transitório ( $\psi_t$ ) são identificados baseados em Mellander *et. al.* (1997), respectivamente, pelos relacionamentos descritos abaixo.

$$\varphi_t = (\gamma'_{\perp} \Sigma \gamma_{\perp})^{-1/2} \gamma'_{\perp} \varepsilon_t \quad (6)$$

e

$$\psi_t = \left( \sqrt{\gamma' \Sigma^{-1} \gamma} \right) \gamma' \Sigma^{-1} \varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $\gamma$  é um vetor  $n \times r$  conhecido como matriz dos parâmetros de ajustamentos de curto prazo,  $\Sigma$  é a matriz de variâncias e covariâncias e  $\varepsilon_t$  são os resíduos, todos estes obtidos no modelo de correção de erros (VCE). Somente duas restrições são necessárias para identificar estes choques. São elas, as relações cointegrantes entre as variáveis, determinadas pelo procedimento de Johansen e representadas pela matriz  $\alpha$  de ordem  $n \times r$ , e a restrição de que os choques são ortogonais.

Além da existência de tendências comuns entre as variáveis de (1) podem existir, concomitantemente, ciclos comuns entre elas. Estas duas comunalidades podem ser melhor entendidas considerando-se a decomposição de Wold; ou seja,

$$\Delta x_t = C(L)\varepsilon_t. \quad (8)$$

A qual pode ser reescrita como

$$\Delta x_t = C(1)\varepsilon_t + \Delta C^*(L)\varepsilon_t. \quad (9)$$

Integrando ambos os lados, tem-se:

$$x_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t. \quad (10)$$

A qual representa a decomposição multivariada de Beveridge e Nelson, onde o primeiro termo da direita é a tendência e o segundo elemento é o ciclo.

As variáveis em  $x_t$  possuem tendências comuns, ou cointegram, se existem  $r$  vetores linearmente independentes, com  $r < n$ , arranjados em uma matriz  $\alpha'$ , de ordem  $r \times n$ , de modo que

$$\alpha' C(1) = 0. \quad (11)$$

Por outro lado as variáveis em  $x_t$  possuem ciclos comuns se existem  $s$  vetores linearmente independentes, com  $s \leq n - r$ , arranjados em uma matriz  $\tilde{\alpha}'$ , de ordem  $s \times n$ , tal que:

$$\tilde{\alpha}' C^*(L) = 0. \quad (12)$$

Tanto a existência de ciclos como de tendências comuns traduzem-se em restrições sobre os parâmetros do VAR, tornando a estimação mais eficiente (ver apêndice).

Testes de cointegração tornaram-se matéria corrente na literatura de séries temporais e não há a necessidade de explicá-los. Discute-se, no entanto, a intuição de um teste para a existência de ciclos comuns, o qual é ainda pouco usado em trabalhos dessa natureza.

Um teste para a existência de ciclos comuns é equivalente a encontrar uma combinação linear das variáveis em  $\Delta x_t$  que não possua correlação com seu passado. Como  $\Delta x_t$  é representado por um mecanismo de correção de erros, o seu passado, obviamente, é formado por seus valores defasados e pela correção de erros propriamente dita (Vahid e Engle, 1993). Então, determinada a ordem das defasagens mencionadas acima, o teste consiste em verificar se as correlações canônicas entre  $\Delta x_t$  e seu passado são nulas.

#### 4. Análise das Séries de Tempo do Modelo

Nesta seção, indicam-se quais as técnicas que serão utilizadas para analisar as propriedades estocásticas univariada e multivariada dos dados. Como o modelo de Tendências Comuns é sensível à presença de tendências determinísticas, torna-se indispensável o exame da não-estacionaridade das variáveis bem como a verificação da presença de relações cointegrantes entre elas. Na análise univariada, utiliza-se o teste de raiz unitária para detectar a ocorrência de estacionaridade em cada série de tempo. Quanto à análise multivariada, adota-se o procedimento de Johansen para determinar quantas relações cointegrantes há entre as variáveis do modelo.

O modelo consiste de três variáveis; ou seja, o produto interno bruto agrícola (PIB)<sup>6</sup>, a taxa de câmbio real (TC)<sup>7</sup>, e o saldo da balança comercial agrícola (SBA)<sup>6</sup>. Portanto, o vetor  $x_t'$  toma a forma  $[PIB \quad TC \quad SBA]$ .

Os dados são trimestrais e deflacionados pelo Índice Geral de Preços–Disponibilidade Interna (IGP-DI) com a base para o primeiro trimestre de 2005, tendo a variável saldo da balança comercial agrícola (SBA) sofrido ajuste sazonal<sup>8</sup>. O período vai do primeiro trimestre de 1990 até o primeiro trimestre de 2005, abrangendo uma amostra de 60 observações para cada variável, tendo como fonte de referência o IPEADATA<sup>9</sup>. Os gráficos das variáveis em nível são apresentados abaixo.

<sup>6</sup> Os valores estão em milhões de reais.

