

Setor Agrícola Brasileiro: Uma Aplicação do Modelo de Tendências e Ciclos Comuns no Período de 1990 a 2005

José Nilo de Oliveira Júnior

*Programa de Pós-Graduação em Economia,
Universidade Federal do Pará (PPGEconomia/UFGPA), Brasil*

Ivan Castelar

*Programa de Pós-Graduação em Economia,
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Brasil*

Nicolino Trompieri Neto

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Brasil

Roberto Tatiwa Ferreira

*Programa de Pós-Graduação em Economia,
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC), Brasil*

Resumo

Este artigo analisa o comportamento do produto agrícola, da taxa de câmbio real e do saldo da balança comercial agrícola brasileira. Utilizou-se as técnicas de cointegração e co-caracterização para identificar um sistema de vetores auto-regressivos com tendências estocásticas e ciclos comuns e para investigar as respostas do sistema a choques transitórios e permanentes. Os testes comprovaram a existência de uma tendência estocástica 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 o choque permanente é mais importante na explicação das variabilidades da taxa de câmbio e da balança comercial agrícola.

Palavras-chave: Agricultura Brasileira, Tendência e Ciclos Comuns.

Classificação JEL: Q19, C32

Abstract

This paper analyzes the behavior of Agricultural GDP, real exchange rate and the current agricultural account balance in Brazil during the period of 1990 to 2005. Cointegration and co-characterization techniques were used to identify a VAR system with common stochastic trends and common cycles, and to investigate the system response

to transient and permanent shocks. The tests indicated the existence of a common trend and two common cycles among the variables. Variance decomposition shows that transient shocks account for 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.

1. Introdução

A partir da década de 90 iniciou-se o processo de efetiva estabilização da economia brasileira com a implementação do Plano Real. O referido plano, contudo, não foi capaz de induzir a expansão econômica, revertendo, dessa forma, a tendência de baixo crescimento manifestada a partir do final da década de 80. Com um cenário macroeconômico desfavorável, a renda agrícola brasileira teve um desempenho sofrível durante aquele período. 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 foram as altas taxas de juros, incompatíveis com aquelas praticadas nos mercados financeiros internacionais, o que acabou 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 (Gasques e Spolador 2003). 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 com a 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 e passando para menos de 30% durante a década seguinte. Nesta 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 (Gasques e Villa Verde 2003). Com essas medidas buscava-se, além da estabilização de preços, a geração de maior volume de divisas, o que era favorecido pelas desvalorizações cambiais e por medidas inibidoras do consumo interno, como a contenção dos salários e políticas monetária e fiscal restritivas. Isto fazia com que o ajuste da oferta agrícola ocorresse através das exportações.

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

* Recebido em dezembro de 2006, aprovado em novembro de 2007.
E-mail address: joseniloojr@yahoo.com.br.

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 janeiro de 1999, adotou-se o sistema de taxa de câmbio flutuante com interferências pontuais do Banco Central. Essa alteração do regime cambial implicou numa desvalorização real da taxa de câmbio de 15,66% entre 1998 e 1999. No período de janeiro de 2000 a agosto de 2002 a taxa de câmbio efetiva real sofreu uma desvalorização de 14,36%. 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 deterioração da situação externa levou o País a substituir a âncora cambial pelo sistema de metas de inflação. Isso trouxe, como consequência, o início de um período com freqüentes intervenções do Banco Central e uma política monetária restritiva, a qual 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 inviabilidade da política de taxas de juros elevadas por longos períodos de tempo, principalmente devido às suas implicações sobre o endividamento público.

Considerando a descrição do cenário acima, cresce a importância de utilizar modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. Na literatura especializada vários são os modelos com este propósito, destacando-se os modelos vetoriais auto-regressivos estruturais (SVAR). O impacto de medidas de política econômica, mudanças de preferências e inovações tecnológicas são alguns exemplos destes choques.

Na análise de 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 tendências de longo prazo.¹ A adoção do modelo de Tendências e Ciclos Comuns pode indicar como as restrições de cointegração e co-caracterização são usadas para estimar um sistema VAR, sujeito a mudanças permanentes e transitórias na trajetória das variáveis. 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.

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

De acordo com a teoria dos ciclos de negócios, os impactos da demanda agregada causam 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, o objetivo do presente trabalho, portanto, compreende 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 comercial agrícola brasileira, no período a partir do primeiro trimestre de 1990 até o primeiro trimestre de 2005. A escolha deste período pretende isolar uma fase da economia brasileira onde ocorreu uma profunda mudança de política econômica no que diz respeito à abertura econômica e à estabilidade dos preços. Subsidiariamente, procede-se a estimação das respostas de longo prazo das mencionadas variáveis aos choques permanentes e transitórios e a mensuração da importância relativa destes choques em suas trajetórias.

Além desta Introdução, o trabalho é constituído de mais cinco seções. A Seção 2 traz a revisão de literatura e a Seção 3 trata da metodologia e análise dos dados. Já as Seções 4 e 5 tratam, respectivamente, dos resultados encontrados e das Conclusões.

2. Revisão da Literatura

Técnicas de cointegração são comumente aplicadas na literatura econômica para extrair r relacionamentos de longo prazo entre um conjunto de n séries de tempo não-estacionárias. Colocando de outra maneira, isto significa que também existem $n - r$ choques permanentes comuns na economia. Desta forma, modelos de cointegração podem ser representados formalmente em termos de um número reduzido de tendências estocásticas comuns, mais um componente transitório ou estacionário.

