

CO-MOVIMENTOS ENTRE OS SETORES ECONÔMICOS NO BRASIL

Ivan Castelar – CAEN/UFC
João Paulo Martins Guedes – CAEN/UFC
Nicolino Trompieri Neto – IPECE e UNIFOR

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Resumo

No presente artigo aplica-se uma decomposição tendência e ciclo multivariado aos setores da economia brasileira, focando a análise nas relações entre os setores e na datação dos ciclos de negócios individuais. Utiliza-se uma base de dados trimestrais composta pelo Produto Interno Bruto (PIB) de cada setor, entre os anos de 1995 e 2013. Para encontrar os ciclos e as tendências individuais e comuns utilizou-se a metodologia de Engler e Issler (1993) e para datar os períodos de expansão e contração (*turning points*) aplicou-se o método proposto por Harding e Pagan (2002). Os resultados confirmam a existência de uma relação de equilíbrio de curto e longo prazo entre os setores e uma alta correlação entre as tendências setoriais.

Palavras-Chave: PIB setorial, Ciclos comuns, Tendências comuns.
Código JEL: E23, E32, C32

Abstract

In the present article applies a decomposition trend and multivariate sectors of the Brazilian economy cycle, focusing the analysis on the relations between the sectors and the dating of individual business cycles. It uses a database of quarterly data for Gross Domestic Product (GDP) of each sector, between the years 1995 and 2013 to find the cycles and the individual and common trends used the methodology Engler and Issler (1993) and to date the periods of expansion and contraction (*turning points*) applied the method proposed by Harding and Pagan (2002) method. The results confirm the existence of an equilibrium of short and long term among sectors and a high correlation between sectoral trends.

Keywords: Sectoral GDP, Common Cycles, Common Trends.
JEL Code: E23, E32, C32

CO-MOVIMENTOS ENTRE OS SETORES ECONÔMICOS NO BRASIL

1. INTRODUÇÃO

O comportamento de curto e longo prazo dos setores da economia, em resposta às flutuações econômicas, é uma importante informação para os agentes econômicos, pois possibilita uma melhor compreensão de como os diferentes setores reagem aos choques ocorridos na economia. Sendo a economia composta por vários setores, cada um com características específicas e com uma dinâmica temporal distinta, é importante para os agentes ter uma percepção de como cada setor se comporta e como eles se relacionam entre si devido aos choques ocasionados por mudanças tecnológicas e por mudanças políticas.

Na literatura teórica que estuda os fatores que originam o ciclo de negócios destacam-se duas correntes; a saber, a corrente dos Ciclos Reais de Negócios, a qual afirma que os movimentos seculares, interpretados como mudanças tecnológicas e/ou mudanças na produtividade, são os responsáveis pelas flutuações cíclicas na economia e a corrente Novo-Keynesiana, a qual atribui o ciclo dos negócios aos distúrbios transitórios, ou aos choques de demanda (Cubadda e Centoni, 2002).

O ciclo dos negócios corresponde a um período de crise e recuperação geral em vários setores da economia e demonstram duas fases distintas, recessão e expansão. A recessão pode ser interpretada como uma contração mais severa, quando a economia cresce a taxas negativas, enquanto a expansão apresenta períodos de crescimento moderado (Chauvet, 2002).

Na literatura nacional e internacional encontramos uma vasta gama de trabalhos aplicados, com o objetivo de decompor as variáveis em componente permanente (tendência) e um componente transitório (ciclo), dentre eles destacam-se os trabalhos de Beveridge e Nelson (1981), Harding e Pagan (2002), King *et. al.* (1991), Stock e Watson (1988), Vahid e Engle (1993), Cubadda (1999); os quais, através de análise univariada e multivariada, demonstram como uma variável pode ser representada pela soma de um componente puramente não determinística e um componente serialmente não correlacionada.

A ideia de que as séries macroeconômicas possam ser decompostas em dois componentes que representem os movimentos transitórios (ciclos) e os movimentos permanentes (tendência) é antiga e representa uma importante regra no pensamento sobre os fenômenos econômicos (Beveridge e Nelson, 1981).

Os movimentos transitórios, também conhecidos como ciclo, são caracterizados como uma sequência de mudanças periódicas, mas não repetidas, que apresentam períodos de expansão, recessão, contração e recuperação, sendo essa última associada a uma nova expansão no início do ciclo seguinte. A cada mudança, encontra-se o ponto de inflexão do ciclo; ou seja, o ponto onde há uma mudança no seu comportamento, por exemplo, passando de uma trajetória de expansão para recessão. Os ciclos têm duração mínima de um ano e a duração máxima não ultrapassa doze anos (Burns e Mitchell, 1946). Já para Harding e Pagan (2002), o ciclo tem duração mínima de 15 meses e a amplitude de mudança do estágio (*phase*) dos ciclos (expansão, recessão, contração e recuperação) dura pelo menos seis meses.

Compreender como as variáveis econômicas reagem aos choques no curto prazo e no longo prazo é importante, porque possibilita aos formuladores de política, às empresas e às famílias, traçar suas ações de acordo com a resposta da variável aos choques. Por exemplo, as autoridades devem estar atentas ao estágio do ciclo de negócios pois, em diferentes estágios, a economia pode responder de forma diferente a certa política econômica. Portanto, identificar os pontos de inflexão, monitorar e prever os ciclos são assuntos de grande interesse para os agentes econômicos.

Considerando o que foi exposto acima, o objetivo desse trabalho é investigar as características de curto e longo prazo dos setores da economia brasileira, por meio de uma decomposição de tendência e ciclo multivariada, privilegiando a análise das relações entre os setores e a datação dos ciclos de negócios individuais.

Além dessa introdução, esse trabalho é dividido em mais cinco seções. A segunda seção traz a revisão de literatura empírica sobre o assunto, com um apanhado de trabalhos nacionais e internacionais das diversas aplicações da decomposição multivariada de tendência e ciclo. Na terceira seção é

apresentada a metodologia econométrica; a quarta seção mostra os resultados dos testes e das estimações do modelo; e por último as conclusões são apresentadas.

2. REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

Na literatura dos ciclos de negócios, muitos métodos são utilizados para a análise de flutuações macroeconômicas. Identificar essas propriedades cíclicas foi o objetivo do trabalho de Canova (1998), por exemplo, o qual da premissa de que nenhuma forma de decompor as variáveis é absolutamente correta. Ou seja, para ele, não existiria um método mais apropriado de obter a componente cíclica de uma série, mas sim diferentes conceitos de ciclos que resultam em diferentes informações sobre os fenômenos econômicos. Ao todo, o autor utilizou sete modelos univariados (Hodrick-Prescott - HP, Beveridge – Nelson, Linear, Segmentado, Diferença de 1ª ordem, Componentes não-Observados, Frequência Dominante) e três métodos multivariados (Cointegração, Linear Comum e Frequência Dominante Multivariada) para observar as propriedades cíclicas de sete séries da economia americana.