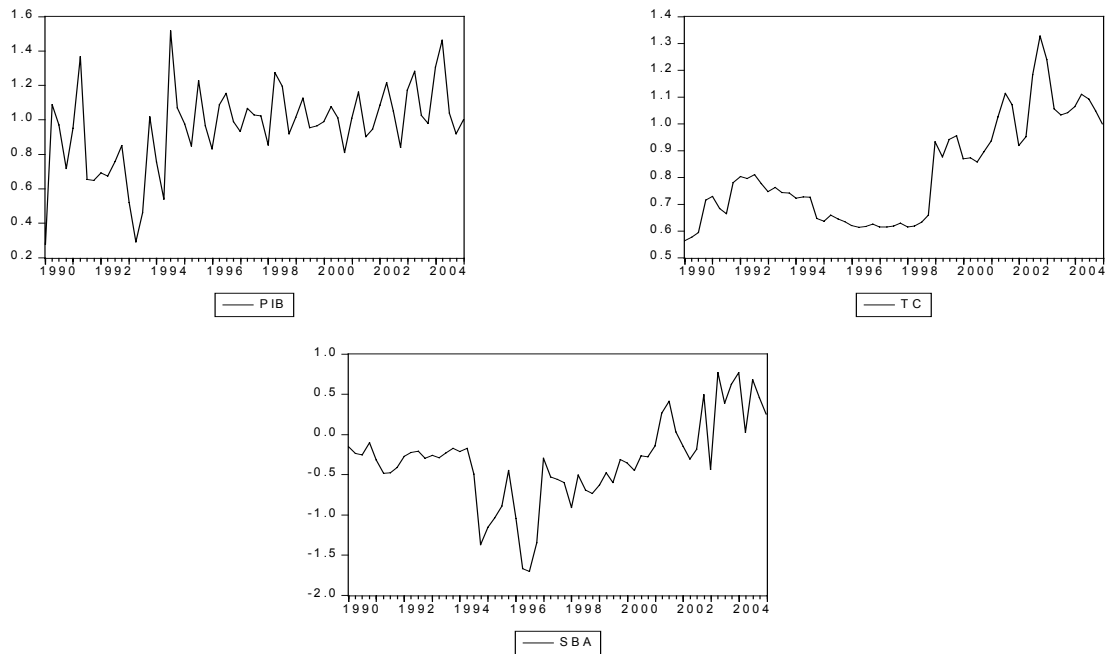
<sup>7</sup> Refere-se à taxa de câmbio efetiva real.

<sup>8</sup> O processo utilizado para o ajuste sazonal foi o X-12.

<sup>9</sup> Ver [www.ipea.gov.br/ipeadata](http://www.ipea.gov.br/ipeadata).



**GRÁFICO 1: Séries de Tempo Analisadas**



#### 4.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado para a Ocorrência de Raiz Unitária

Os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) estão apresentados na Tabela I. Estes indicam que não se rejeita a presença de uma raiz unitária para nenhuma das variáveis consideradas, ou em outras palavras, as variáveis do modelo não são estacionárias.

O teste para variável produto agrícola (PIB) indica que a aceitação da hipótese nula, o que corresponde à presença de uma raiz unitária na série de acordo de com o critério de Hannan e Quinn, incluindo um intercepto e uma tendência. As variáveis, taxa de câmbio real (TC) e saldo da balança comercial agrícola (SBA), também se mostraram instáveis com a utilização do mesmo critério e utilizando um intercepto e uma tendência.

**TABELA I – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

Variáveis	Nível		1ª Diferença	
	$t_{(\mu)}$	$t_{(t)}$	$t_{(\mu)}$	$T_{(t)}$
PIB	-1,8556	-2,4403	-8,4201	-8,3444
TC	-1,3237	-1,9204	-6,3563	-6,3078
SBA	-0,3938	-1,3374	-7,5057	-7,7993
Valores Críticos a 5% de Significância				
PIB	-2,9135	-3,4906	-2,9135	-3,4906
TC	-2,9126	-3,4892	-2,9135	-3,4906
SBA	-2,9145	-3,4921	-2,9145	-3,4921

Observações: As estatísticas  $t_{(\mu)}$  e  $t_{(t)}$  referem-se aos modelos com termo constante e com constante e tendência respectivamente.

Os valores críticos foram obtidos em McKinnon (1996).

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raízes unitárias em nível, passa-se, então, à definição da ordem de integração de cada variável. Para isso, aplica-se o teste ADF na série em primeira diferença. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada então a variável é integrada de ordem um,  $x_t \sim I(1)$ . Caso contrário diferencia-se novamente e aplica-se o teste até que a hipótese nula seja rejeitada. O resultado do teste, apresentado na Tabela I, mostra que as três variáveis descritas são  $I(1)$ .

#### 4.2 Análise de Cointegração Multivariada

Examina-se agora se as variáveis são cointegradas. Com esse propósito, adota-se o procedimento de máxima verossimilhança de Johansen (1988;1991), com vistas à determinação da dimensão de relações cointegrantes entre as três variáveis do modelo, permitindo, então, a definição do número de tendências comuns existente entre elas.

Na operacionalização do teste, adotou-se um intercepto, onde o resultado do teste é mostrado na Tabela II. A estatística do traço indica a existência de dois vetores cointegrantes a um nível de significância de 5%. Admitindo-se, pois, a existência de duas relações cointegrantes no sistema, pode-se concluir que há uma tendência estocástica comum.