Além da cointegração, um grande número de artigos vêm se concentrando em modelar as correlações seriais comuns entre as séries de tempo. Semelhante ao processo de cointegração, que é associado ao longo prazo, dinâmicas comuns são sinais de co-movimentos de curto prazo. Estes mecanismos de propagação identificam os choques transitórios comuns que são chamados de co-movimentos em ciclos de negócios. Uma das vantagens de considerar estas restrições de curto prazo nos modelos, é que as mesmas permitem uma grande redução no número de parâmetros estimados (Hecq, 2005).

Várias são as aplicações deste de tipo modelo. Kumah e Ibrahim (1996), por exemplo, investigaram os efeitos das tendências, nominal e real, sobre a taxa de juros diferencial (entre os Estados Unidos, Alemanha, Japão, Suécia e o Reino Unido), as taxas de câmbio e o saldo da balança comercial, usando séries de tempo sobre o produto, o déficit orçamentário e a oferta monetária para esses países. Os resultados mostraram que as tendências tecnológicas e domésticas (ou choques de oferta) têm efeitos mais significativos sobre a taxa de câmbio e o saldo da balança

comercial. Por outro lado, 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.²

Já em Hjelm (2001), é feita uma análise sobre a produtividade total dos fatores (TFP) e da taxa de câmbio real para a Suécia e o Japão, usando o modelo de Tendências Comuns. O trabalho identifica a existência de uma relação cointegrante; revelando assim a existência de duas tendências comuns, o que implica em dois choques permanentes e um choque temporário. Os dois choques permanentes foram identificados como sendo choques de produtividade do Japão e da Suécia, respectivamente, e é mostrado que o choque transitório pode ser interpretado como sendo de origem monetária. O resultado da estimação do modelo conclui que os movimentos na taxa de câmbio real se devem bem mais aos choques de produtividade do que aos choques transitórios.

Jacobson et alii (1999) analisaram os efeitos da política monetária sueca, focalizando os efeitos das inovações sobre a taxa de juros, 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. Na análise, eles utilizaram o modelo de Tendências Comuns aplicado ao produto, aos índices de preços, doméstico e externo, às taxas de juros, doméstica e externa, e à taxa de câmbio nominal. O vetor de séries de tempo composto pelas sete variáveis apresentou a existência de três relações cointegrantes, sendo o modelo direcionado por quatro tendências comuns; ou seja, duas tendências reais (doméstica e externa) e duas tendências nominais (doméstica e externa). Dentre os vários resultados obtidos por estes autores está o de que as tendências nominais têm efeitos mais significantes sobre a taxa de câmbio do que as tendências reais; tendo a tendência nominal externa o efeito mais significativo.

Alexius (2001) 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 usa as variáveis taxa de câmbio real, produto real e os níveis de preços doméstico e externo. A análise da decomposição da variância do erro de previsão indica que os choques de oferta são dominantes para todos os países. Este resultado sugere que o aumento da produtividade (choque permanente) é o determinante mais importante dos movimentos de longo prazo da taxa de câmbio real, contrariando assim o resultado típico de outros modelos que apontam a política monetária (tendência nominal) como sendo o fator mais importante nesses movimentos.

Em Mellander et alii (1992) o modelo de Tendências Comuns é aplicado às variáveis termos de troca, produto *per capita real*, consumo agregado *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

² Segundo a condição de 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.

de crescimento neoclássico aplicado a uma pequena economia aberta. Na aplicação do modelo de crescimento foi constatada a presença de dois vetores cointegrantes, implicando na existência de uma tendência externa e uma tendência doméstica. Foi verificado, ainda, que as tendências externa e doméstica possuem efeitos de longo prazo significativamente positivos sobre todas as variáveis, sendo o choque real permanente (choque de oferta) o principal causador das flutuações do produto.

3. Metodologia e Análise dos Dados

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 ser, deste modo, estimados através de 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 et alii (1987) e Stock e Watson (1988) mostraram 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 α 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 descrever o modelo de Tendências Comuns, define-se $\{x_t\}$ como 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

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

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 λ 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 $\Psi\tau_t$, onde a matriz de coeficientes Ψ 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 μ é um vetor k -dimensional de constantes. A idéia de tendências linearmente estocásticas, por outro lado, pode ser operacionalizada modelando τ_t como um vetor de passeios aleatórios com intercepto; isto é,

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

Portanto, τ_t é um vetor k -dimensional de passeios aleatórios com intercepto μ e inovação φ_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

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

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

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

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 Ψ . Em outras palavras, existe uma matriz α de ordem $n \times r$, tal que $\alpha'\Psi = 0$.

O modelo definido em (4), tem algumas propriedades importantes. Primeiro, as tendências incluem um elemento estocástico que é consistente com a noção de que alguns choques, φ_t , têm efeitos permanentes sobre as variáveis do vetor $\{x_t\}$ do modelo. Segundo, o número de tendências deve ser inferior ao das variáveis do modelo, para que hajam formas de relacionamentos entre estas últimas. Além do mais, se φ_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 φ_t e os r elementos restantes são compostos pelo vetor r -dimensional $\{\psi_t\}$, onde ψ_t é o choque temporário; isto é, ψ_t causa apenas efeitos temporários sobre o vetor $\{x_t\}$. Então, tem-se que $v_t' = [\varphi_t\psi_t]$.

Os choques permanente (φ_t) e transitório (ψ_t) são identificados, respectivamente, pelos relacionamentos descritos abaixo.³

$$\varphi_t = \left(\Psi'_{\perp} \sum \Psi_{\perp} \right)^{-1/2} \Psi'_{\perp} \varepsilon_t \quad (6)$$

e

³ A identificação dos choques é baseada em Mellander et alii (1992).

$$\psi_t = \left(\sqrt{\Psi' \sum^{-1} \Psi} \right) \Psi' \sum^{-1} \varepsilon_t \tag{7}$$

onde Ψ é uma matriz $n \times r$, conhecida como matriz dos parâmetros de ajustamentos de curto prazo, \sum é a matriz de variâncias e covariâncias e ε_t são os resíduos, todos obtidos do 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 α de ordem $n \times r$ e a restrição de que os choques são ortogonais.