Algumas séries macroeconômicas podem apresentar movimentos comuns (co-movimentos) entre seus ciclos, caracterizando a existência de fatores que determinam o comportamento de curto prazo dessas variáveis. Em outras palavras, existem variáveis que apresentam frequências comuns entre seus ciclos de negócios (*Common Business Cycles Frequency*). Seguindo essa linha de estudo, Cubadda (1999), analisa os co-movimentos de curto prazo no domínio da frequência, testando a existência de Característica de Correlação Serial Comum – SCCF em séries não estacionárias para a economia americana. A análise mostra que a presença de correlação serial comum entre variáveis estacionárias em primeira diferença, não está correlacionada com o grau (*coherence*) e nem com a estrutura do *lead-lag* dos co-movimentos de curto prazo. Contudo, o SCCF não é informativo para co-movimentos entre séries que foram representadas através de uma decomposição de tendência e ciclo. Isso sugere que o pesquisador deve ser cauteloso na interpretação do SCCF como um indicador de ciclos de negócios comuns entre séries econômicas.

Morley *et. al.* (2003) buscam, dentro do arcabouço de ciclos de negócio, investigar os diferentes resultados da decomposição de tendência e ciclo obtidos com o uso de diferentes metodologias de decomposição. Os autores aplicam o método sugerido por Beveridge e Nelson (1981) e o método de Componentes Não-Observados para tentar compreender por que essas duas abordagens produzem estimativas de tendência e ciclo bem distintas. Os autores constataram que sob o relaxamento de certas restrições, num modelo de *State-Space*, as duas abordagens levam a idênticas decomposições de tendência e ciclo e idênticas representações univariadas. Os autores também chegaram à conclusão de que a introdução de informações adicionais num processo multivariado pode afetar as estimativas de tendência e ciclos.

Em seu trabalho, Calcagnini (1995) investiga a existência de características comuns na produtividade do trabalho entre Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Itália e Reino Unido entre 1953 e 1991. O período escolhido pelos autores para a análise foi entre 1953 a 1991. Ele verificou, ainda, que as inovações na tendência e no ciclo são significantes e negativamente correlacionadas entre os países. As inovações na tendência são geralmente mais importantes para explicar as flutuações na produtividade do trabalho do que inovações nos ciclos. Os choques originados por mudanças na condução da política monetária de cada economia são negativamente correlacionados com os ciclos de negócios de cada país. Outros resultados mostram que não há evidências de convergência entre os setores industriais desses países.

Devido às relações comerciais entre os países, os movimentos de expansão podem ser transmitidos entre países via comércio internacional. Logo, é possível que essas economias apresentem co-movimentos de curto e longo prazo, revelando a existência de sincronia entre os ciclos e a tendência dessas economias. Em Mills (1999), são empregadas técnicas específicas para extrair a componente cíclica de séries anuais, com o objetivo de investigar a relação entre volatilidade cíclica e o crescimento econômico em 22 países, sem adotar restrição ao desenvolvimento dos seus respectivos mercados. Os métodos aplicados são: uma regressão *semi-log* para subperíodos amostrais por OLS; uma abordagem em que a série é decomposta em três componentes, uma tendência, um ciclo e o componente irregular; métodos não paramétricos, que são

os filtros do tipo *band-pass*, que obtém o ciclo através da remoção do componente de alta frequência (tendência) e o de baixa frequência (componente irregular). Concluiu-se com o estudo, que há um trade-off entre volatilidade e crescimento, sendo verificado a existência de uma associação entre altos níveis de volatilidade e níveis de crescimento elevados. Segundo o autor, diferentes métodos de decomposição, podem levar a diferentes estimativas da volatilidade do ciclo.

No trabalho de Cerro e Pineda (2001), o objetivo é observar se existe sincronia entre os ciclos de onze economias latino americanas e qual a amplitude e persistência dos ciclos estimados. Segundo os autores, a análise da sincronia dos ciclos é uma ferramenta importante na elaboração de políticas que visam diminuir o impacto dos efeitos dos choques externos. Para extrair os ciclos, são utilizados dados trimestrais das séries de PIB real no período de 1960 a 2000, por meio do filtro Hodrick e Prescott – HP. Os autores encontraram que existe uma grande dispersão entre a correlação dos ciclos entre esses países. A correlação entre os períodos de recessão e expansão das economias é estimada para determinar o percentual de tempo em que os ciclos de cada país são coincidentes. Como resultado, em cerca de 50% do tempo, os ciclos desses países apresentam movimentos similares. Observou-se que havia uma maior correlação entre os países nas décadas de 1970 e 80, e na década de 90, aproximadamente em 56% dos trimestres, os países estiveram em expansão, revelando ser o maior período de expansão dentro da amostra. O resultado do teste de ciclos comuns mostrou que existem cinco ciclos comuns entre os países e que há uma baixa correlação de Argentina, Brasil e México com os outros países.

Hecq (2002) investiga o grau de dependência de curto e longo prazo entre cinco países da América Latina utilizando dados do PIB real de Argentina, Brasil, México, Peru e Chile, entre 1950 e 1999. Para a obtenção dos ciclos, são testados três tipos de modelos: o de Característica de Correlação Serial Comum - SCCF e dois alternativos que relaxam as hipóteses subjacentes ao SCCF; ou seja, o Weak Form - WF e o Polynomial Serial Correlation Common Features – PSCCF. Os resultados apontam para um ambiente com co-movimentos de curto e longo prazo entre essas economias, indicando a existência de uma tendência e ciclos comuns entre os países. Outros resultados indicam uma independência entre os ciclos de negócios de Brasil e Argentina; uma relação pró-cíclica entre Argentina e Chile e uma relação contra-cíclica do Peru com respeito a México e Chile.

O estudo de ciclos de negócios com o uso de modelos multivariados também foi aplicado para os países que compõem o MERCOSUL e para o Chile. Gutierrez e Gomes (2006) investigam se existe sincronia entre os ciclos e se os resultados dão viabilidade à uma maior integração entre as políticas econômicas desses países. A identificação dos ciclos é obtida através de decomposição multivariada de tendência e ciclo apresentada por Beveridge–Nelson–Stock–Watson que leva em consideração as restrições de longo e curto prazo, através dos conceitos de Cointegração e Correlação Serial Comum. Os dados são do PIB real *per capita*, com periodicidade anual no período de 1951 a 2000.

Os componentes cíclicos estimados de todos os países apresentaram um movimento harmônico por causa da existência de um ciclo comum entre as séries. Segundo os autores, este resultado sugere uma perfeita colinearidade entre os ciclos de negócios dessas economias. A análise de co-movimentos através do método de frequência dominante mostrou que há sincronia em dois grupos de países; ou seja, um entre Brasil e Uruguai e outro entre Argentina e Chile, mas todas as outras combinações de países mostraram valores muito baixos evidenciando que os ciclos de negócios no MERCOSUL não são sincronizados, tornando difícil o avanço da integração entre eles.

Chauvet (2002) aplica diferentes técnicas para datar os *turning points* dos ciclo de negócios (*business cycle*) brasileiro e do ciclo de crescimento (*growth cycles*). A autora propõe a aplicação de um modelo *Markov Switching* para dados trimestrais e anuais do PIB real no período entre 1980 a 2000. Os resultados das datações, encontrados via modelo de *markov switching*, são comparados aos resultados obtidos usando o método de Harding e Pagan (2001), que considera medidas de duração, amplitude e movimentos cumulativos dentro das fases do ciclo. Ela identificou uma assimetria nos movimentos do ciclo de negócios brasileiro, mostrando um comportamento mais abrupto em períodos de recessão, enquanto em períodos de expansão o ciclo de negócios tem um aumento mais gradual e longo. O procedimento de datação do *business cycle* brasileiro por meio do modelo proposto foi similar aquele obtido via metodologia de Harding e Pagan (2001). Os vários períodos de recessão enfrentados pela

economia brasileira nos 20 anos de análise, foram causados em parte por choques externos e por choques internos originados por mudanças associadas a implantação de planos de estabilização.