**TABELA II – Teste de Johansen para Cointegração**

Nº de Equações Cointegrantes	Autovalor	Estatística do Traço	
		Valor Observado	Valor Crítico
Nenhum	0,3626	42,08	29,68
Até um	0,1970	15,50	15,41
Até dois	0,0424	2,56	3,76

Observações: Os testes foram realizados considerando a presença de um intercepto. O teste LR indica a existência de no máximo duas equações cointegrantes a um nível de significância de 5%.

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis e, por conseguinte, que as mesmas movem-se estocasticamente juntas, ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo. Deve ficar claro, porém, que estamos nos referindo à definição econométrica de equilíbrio de longo prazo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças de mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos e firmas, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação envolvida.

O procedimento de Johansen permite ainda a identificação dos vetores cointegrantes para os quais se adota uma normalização<sup>10</sup> arbitrária de forma a permitir suas identificações. Considerou-se aqui uma normalização tal que as primeiras ‘r’ séries no vetor  $x_t$  são normalizadas por uma matriz identidade. Então, de acordo com os resultados do teste, a matriz de vetores cointegrantes ( $\alpha_{n \times r}$ ) apresenta-se da seguinte forma:

<sup>10</sup> O modelo de Tendências e Ciclos Comuns não é sensível a normalização na matriz de vetores cointegrante.

$$\alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -0,132563 & -0,391578 \end{bmatrix}$$

### 4.3 Teste de Ciclos Comuns

O teste da existência de ciclos comuns consiste em verificar se as correlações canônicas entre  $\Delta x_t$  e seu passado são nulas. Para tanto, é necessário seguir as etapas abaixo (Warner, 2004).

$H_0$  :  $s$  ciclos comuns

$H_1$  :  $s + g$  ciclos comuns

onde a estatística do teste é:  $-T \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i)$  ou  $-(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$  ou  $-T \sum_{i=s+1}^{s+g} \log(1 - \lambda_i)$

1. Calcule as correlações canônicas,  $\lambda_i$ , e ordene-as.
2. Calcule a razão para  $s > 0$  (some todas as correlações canônicas e compare com o valor crítico) se aceita  $H_0$  o espaço de co-caracterização é pleno, logo existem zero ciclos comuns. Rejeita-se  $H_0$  segue-se para o passo (3).
3. Some as  $n - 1$  correlações canônicas e compare com o valor crítico. Se aceita  $H_0$  existem  $n - 1$  ciclos comuns. Rejeita-se e se segue para o passo (4).
4. Some as  $n - 2$  correlações canônicas.

Então no nosso caso a última correlação canônica é diferente de zero, portanto a hipótese de dois ciclos comuns é rejeitada. O que implica que não existem ciclos comuns. O algoritmo desenvolvido por Warne (2004) já seleciona o número de correlações canônicas no qual o número de ciclos não pode, somado ao número de tendências comuns, ultrapassar o número de variáveis. No nosso caso como temos 2 vetores cointegrantes só podemos ter 2 ciclos comuns.

A soma do número de tendências estocásticas mais o número de ciclos comuns não pode exceder, obviamente, o número de variáveis do modelo, ou, posto de outra forma,  $s + r \leq n$ . Como foi encontrado pelo teste de Johansen que  $r = 2$ , só poderiam existir no máximo, dois ciclos comuns. Então, usou-se o algoritmo desenvolvido por Warne (2004), o qual seleciona automaticamente o número máximo possível de ciclos comuns. O resultado do teste é apresentado na tabela abaixo.

**TABELA III–Teste de Ciclos Comuns**

Nº de Ciclos Comuns	Estatística LR	Graus de Liberdade	P-Valor
2	7.7399	3	0.0517

Desta forma, a um nível próximo de 5% de significância, o teste comprova a existência de dois ciclos comuns entre as variáveis. O procedimento utilizado para extração dos ciclos comuns é baseado em Issler e Vahid (2001).

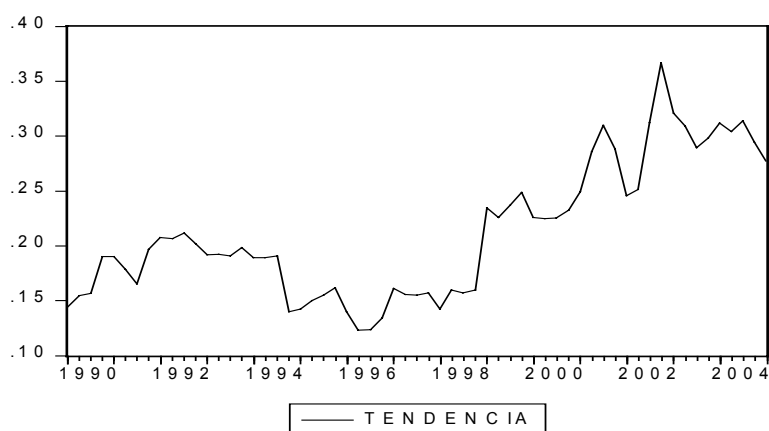
## 5. Resultados Empíricos

### 5.1 Tendência Comum e Ciclos

De acordo com a identificação dos choques permanentes e transitórios, descrita na seção anterior, os  $k$  primeiros elementos do vetor  $n$ -dimensional  $v_t$  são compostos pelos choques permanentes ( $\varphi_t$ ), e os  $r$  elementos restantes são compostos pelos choques transitórios ( $\psi_t$ )<sup>11</sup>. Dessa forma, identifica-se a presença de um choque permanente (uma tendência estocástica comum ( $k = 1$ )) e de dois choques transitórios (dois ciclos comuns ( $r = 2$ )).