Além da existência de tendências comuns entre as variáveis em (1) podem existir, concomitantemente, ciclos comuns entre elas. Estas duas comunalidades podem ser melhor entendidas considerando-se a decomposição de Wold, descrita no Apêndice 1 e resumida abaixo.

$$\Delta x_t = C(L)\varepsilon_t \tag{8}$$

A qual pode ser reescrita como

$$\Delta x_t = C(1)\varepsilon_t + \Delta C^*(L)\varepsilon_t \tag{9}$$

Integrando ambos os lados, tem-se que,

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

Esta última expressão 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 $r < n$, arrançados em uma matriz α' , de ordem $r \times n$, de modo que

$$\alpha' C(1) = 0 \tag{11}$$

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

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

Tanto a existência de ciclos como de tendências comuns, traduzem-se em restrições sobre os parâmetros do VAR, tornando a estimação mais eficiente (Issler e Vahid 2001).

Um teste para a existência de ciclos comuns consiste em encontrar uma combinação linear das variáveis em Δx_t que não possua correlação com seu passado. Como Δx_t é representado por um mecanismo de correção de erros, o seu passado

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 busca verificar se as correlações canônicas entre Δx_t e seu passado são nulas.

3.2. Análise das séries de tempo do modelo

O modelo aqui utilizado consiste de três variáveis,⁴ a saber,

- (i) Produto Interno Bruto Agrícola (PIB) – Refere-se, segundo a definição do Ipeadata, apenas à agropecuária excluindo-se, é claro, a agro-indústria;
- (ii) Taxa de Câmbio Real (TC) – A taxa de câmbio real refere-se à medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil. A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país que está sendo comparado e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001, e;
- (iii) Saldo da Balança Comercial Agrícola (SBA) – O saldo da balança comercial agrícola inclui somente os produtos básicos, excluindo-se do seu conceito produtos oriundos do agro-negócio.

Portanto, o vetor x'_t toma a forma $[PIB \ TC \ SBA]$.

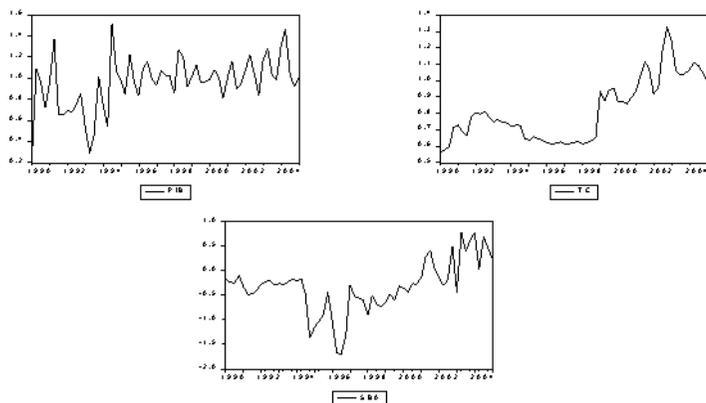
Os dados são trimestrais e deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) com base no primeiro trimestre de 2005, e a variável saldo da balança comercial agrícola (SBA) sofreu ajuste sazonal.⁵ O período analisado vai de 1990 até o primeiro trimestre de 2005, abrangendo uma amostra de 60 observações para cada variável, tendo como fonte de referência o IPEADATA.⁶ As figuras das variáveis em nível são apresentados abaixo.

Como o modelo de Tendências Comuns é sensível à presença de tendências determinísticas, torna-se indispensável o exame da estacionariedade 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 estacionariedade em cada série de tempo. Quanto à análise multivariada, adota-se o procedimento de Johansen para determinar quantas relações cointegrantes existem entre as variáveis do modelo.

⁴ Os valores estão em bilhões de reais.

⁵ O processo utilizado para o ajuste sazonal foi o X-12, que corresponde a um processo de média móvel com fatores sazonais variantes no tempo.

⁶ Ver www.ipeadata.com.br.



Fonte: Ipeadata.

Fig. 1. Comportamento Temporal do PIB, TC e SBA*

3.2.1. Teste de raiz unitária

Os resultados do teste de raiz unitária são apresentados na Tabela 1. Estes resultados 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 de Dickey-Fuller aumentado para o produto agrícola (PIB) indica a rejeição da hipótese nula, o que corresponde à presença de uma raiz unitária na série. O mesmo ocorre para o saldo da balança comercial agrícola (SBA). Já para a variável taxa de câmbio (TC) a presença de quebra estrutural pode levar o teste a concluir erroneamente pela presença de uma raiz.⁷ Por isto, usa-se para esta variável o teste sugerido por Saikkonen e Lütkepohl (2002), o qual leva em consideração a presença de quebra estrutural na série. Portanto, no teste de raiz unitária para a taxa de câmbio, usou-se uma *dummy* que assume o valor zero até o último trimestre de 1998 e um nos trimestres seguintes. Pode-se observar, pelos resultados da Tabela 1, que mesmo assim a série exibe raiz unitária.

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 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 a série e aplica-se o teste até que a hipótese nula seja rejeitada. O resultado do teste, apresentado na Tabela 1, mostra que todas as variáveis são $I(1)$.⁸

⁷ A quebra estrutural na taxa de câmbio corresponde à mudança de regime cambial implementado no Brasil a partir do primeiro trimestre de 1999.

⁸ Para a série da taxa de câmbio em primeira diferença usou-se uma *dummy* de impulso; ou seja, uma variável que assume valor um para a diferença entre 1999.01 e 1998.04 e zero para as outras observações.