Chung e Westermann (2003) examinaram a existência de co-movimentos entre o produto de três setores da economia alemã (manufaturados, mineração e agricultura) e os correspondentes índices do mercado de ações por meio de testes de cointegração e ciclo comuns. As conclusões do trabalho indicam uma fraca evidência de cointegração entre os setores e que no curto prazo, os ciclos dos setores são sincronizados. Não foi constatada nenhuma relação de longo prazo entre o lado real e o valor das ações dos setores.

Quando se trata de dados oriundos de séries não estacionárias, uma forma de extrair a tendência é através do método proposto Beveridge e Nelson (1981), que remove a componente de *random walk* da série temporal. Em modelos multivariados, um importante progresso nessa área, foi obtido por Vahid e Engle (1993), demonstrando que uma combinação linear das variáveis em primeira diferença pode eliminar toda a correlação com o passado, quando estamos trabalhando com um modelo multivariado em que existem ciclos comuns entre os dados. (Cubba, 1999).

Após essa breve revisão de literatura, nosso próximo passo é apresentar a metodologia do ensaio e os testes necessários para verificarmos a existência de cointegração e ciclos comuns entre os setores da economia brasileira.

3. DADOS E O MODELO ECONOMÉTRICO

3.1.Séries de Tempo

Diante dos objetivos propostos fez-se uso das séries Produto Interno Bruto do setor Industrial, dos Serviços e da Agropecuária. As variáveis têm periodicidade trimestral, compreendendo 76 observações no período entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2013, sendo obtidas no site do IPEADATA. A sazonalidade foi extraída por meio do filtro X-12 e as séries foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna – IGP-DI. Após esse processo, aplicamos o logaritmo natural nos dados. Escolheu-se esse período para evitar os efeitos da mudança econômica ocasionadas pela implantação do Plano Real e por causa de *outliers* observados no setor agropecuário e no setor industrial no ano de 1994.

Na figura 0.1 observa-se a trajetória temporal das três séries dentro do período de análise. É possível constatar, no período de 1995 a 2001, movimentos oscilatórios na produção do setor agropecuário e do setor industrial com períodos de crescimento e queda na produção agregada dos dois setores. Quanto ao setor de serviços, nesse mesmo período, há uma ampla fase de crescimento no PIB do setor que se estende até 1999.

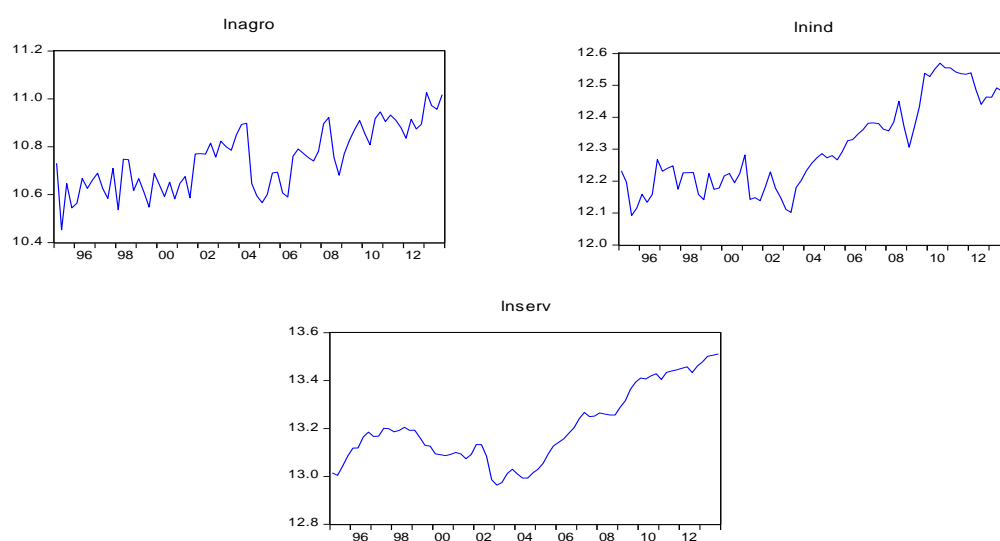
A produção do setor Agropecuário tem uma grande mudança no patamar da produção entre 2001 e 2004, onde pode-se observar que a produção média do período foi superior àquela apresentada entre os anos de 1995 e 2000. Após 2004, há uma queda na produção do setor, que a partir dessa data começa a demonstrar uma tendência de crescimento combinado com oscilações na produção. Vale ressaltar que esse setor apresenta uma dinâmica diferente dos outros setores, devido a questões como fatores climáticos, entressafra, preços das commodities no mercado internacional, entre outros.

Após o período oscilatório vivenciado pelo setor industrial entre 1995 e 2003, a produção do setor tornou-se crescente até o ano de 2010. Note-se que existe uma forte queda na produção industrial em 2008. Tal queda é reflexo dos efeitos da crise internacional de 2008 e da política monetária adotada no período, que elevou a taxa de juros para conter o aumento inflacionário vivido naquele ano.

Ao contrário das séries de agropecuária e indústria, o setor de serviços tem pouca flutuação dentro do período investigado, apresentando uma forte queda no PIB do setor em 2002 e uma tendência de crescimento a partir de 2003. Como evidenciado nos outros dois setores, em 2008 também observa-se uma leve queda no PIB do setor de serviços.

Como pode ser ainda notado na figura 0.1 há uma mudança no comportamento das séries a partir do ano de 2003. Por esse motivo, uma dummy foi incluída para captar os efeitos dessa quebra e para que os testes de raiz unitária e de cointegração não fossem afetados por essa possível mudança estrutural.

Figura 1 - Logaritmo do Produto Interno Bruto da Agropecuária, Indústria e Serviços



Fonte: IPEADATA. Elaborado pelos autores.

Diante da dinâmica das variáveis, aplicam-se os testes de raiz unitária e de cointegração, considerando uma mudança estrutural na tendência das séries ocorrida em 2003. Os testes de raiz unitária aplicados são os testes ADF e KPSS, não considerando a quebra na tendência, e os testes de Phillips – Perron (1997) e de Lanne *et. al.* (2002)¹, estes incluindo quebra estrutural. Já o teste de cointegração foi realizado seguindo a metodologia proposta por Johansen (2000), que permite incluir uma quebra no teste de cointegração.

3.1.1. Testes de Raiz Unitária

Na análise univariada são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, e Shin - KPSS (1992), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural, são os testes propostos por Lanne *et. al.* (2002) e por Perron (1997).

3.1.2. Cointegração e co-movimentos de longo prazo

Séries temporais macroeconômicas geralmente apresentam um claro processo não estacionário e os testes de raiz unitária sugerem que as séries necessitam ser tratadas como um processo integrado de primeira ordem. Contudo, combinações lineares não demonstram trajetória similar; em vez disso, são estacionárias. Esse é o entendimento sobre o que é cointegração. Os co-movimentos comuns de longo prazo surgem pela presença de uma tendência estocástica comum nas séries que são removidas pela relação de cointegração (Cubadda e Centoni, 2011)

Para determinar a existência de relações cointegrantes entre os setores é necessário identificar a dimensão das relações cointegrantes do modelo; ou seja, o número de combinações lineares entre as variáveis que as tornam estacionárias.