A tendência estocástica comum encontrada no vetor de variáveis ( $x_t$ ) é identificada com uma tendência real doméstica ( $\tau_{Rt}$ ). A tendência real pode ser caracterizada como um choque de oferta doméstica permanente, podendo constituir-se tanto de um choque tecnológico como de um choque de produtividade (Kumah e Ibrahim, 1996).

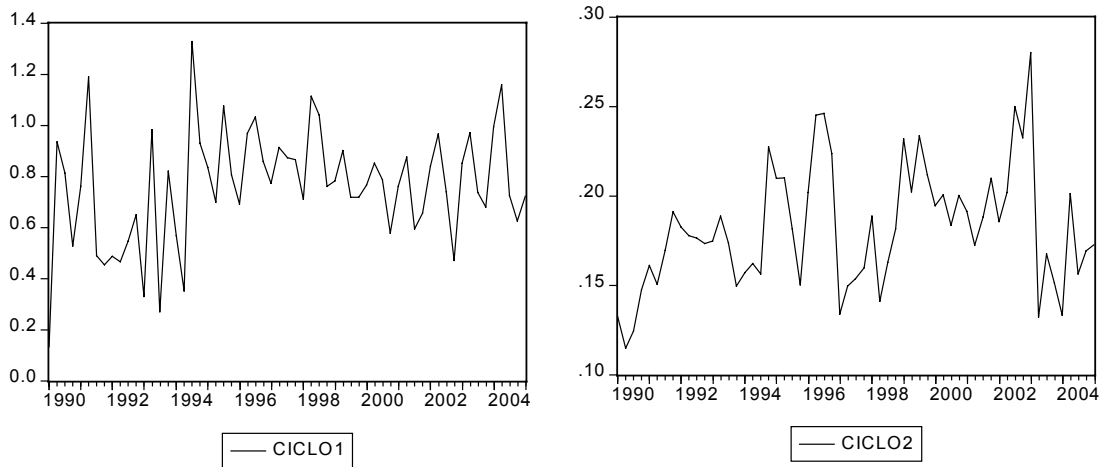
**GRÁFICO 2: Tendência Comum**



No que se referem aos dois choques transitórios, estes podem ser identificados como decorrentes de alterações na demanda agregada, que por sua vez alteram o comportamento cíclico das variáveis macroeconômicas, mas não suas trajetórias de longo prazo (Jacobson *et al.*, 1999).

<sup>11</sup> Deve-se observar que  $k = n - r$ , onde  $k$  é o número de tendências comuns,  $n$  é o número de variáveis no modelo e  $r$  é o número de relações cointegrantes entre as variáveis.

**GRÁFICO 3: Ciclos Comuns**



Deve-se, observar, no entanto, que nem todo choque de oferta tem efeito permanente, assim como nem todo choque de demanda tem efeito temporário. Um exemplo clássico é da quebra de safra agrícola que pode ser interpretada como um choque de oferta, implicando apenas em efeitos temporários. Por outro lado, alterações na política fiscal podem afetar a taxa de poupança da economia e, conseqüentemente, o estoque de capital e a produção no longo prazo (Caiado *et al.*, 1993).

A tendência comum para sua exata identificação, requer em certas circunstâncias, restrições sobre a matriz dos coeficientes ( $\gamma$ ). As condições  $\alpha' \gamma = 0$  e  $\gamma \gamma' = C(I) \Sigma C(I)'$  (ver Apêndice I) fornecem respectivamente  $rk = 2$  e  $k(k + 1)/2 = 1$  restrições usadas para determinar os  $nk = 3$  parâmetros da matriz  $\gamma$ . Contudo, como o número de restrições é igual ao número de parâmetros a ser estimado, não há necessidade de impor qualquer restrição adicional sobre  $\gamma$ , já que esta matriz tem identificação exata.

As restrições usadas na identificação da tendência comum não possibilitam identificar a natureza dos choques permanentes. Contudo, dado o confronto entre o comportamento das tendências de longo prazo com as previsões fornecidas pela teoria econômica e com outros trabalhos empíricos algumas explicações podem ser buscadas.

Desta forma, os coeficientes estimados do modelo de Tendências e Ciclos Comuns, apresentam-se da seguinte forma<sup>12</sup>:

$$\begin{bmatrix} PIB \\ TC \\ SBA \end{bmatrix} = x_0 + \begin{bmatrix} 0,2077 \\ (0,0036) \\ 0,0613 \\ (0,0109) \\ 0,1566 \\ (0,0279) \end{bmatrix} \tau_{Rt} + C^*(L)\varepsilon_t \quad (13)$$

<sup>12</sup> Os erros padrões dos coeficientes estimados, mostrados entre parênteses na equação (9), são baseados no Teorema de Warne (1993).