Tabela 1

Teste de raiz unitária com presença de quebra estrutural

Variáveis	1ª Diferença	
	$t_{(\mu)}$	Nível
PIB	-8,4201	-1,8556
TC	-4,2616	-1,5673
SBA	-7,5057	-0,3938
Valores Críticos a 5% de Significância		
PIB	-2,9135	-2,9135
TC	-3,03	-3,03
SBA	-2,9145	-2,9145

Obs: A estatística $t_{(\mu)}$ refere-se ao modelo com termo constante.

Os valores críticos para as variáveis PIB e SBA foram obtidos em McKinnon (1996).

Os valores críticos para a variável TC foram obtidos em Lanne et alii (2002).

Fonte: Elaboração dos autores.

3.2.2. Análise de cointegração multivariada

Diferentemente do teste de Johansen (1988, 1991) tradicional, que apresenta valores críticos que levam em consideração apenas termos determinísticos, intercepto e tendência, o teste de cointegração usado aqui é baseado em Johansen et alii (2000). Neste último teste os valores críticos levam em consideração também a presença de variáveis *dummies*, as quais refletem a presença de quebras estruturais. Portanto, pela mesma razão usada no teste de raiz unitária, aplica-se este teste devido à mudança de patamar da taxa de câmbio a partir do primeiro trimestre de 1999.

Na Tabela 2 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, dado que o número de tendências é dado pela diferença entre o número de variáveis e o número de relações cointegrantes do modelo.

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis e, por conseguinte, as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo. Deve ficar claro, porém, que esta é a 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.

Tabela 2

Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural

Amostra	LR	Estatística do traço				p-value
		Valores críticos				
1990:01 – 2005:01		90%	95%	99%		
$r = 0$	73.31	41.28	44.37	50.57	0.0000	
$r \leq 1$	27.02	24.30	26.76	31.79	0.0463	
$r \leq 2$	5.72	11.21	13.03	16.91	0.5508	

Obs: O teste inclui uma dummy referente à quebra estrutural da taxa de câmbio na data de 1999.01.

O número de defasagens foi definido de acordo com critério de Hannan-Quinn e considerou-se a presença de um intercepto e uma tendência.

Os valores críticos foram obtidos em Johansen et alii (2000).

Fonte: Elaboração dos autores.

O procedimento de Johansen permite ainda a identificação dos vetores cointegrantes para os quais se adota uma normalização arbitrária de forma a permitir suas identificações. Considerou-se aqui uma normalização⁹ 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 ($\alpha_{n \times r}$) assume a seguinte forma:

$$\alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -0,132563 & -0,391578 \end{bmatrix} \quad (13)$$

3.2.3. Teste de ciclos comuns

O teste da existência de ciclos comuns consiste em verificar as seguintes hipóteses:

H_0 : s ciclos comuns

H_1 : $s + g$ ciclos comuns

onde a estatística usada para o 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 ainda, $-T \sum_{i=s+1}^{s+g} \log(1 - \lambda_i)$.

Para obter uma das estatísticas acima é necessário cumprir as etapas abaixo.

1. Calcula-se as correlações canônicas, λ_i , e estas são ordenadas;
2. Calcula-se uma das estatísticas acima para $s > 0$ somando todas as correlações canônicas e comparando com o valor crítico. Caso H_0 seja aceita, o espaço de co-caracterização é pleno e não existem ciclos comuns. Em caso de rejeição de H_0 segue-se para o passo (3);

⁹ O modelo de Tendências e Ciclos Comuns não é sensível à normalização da matriz de vetores cointegrante.

3. Somam-se as $n - 1$ correlações canônicas e compara-se com o valor crítico. Caso aceite-se H_0 , existem $n - 1$ ciclos comuns. Em caso de rejeição, segue-se para o passo (4);
4. Somam-se as $n - 2$ correlações canônicas, e assim por diante.

A soma do número de tendências estocásticas com o número de ciclos comuns não pode exceder, obviamente, o número de variáveis do modelo; ou, posto de outra forma, $k + s \leq n$. Como foi encontrado pelo teste de Johansen que existem duas relações cointegrantes, logo uma tendência comum, só podem 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 3.

Tabela 3

Teste de ciclos comuns

Nº de ciclos comuns	Estatística LR	Graus de liberdade	<i>P</i> -Valor
2	7.7399	3	0.0517

Fonte: Elaboração dos autores.

Dito de outra maneira, o teste de ciclos comuns consiste em verificar a presença de características comuns de curto prazo (co-movimentos) entre o produto agrícola brasileiro, a taxa de câmbio efetiva e o saldo da balança comercial agrícola. Desta forma, a um nível 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 Vahid e Engle (1993), (ver Apêndice 2).

4. Resultados Empíricos

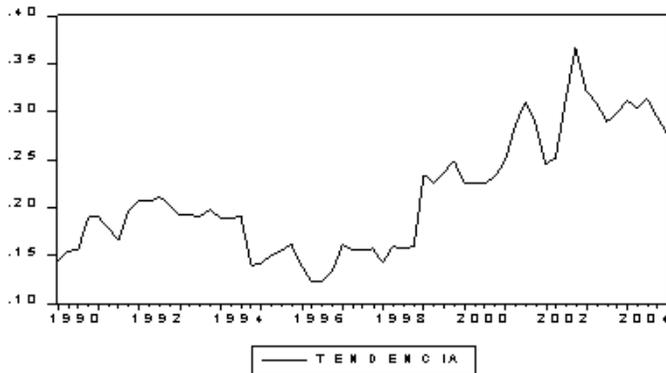
4.1. Tendência comum e ciclos

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 (φ_t), e os r elementos restantes são compostos pelos choques transitórios (ψ_t).¹⁰ Dessa forma, identifica-se a presença de um choque permanente (uma tendência estocástica comum ($k = 1$)) e de dois choques transitórios (dois ciclos comuns ($r = 2$)). Vale salientar que o modelo foi estimado com uma *dummy* para presença de quebra estrutural.