Obter as relações cointegrantes (r) é mais conveniente por meio do método proposto por Johansen (2000), que determina a dimensão das relações cointegrantes e estima a matriz de vetores cointegrantes normalizada α . Nesse procedimento o teste parte da maximização de uma função de máxima

¹ Os testes foram realizados por meio dos softwares J-Multi e Eviews.

verossimilhança para cada valor possível de r . Dessa forma, o número de vetores testados é baseado na razão de verossimilhança construída para a hipótese de $r = r_0$ contra a alternativa de que $r > r_0$. O teste de hipótese para a determinação do número de vetores é feito através dos valores da estatística de traço. Inicialmente testando a hipótese nula $r = 0$. Se a hipótese for rejeitada, passa-se para $r = 1$ e assim por diante, até onde não é mais possível rejeitar a hipótese nula. A partir da definição do r podemos determinar o número de tendências comuns (k), que é igual à diferença entre o número de variáveis incluídas no modelo e o número de vetores de cointegração obtidos pelo teste de Johansen; ou seja, $k = N - r$.

Quando as variáveis apresentam movimentos conjuntos no longo prazo, então existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. As relações de longo prazo entre os setores da economia brasileira serão estimadas seguindo a representação sugerida por Vahid e Engle (1993). Segundo essa metodologia, sob algumas condições, é possível obter as tendências individuais e os ciclos de cada variável por meio de uma análise multivariada com restrições de cointegração. Nesse sentido, as séries são decompostas em dois componentes, um que capta a tendência e outro que representa o ciclo,

$$X_t^{Agro} = T_t^{Agro} + C_t^{Agro} \quad (1)$$

$$X_t^{Ind} = T_t^{Ind} + C_t^{Ind} \quad (2)$$

$$X_t^{Serv} = T_t^{Serv} + C_t^{Serv} \quad (3)$$

em que, X_t^{Agro} , X_t^{Ind} e X_t^{Serv} representam o PIB do setor Agropecuário, Industrial e Serviços no tempo t , respectivamente. Os termos T_t e C_t representam a tendência estocástica e o ciclo da variável. A partir daí, vamos testar a hipótese de que a tendência do setor i segue o mesmo comportamento observado no setor j , diferenciando entre si, apenas na magnitude dos movimentos de longo prazo ($T_t^i = \varphi_j T_t^j$) e que os ciclos se diferenciam entre si, apenas em magnitude ($C_t^i = \delta_j C_t^j$), em que (φ_j e δ_j são constantes).

Portanto, quando verificado que a dinâmica de longo prazo das variáveis é a mesma, mudando apenas em questão de intensidade dos movimentos, dizemos que existe co-movimentos de longo prazo (tendência estocástica comum) entre as séries. Da mesma forma, quando a dinâmica de curto prazo se apresenta da mesma forma entre as séries, dizemos que existe co-movimentos de curto prazo (ciclos comuns). As características cíclicas comuns é interpretada como uma relação de equilíbrio de curto prazo, similar a interpretação da relação de cointegração (Cubadda e Centoni, 2011)

Por se tratar de uma análise multivariada, assumimos que todos os setores podem ser representados por um modelo Vetorial Autoregressivo – VAR. Contudo, as séries analisadas podem apresentar tendência estocástica, que por sua vez, geram distorções na estimação dos parâmetros do VAR. Logo, devemos escrever o sistema na forma de Correção de Erros – CE ou VEC.

Seja $X_t = [lnAgro \quad lnInd \quad lnServ]'$, um vetor composto pelo logaritmo do PIB de cada setor, o VEC pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i$ e $\Gamma_j = \sum_{i=j+1}^p A_i$, $j = 1, \dots, p-1$. Supondo que a matriz Π tenha posto pleno, então não há raiz unitária no sistema, e as combinações lineares entre os dados são estacionárias. Se a matriz Π é composta inteiramente por zeros, existem N raízes unitárias no sistema, tornando necessário formular um modelo VAR em diferenças.

Assumindo que o *rank* da matriz Π seja r e que ela possa ser representada pelo produto de uma matriz γ de ordem $N \times r$ e uma matriz α' de ordem $r \times N$, tal que $\Pi = \gamma \cdot \alpha'$, em que a matriz α' é composta pelos vetores de cointegração e a matriz γ pode ser interpretada como as velocidades de ajustamento dos parâmetros ao equilíbrio de longo prazo. Geralmente, a combinação linear $\alpha' X_t$ é estacionária, enquanto todas as outras combinações linearmente independentes serão não estacionárias. Assim, assumindo que todos os elementos de X_t são não estacionários, ou seja, integrados de ordem um - $I(1)$, temos que ΔX_t é $I(0)$. Dessa forma, na equação (4), o termo $\alpha' X_t$ é também $I(0)$. Claramente existem muitas formas de escrever γ e α tal que o produto seja Π . Para conectar a importância econômica aos valores de α é possível fazer normalizações e restrições originárias da teoria econômica para a identificação dessa matriz (Vahid e Issler, 1993).

O modelo de correção de erros descrito na equação (4) é usado para decompor os movimentos na produção dos três setores da economia brasileira em um componente de tendência e outro de ciclo, conforme sugerido por Beveridge-Nelson (1981), Stock e Watson (1988). Esta representação define a componente de tendência como um processo *random walk* e a componente cíclica capturando toda a correlação serial da primeira diferença de X_t . Ou seja, para uma simples série X_{it} , temos que:

$$X_{it} = T_{it} + C_{it}$$

em que T_{it} é um passeio aleatório, enquanto C_{it} é $I(0)$ e serialmente correlacionado; para cada setor i . Portanto,

$$\begin{aligned} E_t(T_{it+k}) &= T_{it} \\ E_t(C_{it+k}) &\rightarrow 0 \text{ quando} \\ E_t(X_{it+k}) &= T_t \text{ quando } k \rightarrow \infty \end{aligned} \quad (5)$$

As séries que são estacionárias não têm o componente de tendência e as séries que são puramente *random walk* não tem o componente cíclico. No caso multivariado, o processo pode ser reescrito por meio do Teorema de Representação de Granger, da seguinte forma:

$$X_t = T_t + C_t \quad (6)$$

$$T_t = \alpha_p (\gamma_p' \alpha_p)^{-1} \sum_{i=1}^t \gamma_p' \varepsilon_i \quad (7)$$

e α_p, γ_p são matrizes $N \times (N - r)$ com a propriedade que $\alpha_p' \alpha_p = \gamma_p' \gamma_p = 0$ e é assumido que α_p, γ_p tem posto pleno. Por γ_p' ter apenas $N - r$ linhas, esta representação gera apenas $N - r$ tendências estocásticas entre as N variáveis. Essa representação necessita que T_t seja um processo *random walk*², de modo que as previsões de longo prazo de X_t sejam simplesmente os valores correntes de T_t e, portanto a previsão de longo prazo depende dos $N - r$ valores distintos estimados. Ou seja,

$$E_t(\alpha' X_{t+k}) \rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \quad (8)$$

Note que $\alpha' X_t = \alpha' C_t$, visto que, $\alpha' T_t = 0$. Portanto, a combinação linear formada pelo vetor de cointegração e pelo vetor de variáveis X_t é justamente a combinação dos ciclos. Esse resultado corresponde a hipóteses que $T_t^i = \varphi_j T_t^j$ e permite estimar os ciclos comuns existentes entre os setores da economia brasileira.