Observa-se que os coeficientes estimados da matriz  $Y$  medem os efeitos de longo prazo da respectiva tendência estocástica ( $\tau_{Rt}$ ) sobre os elementos correspondentes do vetor  $x_t$ . De acordo com os valores estimados da matriz  $Y$ , referentes ao período, verifica-se que a tendência real doméstica tem um efeito de longo prazo positivo sobre todas as variáveis do modelo.

## 5.2 Funções Impulso – Resposta

As funções impulso-resposta são instrumentos ilustrativos de como as variáveis do modelo de Tendências Comuns reagem ao longo do tempo a uma mudança nos choques permanente e transitório. Os Gráficos 4, 5 e 6 mostram as respostas das variáveis em nível durante 24 trimestres, com intervalos de 95% de confiança<sup>13</sup> a um impulso de uma unidade de desvio padrão no choque permanente ( $\varphi_t$ ), Gráfico 4, e dos dois choques transitórios, ( $\psi_t$ ), Gráficos 5 e 6.

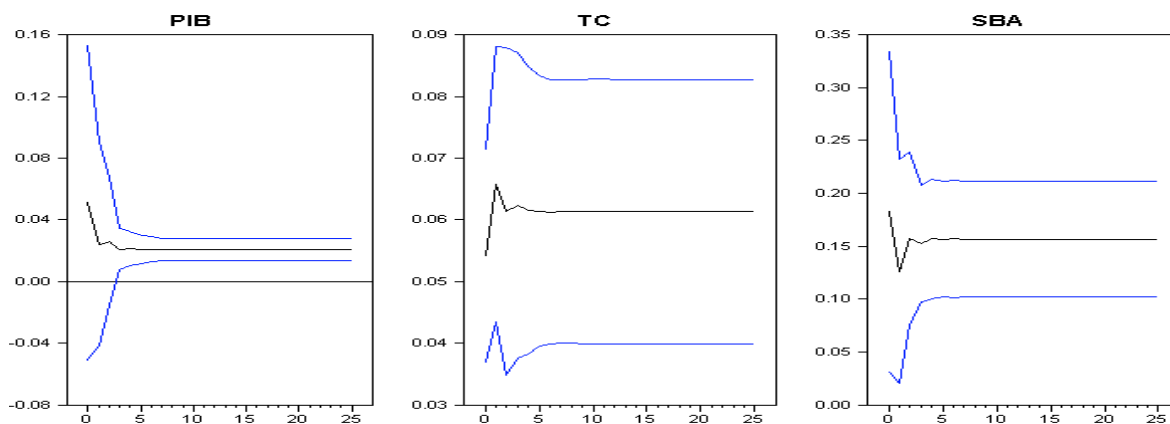
De acordo com o Gráfico 4, verifica-se que um impulso no choque permanente, correspondente a uma unidade de desvio padrão, tem um efeito inicial negativo sobre o produto agrícola nos quatro primeiros trimestres passando a ficar constante nos trimestres posteriores. Este resultado é confirmado pela decomposição da variância do erro de estimação, Tabela IV, a qual mostra que as flutuações no produto agrícola são exclusivamente explicadas pelos choques transitórios. Este fato pode estar ligado à condução da política econômica e, portanto, a choques de demanda agregada.

Em relação à taxa de câmbio real, verifica-se que o efeito do choque permanente é positivo e apresenta constância em todos os trimestres analisados. Já o saldo da balança comercial exhibe resposta negativa durante os dois primeiros trimestres passando a ficar constante no período posterior. O impacto inicial verificado sobre o saldo da balança comercial traduz-se em uma queda a qual posteriormente é revertida em uma tendência de crescimento. Esse resultado é consistente com as condições de Marshall-Lerner e com a curva J (Shirvani e Wilbratte, 1997).

---

<sup>13</sup> Os intervalos de confiança são calculados a partir dos erros padrões das funções impulso-resposta (ver Apêndice em Mellander *et al.*, 1992 ou o Teorema 3 em Warne, 1993).

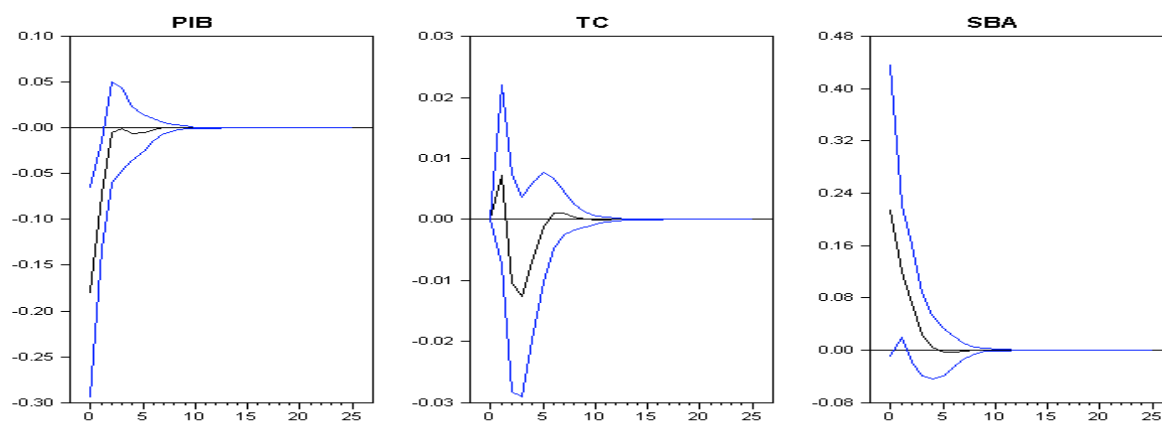
**GRÁFICO 4: Funções Impulso-Resposta em Nível de um Choque de uma Unidade de Desvio Padrão nas Inovações Permanentes.**



Obs: Intervalo de Confiança de 95%.