A tendência estocástica comum encontrada no vetor de variáveis (x_t) é identificada com uma tendência real doméstica (τ_{Rt}). A tendência real pode ser caracterizada como um choque de oferta doméstica permanente, podendo

¹⁰ 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.

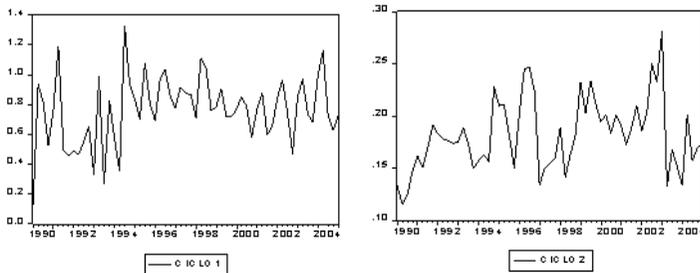
constituir-se tanto de um choque tecnológico como de um choque de produtividade (Kumah e Ibrahim 1996).



Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 2. Tendência comum

No que se refere 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, não considerando suas trajetórias de longo prazo (Jacobson et alii 1999).



Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 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 o da quebra de safra agrícola o qual pode ser interpretado 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 alii 1993).

A tendência comum para sua exata identificação, requer em certas circunstâncias, restrições sobre a matriz dos coeficientes (Ψ). As condições $\alpha'\Psi = 0$ e $\Psi\Psi' = C(1)\sum C(1)'$, (ver Apêndice 1) fornecem respectivamente $rk = 2$ e $k(k+1)/2 = 1$ restrições usadas para determinar os $nk = 3$ parâmetros da matriz Ψ . Contudo,

como o número de restrições é igual ao número de parâmetros a ser estimado, não há necessidade de impor qualquer restrição adicional sobre Ψ , já que esta matriz tem identificação exata.

Desta forma, os coeficientes estimados do modelo são apresentados abaixo:¹¹

$$\begin{bmatrix} PIB \\ TC \\ SBA \end{bmatrix} = x_0 + \begin{bmatrix} 0,02077 \\ (0,0036) \\ 0,0613 \\ (0,0109) \\ 0,1566 \\ (0,0279) \end{bmatrix} \tau_{Rt} + C^*(L)\varepsilon_t \quad (14)$$

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

4.2. 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. As Figuras 4, 5 e 6 mostram as respostas das variáveis em nível durante 24 trimestres, com intervalos de 95% de confiança,¹² a um impulso de uma unidade de desvio padrão no choque permanente (φ_t), Figura 4, e nos dois choques transitórios, (ψ_t), Figuras 5 e 6.

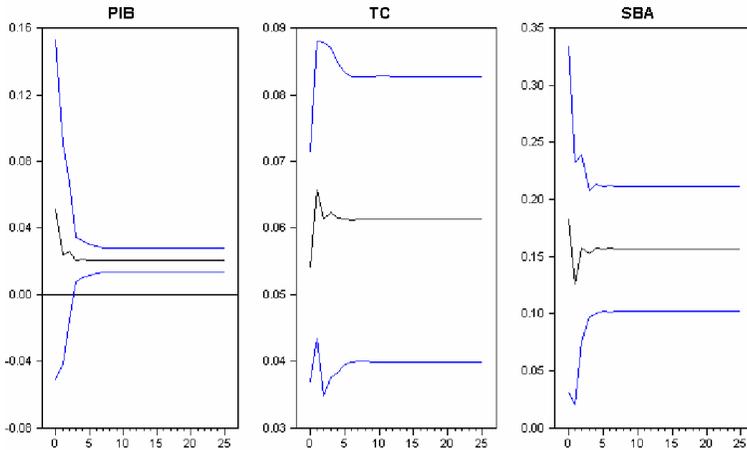
De acordo com a Figura 4, verifica-se que um impulso no choque permanente tem um efeito inicial redutor sobre o produto agrícola, atingindo seu ponto mais baixo no quarto trimestre e mantendo-se constante nos trimestres posteriores. Este resultado é confirmado pela decomposição da variância do erro de previsão, Tabela 4, a qual mostra que as flutuações no produto agrícola são majoritariamente explicadas pelos choques transitórios. Este fato certamente está 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 expansivo, atingindo o seu ápice no terceiro trimestre e depois se mantém nos trimestres posteriores. O impacto inicial sobre o saldo da balança comercial traduz-se em uma queda que, posteriormente, é revertida em uma tendência de

¹¹ Os erros padrões dos coeficientes estimados, mostrados entre parênteses na Equação (13), são baseados no Teorema de Warne (1993).

¹² Os intervalos de confiança são calculados a partir dos erros padrões das funções impulso-resposta (ver Apêndice em Mellander et alii (1992) ou o Teorema 3 em Warne (1993)).

crescimento e volta a estabilizar-se a partir do quinto trimestre. Esse resultado é consistente com as condições de Marshall-Lerner e com a curva J (Shirvani e Wilbratte 1997).