3.1.3. Ciclos Comuns

Se os ciclos entre os setores demonstram o mesmo comportamento, então diz-se que existe uma correlação serial comum entre eles e existe uma combinação linear das séries que pode ser obtida mediante uma combinação das tendências sem os ciclos; isto é, as combinações lineares de ΔX_t que sejam aleatórias podem ser combinações que não contenham ciclos. Tais combinações são chamadas de vetores de co-caracterização (Engler e Issler 1993) e devem satisfazer às seguintes condições³:

$$\tilde{\alpha}' \Pi = 0 \rightarrow \tilde{\alpha}' \cdot \gamma \cdot \alpha' = 0_{s \times n}$$

$$\tilde{\alpha}' \Gamma_i = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1. \quad (9)$$

ou seja, não apenas Π deve ter o rank reduzido, mas também todos os Γ 's e até o espaço nulo de todos devem ser comuns. Seja s o número máximo de vetores linearmente independentes que satisfazem (9) e $\tilde{\alpha}$ uma matriz $N \times s$, então o produto entre $\tilde{\alpha}$ e os dados elimina toda a correlação serial comum entre as variáveis ($\tilde{\alpha}' \Delta X_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$) e o termo $\tilde{\alpha}' \Delta X_t$, após um processo de integração, será um *random walk* sem a componente cíclica, de forma que $\tilde{\alpha}' X_t = \tilde{\alpha}' T_t$ são combinações lineares compostas apenas de tendências estocásticas. Ou seja, o vetor que remove a correlação serial de ΔX_t , também remove o componente cíclico dos termos que compõem o vetor X_t .

² Podendo ser expresso da seguinte forma $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$, em que τ_t é um vetor k -dimensional de passeios aleatórios com intercepto μ e um ruído branco φ_t . De modo que a solução é dada por $\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j$.

³ Ver Gutierrez e Gomes, 2006

Visto que $\tilde{\alpha}'$ é uma matriz $s \times N$, é possível aplicar uma operação linear reduzindo-a para $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]$. Note que, $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]\Delta X_t$ é um ruído branco, já que qualquer combinação linear de um ruído branco é um ruído branco. Agora, considere-se o seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*' } \\ 0_{(n-s)xs} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta X_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^* \dots \Gamma_{p-1}^* \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta X_{t-p+1} \\ \alpha' X_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (10)$$

em que v_t é um ruído branco. As primeiras s equações em (10) são obtidas da relação pseudo-estrutural $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]\Delta X_t$, e as últimas $N - s$ equações são obtidas do sistema completo, com o restante das equações na forma reduzida. O número de parâmetros em (10) é $N^2 \cdot (p - 1) + N \cdot r - s[r + N(p - 1)]$; isto é, menos $s[r + N(p - 1)]$ parâmetros a serem estimados na representação irrestrita (4). Dessa forma, a equação (10) é a representação de um VEC restrito.

Supondo que a matriz $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*' } \\ 0_{(n-s)xs} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ seja inversível, obtém-se os valores de ΔX_t 's em função de seus valores defasados e de $\alpha' X_{t-1}$. Portanto, a equação (10) é um sistema mais parcimonioso do que o sistema apresentado na equação (4), visto que existem menos parâmetros a serem estimados. Logo, deve-se testar inicialmente se $s > 0$.

Uma consequência deste processo, é que α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes, já que a combinação linear de uma tendência e um ciclo não pode resultar em apenas uma tendência ou apenas um ciclo. Essa constatação surge porque a combinação linear do vetor de co-caracterização com as variáveis $(\tilde{\alpha}' X_t)$ é um processo $I(1)$, enquanto que a combinação linear do vetor de cointegração com as variáveis $\alpha' X_t$ é um processo $I(0)$.

Portanto, se existem r ($0 \leq r < N$) vetores de cointegração linearmente independentes, então pode haver no máximo $N - r = s$ ($0 \leq s < N$) vetores de co-caracterização linearmente independentes. Em outras palavras, a soma do número de vetores de cointegração (r) e o número de vetores de co-caracterização (s) não pode exceder o número de variáveis do sistema (N).

3.1.4. Decomposição tendência e ciclo individual

Existe um caso especial para essa decomposição multivariada. Se existirem r vetores de cointegração linearmente independentes e s vetores de co-caracterização linearmente independentes, tal que $r + s = N$, podemos decompor os dados na soma da tendência e do ciclo, sem que haja a necessidade de inverter a matriz $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*' } \\ 0_{(n-s)xs} & I_{n-s} \end{bmatrix}$, para recuperar a tendência e o ciclo individual.

Dessa forma, garantida a condição $r + s = N$, podemos construir uma matriz $A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix}$, onde A tem posto pleno, já que o vetor de cointegração e de co-caracterização são linearmente independentes. Particionando A^{-1} em conformidade com A de forma que $A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- \mid \alpha^-]$, obtendo a decomposição individual de tendência e ciclo para cada um dos três setores da economia brasileira, da seguinte forma:

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}AX_t = \tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'X_t) + \alpha^-(\alpha'X_t) \\ &= T_t + C_t \end{aligned} \quad (11)$$

A equação (11) é a representação da decomposição de tendência e ciclo individual do caso especial. O primeiro termo T_t contém apenas a tendência, já que $\tilde{\alpha}'X_t$ é um passeio aleatório e o segundo termo C_t contém apenas o ciclo, dado que $\alpha'X_t$ é $I(0)$ e serialmente correlacionado. Logo, podemos obter as tendências e os ciclos por meio de $T_t = \tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'X_t)$ e os $C_t = \alpha^-(\alpha'X_t)$, ou seja, utilizando combinações lineares dos dados.

3.1.5. Teste para a existência de ciclos comuns

Para verificar a existência de ciclos comuns, usa-se o teste de Vahid e Engle (1993). O procedimento de teste depende das correlações seriais entre os termos ΔX_t 's, construído a partir da equação (4).

$$\gamma\alpha'X_{t-1} + \Gamma_1\Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta X_{t-p+1}$$

dado que ε_t é um ruído branco. Devemos verificar as correlações canônicas entre ΔX_t e $(\hat{\alpha}'X_{t-1}, \Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1})$, que é denotado como conjunto condicionante. O objetivo do teste é encontrar uma combinação linear dos ΔX_t 's que seja ortogonal ao conjunto condicionante, e que seja um ruído branco. Um teste de razão de verossimilhança pode ser utilizado para verificar a hipótese de que existem ciclos comuns entre os setores. O teste da razão de verossimilhança tem uma distribuição χ^2 com $s(np + r) - s(n - s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema. O teste consiste em verificar as seguintes hipóteses⁴:

$$\begin{cases} H_0: s \text{ ciclos comuns} \\ H_1: s + g \text{ ciclos comuns} \end{cases}$$

onde a estatística usada para o teste é $C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$ e os λ_i^2 ($i = 1, \dots, s$) são as correlações canônicas.