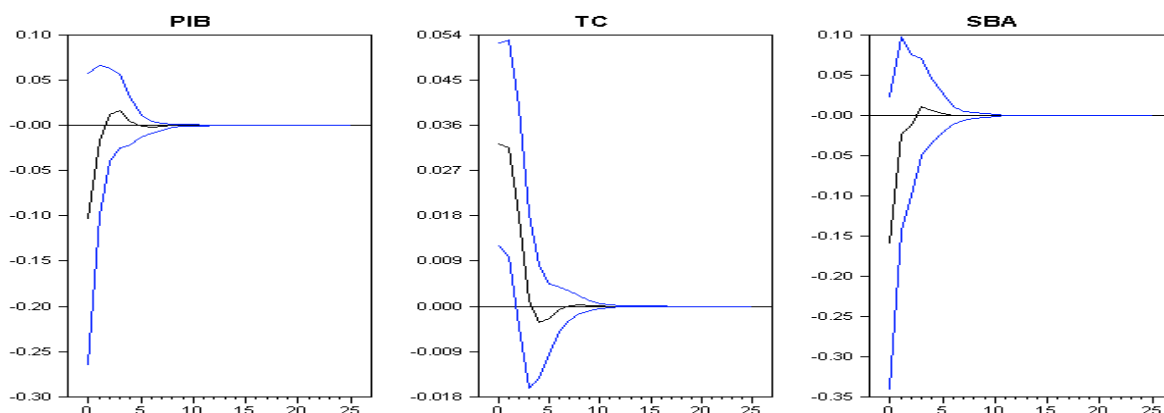
De acordo com as respostas das variáveis do modelo a um impulso nos choques transitórios, Gráficos 5 e 6, verifica-se que o produto agrícola não responde ao choque transitório 1 e responde de forma positiva porém muito tímida, no terceiro e quarto trimestre, ao choque transitório 2. Quanto à taxa de câmbio, ela responde de forma oscilante ao choque transitório 1, passando de positiva para negativa e novamente positiva diluindo por volta do oitavo trimestre. Já com relação ao choque transitório 2, esta apresenta uma tendência negativa que se dilui por volta do sétimo semestre. Com relação ao saldo da balança comercial agrícola constata-se que os dois choques transitórios atuam de forma contrária, isto é, esta apresenta uma tendência negativa ao choque transitório 1 e uma tendência positiva ao choque transitório 2, no quatro trimestres iniciais, sendo ambas tendências diluídas por volta do quinto trimestre.

**GRÁFICO 5: Funções Impulso-Resposta em Nível de um Choque de uma Unidade de Desvio Padrão na Inovação Transitória 1.**



Obs: Intervalo de Confiança de 95%.

**GRÁFICO 6: Funções Impulso-Resposta em Nível de um Choque de uma Unidade de Desvio Padrão na Inovação Transitória 2**



Obs: Intervalo de Confiança de 95%.

### 5.3 Decomposição das Variâncias dos Erros de Previsão das Séries de Tempo do Modelo

A decomposição da variância do erro de previsão fornece informações a respeito da importância relativa dos choques permanente e transitório nas flutuações das variáveis do modelo de Tendências e Ciclos Comuns. A Tabela IV mostra a importância relativa do choque permanente e dos dois choques transitórios, pelo período de sessenta trimestres, nas flutuações das variáveis do PIB agrícola, taxa de câmbio real e saldo da balança comercial agrícola, respectivamente. Deve-se observar que a soma dos três choques, em cada trimestre analisado, totaliza uma unidade.