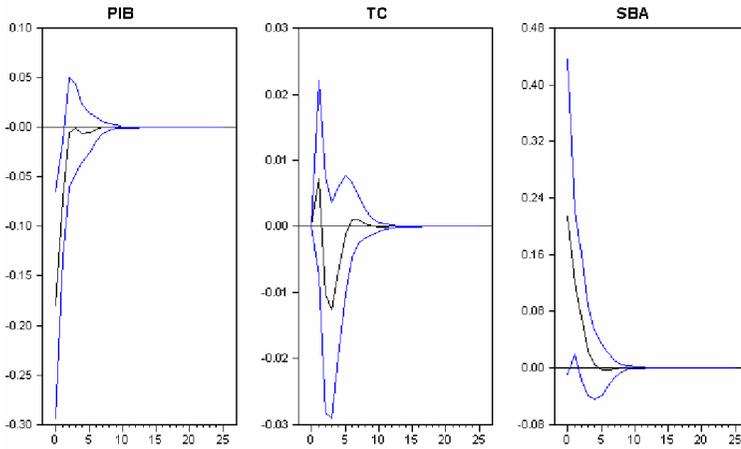
Obs.: Intervalo de confiança de 95%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 4. Funções impulso-resposta em nível de um choque de uma unidade de desvio padrão nas inovações permanentes

De acordo com as respostas das variáveis do modelo há um impulso nos choques transitórios, Figuras 5 e 6, verifica-se que o produto agrícola responde a ambos os choques de forma expansiva até o quinto trimestre, quando o efeito se dissipa. Quanto à taxa de câmbio, ela responde de forma oscilante ao choque transitório 1, alternando de expansiva para contracionista e dissipando-se por volta do oitavo trimestre. Já com relação ao choque transitório 2, este causa uma resposta redutora, que atinge o seu ápice no quarto trimestre, diluindo-se por volta do oitavo trimestre. Com relação ao saldo da balança comercial agrícola vê-se que os dois choques transitórios atuam de forma contrária; isto é, o saldo apresenta uma resposta redutora ao choque transitório 1 e uma resposta expansiva ao choque transitório 2; onde ambas atingem seus ápices por volta do quarto trimestre e ambas são diluídas por volta do quinto trimestre.

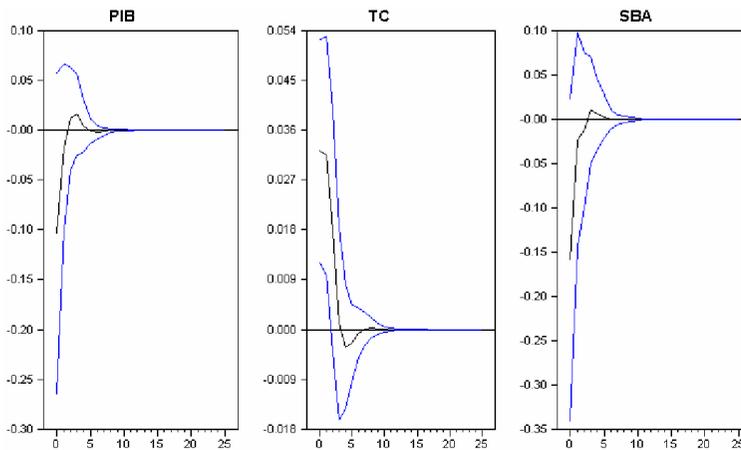
A decomposição da variância do erro de previsão fornece informações a respeito da importância relativa dos choques permanente e transitório nas flutuações das variáveis do modelo. A Tabela 4 mostra a importância relativa do choque permanente e dos dois choques transitórios, pelo período de sessenta trimestres, nas flutuações do PIB agrícola, da taxa de câmbio real e do saldo da balança comercial agrícola, respectivamente. Observa-se que a soma dos três choques, em cada trimestre analisado, totaliza uma unidade.



Obs.: Intervalo de confiança de 95%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 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%.

Fonte: Elaboração dos autores.

Fig. 6. Funções impulso-resposta em nível de um choque de uma unidade de desvio padrão na inovação transitória 2

Examinando a Tabela 4, observa-se que as flutuações no produto agrícola são dominadas pelos dois choques transitórios, tendo o choque permanente uma importância relativa de apenas 36% no último trimestre. Pode-se concluir, portanto, que o choque de oferta doméstico é pouco expressivo na conformação da trajetória do produto, predominando sobre esta forte influência dos choques de demanda agregada até o final do período amostral.

Análise similar para o PIB do Brasil, por outro lado, mostra que o choque permanente tem uma participação um pouco maior, cerca de 50%, no período inicial da amostra e converge rapidamente para 100% (Trompieri et alii 2007).

Tabela 4
Decomposição da variância do erro de previsão

Período	Descrição das Variáveis								
	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	0,439 (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.

Fonte: Elaboração dos autores.

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 resultado, portanto, permite concluir que as flutuações na taxa de câmbio real, no período analisado, são explicadas por choques de produtividade, ou variações tecnológicas.

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.

5. 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.

O modelo mostrou que as variáveis analisadas possuem uma tendência estocástica comum 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 é mais influenciado pelos choques transitórios em todo o período amostral. O choque permanente no produto tem uma participação de apenas 36% no último trimestre; o que, de certa forma, implica que mudanças devidas a ganhos de produtividade ou decorrentes de variações tecnológicas não são rapidamente absorvidas pelo setor.

Uma primeira impressão deste resultado é que o PIB agrícola demora bastante a responder a mudanças tecnológicas ou de produtividade. No entanto, a política econômica, voltada para o setor, associada à instabilidade climática, podem ser os responsáveis pela incapacidade de reação às inovações tecnológicas.

Referências bibliográficas

- Alexius, A. (2001). Sources of real exchange rate fluctuations in the Nordic countries. *Scandinavian Journal of Economics*, 103(2):317–331.
- Beveridge, S. & Nelson, C. R. (1981). 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*, 7:655–673.
- Caíado, E. R. L., Migon, H. S., & Lopes, H. F. (1993). Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregadas sobre o nível de atividade do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 47(2):177–204.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. (1988). Interpreting cointegrated models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:505–522.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the Statistical Association*, 74:1057–1072.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimations and testing. *Econometrica*, 55:251–66.
- Gasques, J. G. & Spolador, H. F. S. (2003). Taxas de juros e política de apoio interno à agricultura. Texto para Discussão 952 IPEA.
- Gasques, J. G. & Villa Verde, C. M. (2003). Gastos públicos na agricultura, evolução e mudanças. Texto para Discussão 948 IPEA.
- Hjelm, G. (2001). Total factor productivity and the real exchange rate in a small open economy: The relative importance of permanent and transitory shocks. Working Paper 2001:23, Lund University, Sweden.