Conceitualmente, os ciclos comuns são uma medida dos co-movimentos contemporâneos e impõem uma forte suposição sobre a forma como as variáveis respondem conjuntamente aos choques no curto prazo. Para compartilhar uma correlação serial comum, as variáveis devem responder simultaneamente aos choques contemporâneos (Cheung e Westermann, 2003).

4. RESULTADOS DOS TESTES E ESTIMAÇÃO

Nesta seção, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária, cointegração e ciclos comuns, bem como a estimação empírica do modelo de tendências e ciclos comuns. Os testes de raiz unitária e cointegração foram realizados por meio dos softwares J-multi e Eviews, os quais possuem recursos que permitem incluir quebras estruturais nos testes univariados e multivariados.

Para estimar o modelo proposto, é preciso determinar através dos dados, três importantes termos. O primeiro é a ordem de defasagem do modelo, p . O segundo é o rank do espaço de cointegração, r , que determina o número de tendências comuns, $(N - r)$, entre as variáveis. E o terceiro, é o *rank* do espaço de co-caracterização, s , que determina o número de ciclos comuns, $(N - s)$. A estimação do modelo foi realizada utilizando o algoritmo desenvolvido por A. Warne⁵, através do software RATS.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária

	ADF				KPSS			
	Nível		1ª diferença		Nível		1ª diferença	
	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$
Agro	-1.33	-3.26	-5.95	-5.92	1.83	0.12	0.19	0.05
Ind	-1.10	-2.11	-6.63	-6.50	2.16	0.35	0.17	0.08
Serv	-0.02	-1.08	-5.00	-5.08	1.69	0.53	0.197	0.198
Valores Críticos*	-2.86	-3.41	-2.86	-3.41	0.463	0.146	0.463	0.146

Fonte: Elaborado pelos autores. As estatísticas $\tau_{(\mu)}$ e $\tau_{(t)}$ são referentes aos testes com intercepto e com intercepto e tendência, respectivamente. *Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem foi determinada de acordo com o critério de Schwarz.

Como já comentado anteriormente assume-se que existe uma quebra na tendência das séries de Agropecuária, Indústria e Serviços. Contudo, com o intuito de comparação, foram executados testes sem considerar a quebra e testes levando em consideração a quebra. Na tabela 1, encontram-se os resultados

⁴ O teste foi realizado por meio do software Structural VAR, desenvolvido por Warne (2004), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos comuns. Existe uma diferença entre o teste de Vahid e Engle (1993) e o teste de Warne (2008). O primeiro teste é corrigido pelo número de *lags* do VEC. Já no segundo teste, não há essa correção $-T \sum_{i=s+1}^{s+g} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$.

⁵ Algoritmo disponível em <http://www.texlips.net/warne/index.html>

dos testes ADF e KPSS para testes realizados especificando intercepto e intercepto e tendência mas sem quebra estrutural.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural

	Lanne <i>et. al.</i> ¹				Perron ²			
	Nível		1ª diferença		Nível		1ª diferença	
	$\tau(\mu)$	$\tau(t)$	$\tau(\mu)$	$\tau(t)$	$\tau(\mu)$	$\tau(t)$	$\tau(\mu)$	$\tau(t)$
Agro	-0.50	-2.25	-3.87	-3.69	-4.26	-2.58	-7.80	-7.40
Ind	-1.10	-1.81	-8.43	-3.76	-3.88	-3.52	-9.31	-9.06
Serv	-0.01	-1.43	-5.70	-4.11	-3.37	-4.06	-7.13	-6.13
V. Críticos*	-2.88	-3.03	-2.88	-3.03	-5.23	-4.83	-5.23	-4.83

Fonte: Elaborado pelos autores. *Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem foi determinada de acordo com o critério de Schwarz; ¹. Teste realizado considerando uma shift dummy; ² Teste de Perron (1997) realizado para a existência de raiz unitária com uma quebra na tendência. Testes com as variáveis em nível.

Os resultados dos testes ADF, que assume a hipótese nula de raiz unitária, mostram que não se pode rejeitar, ao nível de 5%, a existência de raiz unitária nas três séries do modelo, ou seja, as variáveis não são estacionárias. Já os testes ADF realizados com as variáveis em primeira diferença, indicam que devemos rejeitar a hipótese de não estacionaridade. Logo, os dados de PIB dos setores Agropecuária, Indústria e Serviços são integrados de ordem 1, $I(1)$.

Empregou-se também o teste de raiz unitária proposto por Kwiatkowski *et. al.* (1992), que testa a hipótese nula de estacionaridade. Como visto na tabela 2, a hipótese de estacionaridade é rejeitada ao nível de significância de 5%, com exceção da Agropecuária, que é estacionária quando incluímos uma tendência na especificação do teste. Para os testes executados com as variáveis em primeira diferença, estas se mostram estacionárias. Dessa forma, assim como verificado pelo teste ADF, os dados são integrados em primeira ordem.

Contudo, devido às evidências de quebra na tendência, aplicou-se os testes de raiz unitária com quebra proposto por Lanne *et. al.* (2002) e Perron (1997). A tabela 2 apresenta os resultados dos testes, que nos revelam a não estacionaridade dos dados dentro do período de análise. Portanto, os resultados dos testes mostram uma não estacionaridade dos dados em nível, mas estes são estacionários em diferença.

Partindo dos resultados encontrados até aqui é possível testar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo⁶ entre os setores da economia brasileira. Para tal, empregou-se o teste de cointegração com quebra estrutural de Johansen (2000), assumindo uma quebra na tendência no primeiro trimestre de 2003. Os resultados são apresentados na tabela 3.

Tabela 3 - Teste de Cointegração

Nº de vetores	Teste do Traço		
	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	Valor - p
$r = 0$	76.49	39.92	0.000
$r \leq 1$	34.90	24.25	0.000
$r \leq 2$	9.35	12.81	0.181

Fonte: Elaborado pelos autores. Teste realizado incluindo uma constante no vetor de cointegração. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz.

Conforme a tabela acima, rejeita-se a hipótese de não haver cointegração ($r = 0$) ao nível de 5% de significância pela estatística de traço. A hipótese da existência de pelo menos uma relação cointegrantes ($r \leq 1$) entre as variáveis, também é rejeitada, mas não é rejeitada a hipótese de pelo menos dois vetores de cointegração. Dessa forma, constata-se que existem duas relações de longo prazo entre o PIB dos setores. Portanto, existe uma tendência estocástica comum no sistema, já que o número de tendências é determinado pela diferença entre o número de variáveis ($N = 3$) e o número de vetores de

⁶ Essa relação de equilíbrio refere-se a qualquer relação de longo prazo entre variáveis que não sejam estacionárias, sem que haja qualquer relação com fatores econômicos como forças de mercado ou regras de comportamento do indivíduo (Enders, 2010).

cointegração ($r = 2$) no sistema. Com base nesse resultado, pode-se dizer que a dinâmica temporal dos setores brasileiros é determinada por um componente agregado comum e por características individuais presentes em cada setor.

O teste de quebra estrutural de Chow foi realizado considerando uma quebra nos parâmetros no primeiro trimestre de 2003. Com base nos resultados do teste rejeita-se a hipótese nula de não haver mudanças nos parâmetros do VEC estimado. Os vetores de cointegração normalizados (α') são apresentados na tabela 4.