**TABELA IV: Decomposição da Variância do Erro de Previsão (EM NÍVEL).**

Período	Descrição das Varáveis								
	Choque Permanente			Choque Transitório 1			Choque Transitório 2		
	PIB	TC	SBA	PIB	TC	SBA	PIB	TC	SBA
1	0,058 (0,115)	0,738 (0,170)	0,320 (0,254)	0,709 (0,453)	0 (0,010)	0,439 (0,467)	0,234 (0,366)	0,262 (0,170)	0,241 (0,279)
10	0,124 (0,229)	0,932 (0,030)	0,727 (0,176)	0,673 (0,230)	0,009 (0,010)	0,196 (0,086)	0,203 (0,361)	0,059 (0,023)	0,077 (0,113)
20	0,187 (0,488)	0,965 (0,016)	0,842 (0,137)	0,625 (0,261)	0,005 (0,005)	0,113 (0,072)	0,188 (0,388)	0,030 (0,013)	0,045 (0,074)
30	0,241 (0,679)	0,976 (0,011)	0,889 (0,107)	0,583 (0,375)	0,003 (0,004)	0,080 (0,058)	0,176 (0,407)	0,021 (0,009)	0,031 (0,055)
40	0,289 (0,821)	0,982 (0,009)	0,914 (0,086)	0,547 (0,478)	0,002 (0,003)	0,061 (0,048)	0,165 (0,419)	0,015 (0,007)	0,024 (0,044)
50	0,331 (0,925)	0,986 (0,007)	0,930 (0,073)	0,515 (0,560)	0,002 (0,002)	0,050 (0,040)	0,155 (0,427)	0,012 (0,006)	0,020 (0,036)
60	0,368 (1,002)	0,988 (0,006)	0,941 (0,062)	0,486 (0,623)	0,002 (0,002)	0,042 (0,035)	0,146 (0,430)	0,010 (0,005)	0,017 (0,031)

Observação: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão.



Examinando a Tabela IV, observa-se que as flutuações no produto agrícola são dominadas exclusivamente pelos dois choques transitórios, tendo o choque permanente uma importância relativa insignificante mesmo no longo prazo. Resultados semelhantes foram encontrados por Trompieri (2002) no qual aplicou o modelo de tendências e ciclos comuns para o PIB agregado do Brasil, taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial.

Pode-se concluir, portanto, que os choques de oferta domésticos são pouco expressivos. Predomina sobre o comportamento do produto forte influência dos choques de demanda agregada, notadamente quando se passa a adotar o instrumento de metas de inflação, caracterizado pelo estabelecimento de taxa de juros real elevada como forma de manter os preços internos estáveis.

Com relação à taxa de câmbio, constata-se que o choque permanente predomina e seus efeitos se mantêm num horizonte de tempo mais longo. Esse fato, contudo, não permite a afirmação de que as flutuações na taxa de câmbio real, no período analisado, sejam explicadas por choques de produtividade.

Com respeito ao saldo da balança comercial agrícola, verifica-se que o efeito dos choques transitórios predomina nos primeiros oito trimestres e vão se dissipando ao longo do tempo. A partir aproximadamente do décimo trimestre, a importância relativa do choque permanente passa a prevalecer sobre os choques transitórios na explicação das flutuações do SBA. Esse resultado constitui um reflexo do comportamento da tendência de longo prazo.

## **6. Conclusão**

O objetivo deste trabalho foi o de usar o modelo de Tendência e Ciclos Comuns para analisar o comportamento do produto agrícola, da taxa de câmbio real e do saldo da balança comercial agrícola do Brasil, no período de 1990 a 2005. Buscou-se ainda estimar as respostas de longo prazo das variáveis do modelo aos choques permanentes e transitórios caracterizando, através da decomposição da variância do erro de previsão, a importância relativa de ambos os choques na conformação de suas trajetórias. Para tanto, foram utilizadas séries trimestrais coletadas junto ao IPEA, tendo como base o primeiro trimestre de 2005.

O modelo de Tendência e Ciclos Comuns mostrou que as variáveis em análise apresentaram uma tendência estocástica que corresponde ao choque permanente, bem como dois ciclos comuns que correspondem aos choques transitórios. Já as funções impulso-resposta e as decomposições das variâncias mostraram que o produto foi predominantemente influenciado pelos choques transitórios, tanto no curto como longo prazo, contrariando a expectativa inicial de que os choques permanentes teriam impacto significativo, notadamente no longo prazo, o que explicaria mudanças devidas a ganhos de produtividade decorrentes de variações tecnológicas.

As flutuações na taxa de câmbio e no saldo da balança comercial agrícola, por outro lado, estão mais associadas aos choques permanentes do que aos choques transitórios e as trajetórias dessas duas séries de tempo têm seus comportamentos estritamente interligados. Observou-se que há uma defasagem do efeito da taxa de câmbio real sobre o saldo da balança comercial, confirmando a teoria acerca da combinação entre elasticidades preço e renda das exportações e importações.