- Issler, J. V. & Vahid, F. (2001). Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. *Journal of Monetary Economics*, 47:449–475.
- Jacobson, T., Jansson, P., Vredin, A., & Warne, A. (1999). A VAR model for monetary policy analysis in small open economy. Working Paper 77, Sveriges Riskbank (Central Bank of Sweden).
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59:1551–1580.
- Johansen, S., Mosconi, R., & Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics Journal*, 3:216–249.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1987). Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, 81:819–840.
- Kumah, F. Y. & Ibrahim, S. B. (1996). Stochastic trends and fluctuations in the interest rate, exchange rate and current account balance: An empirical investigation. *Economic Modelling*, 13:383–406.
- Lanne, M., Lütkepohl, H., & Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series*, 23(6):667–685.
- Mellander, E., Vredin, A., & Warne, A. (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics*, 7:369–394.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in economic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10:139–162.
- Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2002). Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, 18:313–348.
- Shirvani, H. & Wilbratte, B. (1997). The relationship between the real exchange rate and the trade balance: An empirical reassessment. *International Economic Journal*, 11(1):39–50.
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83:1097–1107.
- Trompieri, N., Castelar, I., & Silva, A. B. (2007). Tendências e ciclos comuns na economia brasileira pós-real. Texto para Discussão CAEN-UFC.
- Vahid, F. & Engle, R. F. (1993). Common trends and common cycles. *Journal of Applied Econometrics*, 8:341–360.
- Warne, A. (1993). A common trends model: Identification estimation and inference. Seminar Paper 555, IIES, University of Stockholm, Sweden.
- Warne, A. (2004). Estimation and testing for common cycles. Working Paper.

Apêndice 1

Relacionamento entre o Modelo Estrutural e o Modelo na Forma Reduzida

Para estimar o modelo de Tendências Comuns (Warne 1993) assume-se que o vetor de variáveis $\{x_t\}$ é gerado por um VAR irrestrito de ordem p , descrito como

$$A(L)x_t = \rho + \rho^* D_t + \varepsilon_t \quad (\text{A.1.1})$$

O termo $\{\varepsilon_t\}$ é uma seqüência n -dimensional de distúrbios com $E[\varepsilon_t] = 0$ e $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$, uma matriz positiva definida. O polinômio matricial de ordem $n \times n$, $A(\lambda) = I_n - \sum_{j=1}^p A_j \lambda^j$, satisfaz $\det[A(\lambda)] = 0$ se, e somente se, as raízes características de $A(L)$ estiverem fora ou sobre o círculo unitário, de maneira que processos explosivos são desconsiderados. A única forma de não-estacionariedade deve-se, portanto, à existência de raízes unitárias.

Assumindo que (1) é cointegrado com $d = 1$ e $b = 1$; isto é, $x_t \sim CI(1,1)$, com posto cointegrante igual a r então, pelo Teorema da Representação de Granger (TRG),¹³

- (i) $\text{posto}[A(1)] = r$;
- (ii) $A(1) = \alpha\beta'$.

As matrizes α e β são de dimensões $n \times r$ e as colunas de β são chamadas de vetores de cointegração. Sob a hipótese de cointegração segue-se pelo TRG que pode-se reescrever um modelo VAR como um modelo de correção de erros (VCE):

$$A^*(L)\Delta x_t = \rho + \rho^* D_t - \Psi z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1.2})$$

onde $\Delta = 1 - L$ é o operador de primeira diferença e o polinômio matricial $A^*(\lambda) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* \lambda^i$ é relacionado a $A(\lambda)$ por $A_i^* = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ para $i = 1, \dots, p-1$. O termo $\alpha z_{t-1} (= \alpha\beta' x_{t-1})$ representa a correção da mudança em x_t devido ao desvio do equilíbrio dos períodos passados, e a matriz α é composta pelos coeficientes de ajustamento dessa correção. Desde que Δx_t é estacionário existe uma decomposição de Wold da forma

$$\Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (\text{A.1.3})$$

onde $C(\lambda) = I_n + \sum_{j=1}^{\infty} C_j \lambda^j$, se $C(1) \neq 0$ segue-se que $\{x_t\}$ é não estacionário. Se $\{x_t\}$ é cointegrado de ordem (1), então $C(1)$ tem posto $n - r$ e $\beta' C(1) = 0$ (Engle e Granger 1987).

Pode-se decompor $C(\lambda)$ como:

$$C(\lambda) = C(1) + (1 - \lambda)C^*(\lambda) \quad (\text{A.1.4})$$

¹³ Para a definição formal e a prova do Teorema da Representação de Granger veja Engle e Granger (1987).

onde $C^*(\lambda) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* \lambda^i$ é absolutamente somável¹⁴ e $C_i^* = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_j$ para $i \geq 0$ (Stock e Watson 1988). Substituindo recursivamente para x_{t-1}, \dots, x_1 fazendo $\varepsilon_0 = 0$, e substituindo a Equação (A.1.4) em (A.1.3), obtém-se

$$x_t = x_0 + C(1)\xi_t + C^*(L) [\varepsilon_t + \rho^* D_t] \tag{A.1.5}$$

$\xi_t = \rho + \rho^* D_t + \xi_{t-1} + \varepsilon_t$ e $\delta = C(1)\rho$.