Tabela 4 - Vetor de Cointegração Normalizado

Vetor de Cointegração Estimado		
Agro	Ind	Serv
1.000	0.000	-0,283
0.000	1.000	-0,721

Fonte: Elaborado pelos autores. *O valor entre parêntese é referente ao erro padrão do coeficiente.

Na literatura, os vetores de cointegração são interpretados como a elasticidade de longo prazo entre os setores, mostrando quais os impactos que as oscilações em um setor podem ocasionar nos demais setores, no longo prazo⁷. Tomando o primeiro vetor normalizado, temos a relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB da Agropecuária e o PIB do setor de Serviços, representado da seguinte forma, $Agro = 0,283.Serv$. Essa expressão nos dá a resposta, de longo prazo, dos choques permanentes de um setor sobre o outro setor. Logo, conforme a expressão acima, um choque permanente positivo de 1%, que ocorre no setor de serviços, tem um efeito permanente positivo de 0,28 pontos percentuais sobre o setor agropecuário brasileiro no longo prazo. Ou seja, mudanças estruturais que provoquem um aumento permanente na produção do setor, causa um efeito positivo sobre o setor agropecuário brasileiro no longo prazo.

Contudo, a agropecuária mostra-se inelástica aos choques permanentes gerados pelo setor de serviços, refletindo as diferentes dinâmicas de cada setor. No entanto, os avanços tecnológicos e/ou as mudanças na produtividade do setor de serviços, beneficiam o setor agropecuário no longo prazo. Vale ressaltar que a natureza dos choques que surgem em um determinado setor, podem se propagar para os outros setores em velocidades e de formas diferentes.

A relação de equilíbrio de longo prazo entre o setor de serviços e o setor industrial, obtida através do segundo vetor de cointegração, $Ind = 0,721.Serv$, mostra que os impactos de longo prazo dos choques permanentes, oriundos do setor de serviços, levam a um efeito positivo na ordem de 0,72 pontos percentuais sobre o PIB do setor industrial brasileiro. Observe-se que embora a relação entre estes setores seja inelástica no longo prazo, os efeitos das mudanças tecnológicas ocorridas no setor de serviços tem gerado, no período pós-Plano Real, um impacto positivo, levando a aumentos permanentes no setor industrial brasileiro. Em comparação com o setor agropecuário, é visível que existe uma maior interação entre o setor industrial e o setor de serviços brasileiro.

Quanto à relação entre o PIB do setor industrial e o PIB do setor agropecuário ela é representada por $Agro = 0,392.Ind$. A partir dessa relação, pode-se concluir que os choques permanentes do setor industrial têm um impacto maior sobre a agropecuária, do que os choques do setor de serviços. Quando comparados, verifica-se que as inovações tecnológicas e as mudanças na produtividade ocorridas no setor industrial, trazem um benefício maior ao setor agropecuário do que aqueles originados no setor de serviços.

4.1. Teste de Ciclos Comuns

Na metodologia proposta por Vahid e Engle (1993), a soma do número de vetores de cointegração e de co-caracterização não pode exceder o número de variáveis no sistema ($N = 3$). Devido à existência de dois vetores de cointegração, só é possível encontrar no máximo um vetor de co-caracterização e, portanto, dois ciclos comuns entre os dados. O resultado do teste é apresentado na tabela 5.

⁷ Ver Tavares (2009) e Hernández (2003).

Tabela 5 - Teste de Ciclos Comuns

Nº de ciclos	Estatística LR	Graus de liberdade	<i>p</i> -valor
2	10.3970	7	0.1672

Fonte: Elaborado pelos autores. A ordem de defasagem selecionada para estimação do VEC e por consequência, do teste de ciclos comuns, segue o critério de Akaike. A escolha desse critério se deu porque o teste só pode ser realizado em um VEC de ordem igual ou superior a dois.

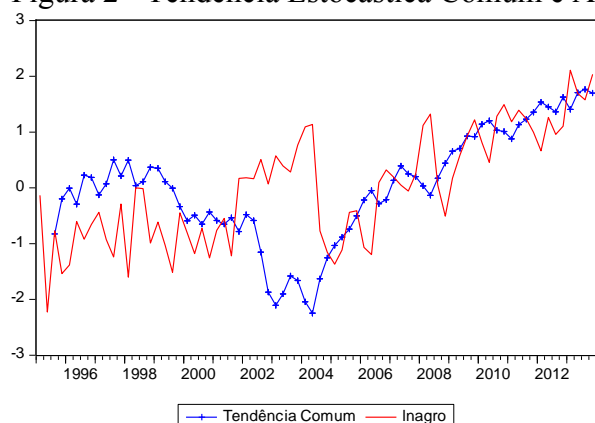
Portanto, a um nível de 5% de significância e com 7 graus de liberdade, não se pode rejeitar a hipótese nula para a existência de pelo menos dois ciclos comuns governando o comportamento de curto prazo dos três setores da economia brasileira. A partir desses resultados, passa-se para a estimação do vetor de co-caracterização. Conforme apresentado anteriormente, o número de ciclos comuns é igual a diferença entre o número de variáveis (N) e o número de vetores de co-caracterização (s). Portanto, de acordo com o resultado do teste, existe um vetor de co-caracterização entre os dados e a matriz $A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix}$ tem posto pleno. Ao satisfazer essa condição, pode-se obter as tendências e ciclos individuais e encontrar os ciclos comuns através da combinação linear dos vetores de cointegração e dos dados ($\alpha'X_t = \alpha'C_t$).

4.2. Análise de co-movimentos de longo prazo

Após verificar a existência de dois ciclos comuns entre os setores da economia brasileira, efetua-se a estimação da tendência estocástica comum. A estimação do modelo foi realizada incluindo uma dummy de mudança, iniciando no primeiro trimestre de 2003. A decomposição é realizada considerando a existência de uma tendência estocástica comum e dois ciclos comuns entre as variáveis, conforme os resultados dos testes. Portanto, a condição especial é garantida e as tendências e ciclos individuais são estimados pela equação (11).

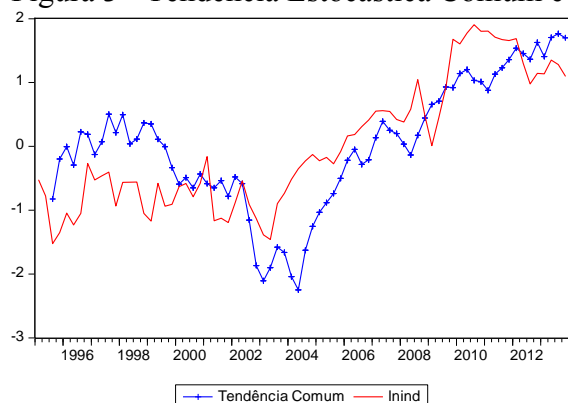
O resultado do teste de cointegração revelou a existência de uma tendência estocástica comum; ou seja, no longo prazo os setores apresentam um comportamento comum. Estimou-se a tendência comum e esta foi comparada com o desempenho apresentado pelos setores nos últimos anos. Nas figuras 2, 3 e 4, temos a trajetória da tendência comum estimada e do logaritmo do PIB dos setores.