## 7. Referências Bibliográficas

- ABDALLAH, M.B.; RAJHI.T. Stochastic trends and balance crises. *Working Paper N° 2000:68*, University of Paris 1, France, 2000.
- AGÉNOR, Pierre-Richard; HOFFMAISTER, A. W.; MEDEIROS, C. Cyclical fluctuations in Brazil's real exchange rate: the role of domestic and external factors (1988-95). *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 1, p. 47-73, Jan./Mar. 2002.
- ALEXIUS, A. "Supply shocks and Real Exchange Rates", *Working Paper* N° 117, Sveriges Risksbank (Central Bank of Sweden) (2000).
- BERGMAN, M., CHEUNG Y. and LAI K.S. "Productivity Shock, Monetary Shock, and the Short - and Long-Run Dynamics of Exchange Rates and Relative Prices", *Working Paper* N° 2000:4, Lund University, Sweden (2000).
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 655-673, 1981.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v.79, p.655-673, 1989.
- BRANDÃO, A. S. P; RESENDE, G. C. e MARQUES, R. W. C., Crescimento Agrícola no Brasil no Período de 1999-2004: Explosão da Soja e da Pecuária Bovina e seu Impacto sobre o Meio Ambiente. *Texto para Discussão do IPEA*. Rio de Janeiro, 34p, 2005.
- CAIADO, E. R. L.; MIGON, H. S.; LOPES, H. F. Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregadas sobre o nível de atividade do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 2, p. 177-204, 1993.
- CAMPBELL, J. Y; SHILLER, R. J. Interpreting cointegrated models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 505-522, 1988.
- CRIBARI-NETO, F. The cyclical component in brazilian GDP. *Revista de Econometria*, n.1, p.1-22, 1993.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, v. 74, p. 1057-1072, 1979.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York, John Wiley & Sons, Inc, 1995.
- ENGLE, R.F.; ISSLER, J.V. Common trends and common cycles in latin america. *Revista Brasileira de Economia*, v. 47, n. 2, p. 149-76, 1993.
- GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. *Gastos Públicos na Agricultura, Evolução e Mudanças*. Texto para Discussão n° 948, IPEA, abril, pp. 1-31, 2033.
- FURTOSO, M. C. ; GUILHOTO, J. J. M. *Estimativa e Mensuração do Produto Interno Bruto do Agronegócio da Economia Brasileira, 1994 a 2000*. Revista de Economia e Sociologia Rural, n.4, v.41, pp. 803-828, nov.-dez. de 2003.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. Princeton, Princeton University Press, Inc, 1994.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- HJELM, G. "Total Factor Productivity and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy: The Relative Importance of Permanent and Transitory Shocks", *Working Paper* N° 2001:23, Lund University, Sweden (2001).
- ISSLER, J. V.; VAHID, F. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. *Journal of Monetary Economics*, v.47, p.449-475, 2001.
- JACOBSON, T., JANSSON P., VREDIN A., and WARNE A. "A VAR Model for Monetary Policy Analysis in Small Open Economy", *Working Paper* N° 77, Sveriges Risksbank (Central Bank of Sweden), 1999.

- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1.551-1.580, 1991.
- KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1987.
- KUMAH, F. Y.; IBRAHIM, S. B. Stochastic trends and fluctuations in the interest rate, exchange rate and current account balance: an empirical investigation. *Economic Modelling*, v. 13, p. 383-406, 1996.
- MELLO, L.R.J.; CARNEIRO, F.G. The long-run behavior of exchange rates in Brazil, Chile and Argentina: a cointegration analysis. *International Review of Economics and Finance*, v. 6, n. 1, p. 37-48, 1997.
- MELLANDER, E., VRENDIN, A. and WARNE, A. “Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy”, *Journal of Applied Econometrics*, 7:369-394, 1992.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in economic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- NEWBOLD, P. Precise and efficient computation of the Beveridge-Nelson decomposition of economic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 26, p. 453-457, 1990.
- SAMUELSON, P. Theoretical notes on trade problems. *Review of Economic and Statistics*, v. 46, p. 145-154, 1964.
- SHIRVANI, H.; WILBRATTE B. The relationship between the real exchange rate and the trade balance: an empirical reassessment. *International Economic Journal*, v.11, n.1, p.39-50, 1997.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, v. 83, p. 1097-1107, 1988.
- TROMPIERI, N. Modelo de tendências comuns aplicado ao produto, à taxa de câmbio e ao saldo da balança comercial: o caso do Brasil. *Tese de Mestrado*, CAEN – UFC, 2002.
- VAHID, F.; ENGLE, R. F. Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, V.8, p.341–360, 1993.
- WARNE, A. A common trends model: identification estimation and inference. *Seminar Paper N°555*, IIES, University of Stockolm, Sweden, 1993.
- \_\_\_\_\_. Estimation and Testing for Common Cycles. *Working Paper*. 8p, dec, 2004.

## APÊNDICE

### Extração dos Ciclos Comuns

A metodologia utilizada para extrair os ciclos comuns será baseada em Issler e Vahid (2001). Considere a equação (10) abaixo:

$$\begin{aligned} y_t &= C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t \\ &= T_t + C_t \end{aligned} \quad (\text{A.1})$$

Considere agora o caso especial de  $n = r + s$ , e tomando as co-características e as combinações cointegrantes obtêm-se:

$$\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix} \quad (\text{A.2})$$

A matriz  $\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix} n \times n$  possui rank completo e é inversível. Particionando as colunas da inversa da matriz A,  $A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- \quad \alpha^-]$ , e pré-multiplicando as co-características e as combinações cointegrantes por  $A^{-1}$ , obtêm-se a decomposição da tendência e dos ciclos comuns:

$$y_t = A^{-1} A y_t = \tilde{\alpha}^- (\tilde{\alpha}^- y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t) \quad (\text{A.3})$$

Isto implica que  $T_t = \tilde{\alpha}^- \tilde{\alpha}' y_t$  e  $C_t = \alpha^- \alpha' y_t$ , ou seja; a tendência e os ciclos são combinações lineares simples de  $y_t$ .

Observe que o primeiro termo em (A.3) depende apenas das combinações co-características, enquanto o segundo é função das combinações cointegrantes. Isto significa que o primeiro termo gera a tendência e o segundo os ciclos.