O modelo de Tendências Comuns na sua forma reduzida (Equação A.1.5) representa uma versão multivariada da representação tendência-ciclo de Beveridge e Nelson (Beveridge e Nelson 1981). As séries de tempo do vetor x_t são representadas como um vetor de tendências (x_t^p) mais um vetor de resíduos estacionários (x_t^s), o que em termos da Equação (A.1.1), no texto, resulta em

$$\begin{aligned} x_t^s &= x_0 + C^*(L) [\varepsilon_t + \rho^* D_t], \\ x_t^p &= C(1) \left[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right] \end{aligned} \tag{A.1.6}$$

Do relacionamento do modelo na forma estrutural com a forma reduzida encontra-se no texto a igualdade dos componentes de tendências da Equação (A.1.5) com a Equação (A.1.6)

$$\Psi \varphi_t = C(1)\varepsilon_t, \quad \Psi \Psi' = C(1) \sum C(1)', \quad \Psi \mu = C(1)\rho \tag{A.1.7}$$

O VAR Restrito e a Identificação dos Choques Estruturais

Para estimar a matriz de coeficientes Ψ , do modelo em (A.1.2), fica clara a necessidade de informações sobre os parâmetros de $C(1)$ e \sum . Enquanto \sum pode ser estimada diretamente de (1) ou (2), para obter uma estimativa de $C(1)$ deve-se inverter a representação VCE (Stock e Watson 1988), ou inverter o modelo VAR restrito (RVAR) (Campbell e Shiller 1988) e Warne (1993)). Segue-se aqui o processo de inversão do modelo RVAR para n variáveis. Ou seja,

$$B(L)y_t = \theta + \theta^* D_t + \eta_t \tag{A.1.8}$$

onde $y_t = D_{\perp}(L)Mx_t$ ¹⁵ e $B(L) = M [a^*(L)M^{-1}D(L) + \Psi^*L]$.¹⁶ Das estimativas do sistema RVAR em (8), encontram-se as seguintes relações

¹⁴ Uma seqüência de números $\{\phi_j\}_{j=0}^{\infty}$ satisfazendo $\sum_{j=0}^{\infty} |\phi_j| < \infty$, é dita ser absolutamente somável.

¹⁵ $D_{\perp}(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$, $M = [S'_k \ \alpha]'$ e $S'_k = [I_k \ 0]$. Onde k é o número de tendência comuns existentes nas n variáveis do sistema e r é o número de relações cointegrantes.

¹⁶ $B(0) = I_n D(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix}$, e $\Psi^* = [0 \ \Psi]$ uma matriz de ordem $n \times n$.

$$\begin{aligned}
 C(1) &= M^{-1}D(1)B(1)^{-1}M \\
 \sum &= M^{-1}E[\eta_t\eta_t'](M')^{-1}
 \end{aligned}
 \tag{A.1.9}$$

Para identificar os choques permanentes, φ_t , e transitórios, ψ_t , contidos no vetor de inovações estruturais, v_t , utiliza-se uma matriz Γ para identificar os choques do modelo na forma estrutural em função das inovações do modelo na forma reduzida, isto é;

$$v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_k \\ \Gamma_r \end{bmatrix} \varepsilon_y = \Gamma \varepsilon_t
 \tag{A.1.10}$$

onde Γ_k e Γ_r identificam os choques permanente e transitório, respectivamente. Da expressão $\Psi\varphi_t = C(1)\varepsilon_t$ em (A.1.7), identifica-se o choque permanente como

$$\varphi_t(\Psi'\Psi)^{-1}\Psi'C(1)\varepsilon_t = \Gamma_k\varepsilon_t
 \tag{A.1.11}$$

De acordo com Hjelm (2001), pode-se reescrever o choque permanente em (A.1.11) como

$$\varphi_t = \left(\gamma'_\perp \sum \gamma_\perp\right)^{-1/2} \gamma'_\perp \varepsilon_t
 \tag{A.1.12}$$

Além da restrição de cointegração, assume-se que os choques são não correlacionados. Usando (A.1.12) tem-se que $E[\varphi_t\psi_t'] = (\gamma'_\perp \sum \gamma_\perp)^{-1/2} \gamma'_\perp \sum \Gamma'_r = 0$, onde $\Gamma_r = \gamma' \sum^{-1}$. Utilizando esta definição para Γ_r , verifica-se que a variância do choque transitório é dada por $E[\Gamma_r\varepsilon_t\varepsilon_t'\Gamma'_r] = \gamma' \sum^{-1} \gamma$, a qual é diferente da unidade. Para permitir a unicidade da variância multiplica-se Γ_r por $\sqrt{\gamma' \sum^{-1} \gamma}$, de modo que o choque transitório será dado por

$$\psi_t = \left(\sqrt{\gamma' \sum^{-1} \gamma}\right) \gamma' \sum^{-1} \varepsilon_t
 \tag{A.1.13}$$

Apêndice 2

Extração dos Ciclos Comuns

A metodologia utilizada para extrair os ciclos comuns é baseada em Vahid e Engle (1993). Considere-se a equação abaixo:

$$\begin{aligned} y_t &= C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t \\ &= T_t + C_t \end{aligned} \quad (\text{A.2.1})$$

E o caso especial de $n = r + s$. Tomando as co-características e as combinações cointegrantes, obtêm-se

$$\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix} \quad (\text{A.2.2})$$

A matriz $\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix} n \times n$ possui rank completo e é, portanto, inversível.

Particionando as colunas da inversa da matriz A , $A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- \alpha^-]$, e pré-multiplicando as co-características e as combinações cointegrantes por A^{-1} , obtêm-se a decomposição da tendência e dos ciclos comuns, ou seja,

$$y_t = A^{-1} A y_t = \tilde{\alpha}^- (\tilde{\alpha}^- y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t) \quad (\text{A.2.3})$$

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

Observe-se que o primeiro termo em (A.2.3) 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.