Figura 2 - Tendência Estocástica Comum e Agropecuária



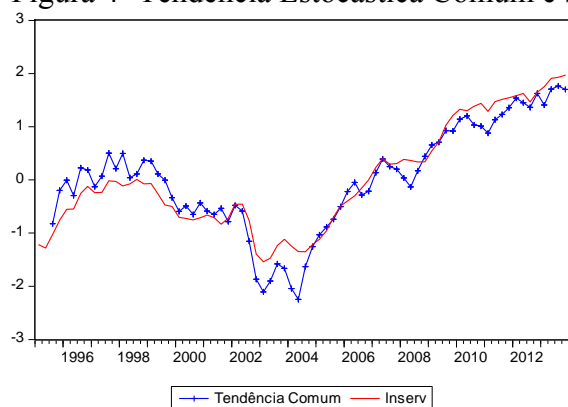
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 3 - Tendência Estocástica Comum e Indústria



Fonte: Elaborado pelos autores.

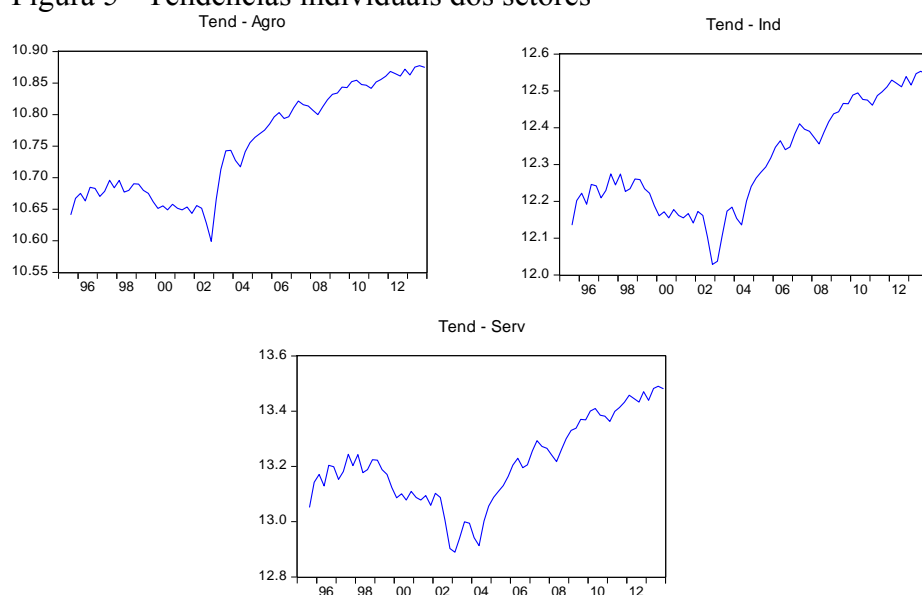
Figura 4 - Tendência Estocástica Comum e Serviços



Fonte: Elaborado pelos autores.

A tendência comum estimada está bem ajustada ao comportamento das séries, mostrando que a dinâmica dos setores da economia brasileira é guiada por uma tendência estocástica comum. Pode-se destacar que entre 2001 e 2004 o PIB agropecuário não seguiu a tendência seguida pelos outros setores. Pelo visto houve um aumento considerável na produção desse setor nesse período. Segundo o relatório do Banco Central de 2001, houve um aumento de 18,4% em relação ao ano anterior, devido a políticas de investimento e a utilização de novas tecnologias, já que não houve aumento significativo na área plantada entre 2000 e 2001. A queda observada em 2004 ocorreu devido a adversidades climáticas que provocaram um recuo na produtividade média de mais de 11% no setor. Observa-se, ainda, que indústria e agropecuária tem um comportamento mais volátil do que o setor de serviços, que apresenta uma dinâmica mais suave. Comparando as figuras 2, 3 e 4, nota-se que a tendência estocástica tem uma trajetória mais próxima do setor de serviços, esse comportamento pode encontrar uma resposta na importância relativa que o setor tem na composição da produção da economia brasileira. Sendo o setor responsável por mais de 69% do valor adicionado da produção em 2013.

Figura 5 - Tendências individuais dos setores



Fonte: Elaborado pelos autores.

A tendência individual de cada setor mostra uma trajetória homogênea, figura 5, com exceção dos períodos entre 2002 e 2004, onde cada setor responde de forma diferente ao cenário econômico vivido nesse período. Naquele período, a inflação chegava a patamares elevados, cerca de 12,53% a.a. em 2002, 9,3% a.a. em 2003 e 7,6% a.a. em 2004. As oscilações na produção dos três setores pode ter uma explicação na política monetária mais rigorosa adotada para controlar o aumento inflacionário.

A conclusão derivada de uma inspeção visual dos gráficos indicando uma maior proximidade entre as trajetórias da tendência comum e a produção do setor de serviços é corroborada pela matriz de correlação. De acordo com os resultados na tabela 6, existe uma correlação positiva entre todos os setores e a tendência comum, embora o setor de serviços apresente a maior correlação com a tendência comum. A produção da indústria e agropecuária exibem uma correlação positiva de 0.88 e 0.67, respectivamente. As correlações entre as tendências individuais mostram que existe uma associação linear positiva entre as tendências dos diferentes setores da economia brasileira.

Tabela 6 - Correlação entre a tendência comum e as tendências individuais

	Tend. Comum	Tend. Agro	Tend. Ind	Tend. Serv
Tend. Comum	1			
Tend. Agro	0.67	1		
Tend. Ind	0.88	0.94	1	
Tend. Serv	0.98	0.80	0.95	1

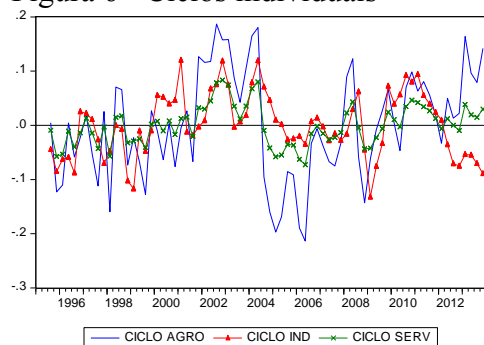
Fonte: Elaborado pelos autores.

Esses resultados tornam legítimo concluir que os movimentos de longo prazo causados, por exemplo, por mudanças tecnológicas ou de produtividade, que tem um efeito positivo na tendência comum, tendem a afetar os setores de forma que os movimentos nas tendências individuais sejam os mesmos no longo prazo.

4.3. Ciclos individuais e ciclos comuns estimados

Conforme verificado pelos testes de cointegração e co-caracterização, os resultados obtidos se enquadram no caso especial. O próximo passo, portanto, é proceder a estimação dos ciclos comuns e ciclos individuais dos setores. Relembrando, no caso em que $r + s = N$ é possível estimar o ciclo comum e a tendência comum como uma combinação linear das variáveis do modelo. Os ciclos individuais podem ser encontrados na figura 6.

Figura 6 - Ciclos individuais



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 7 - Correlação entre os ciclos comuns e os ciclos individuais

	1º Ciclo	2º Ciclo	Ciclo Agro	Ciclo Ind	Ciclo Serv
1º Ciclo	1				
2º Ciclo	0.29	1			
Ciclo Agro	0.86	-0.08	1		
Ciclo Ind	0.29	0.65	0.33	1	
Ciclo Serv	0.82	0.13	0.95	0.58	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 8 - Estatísticas descritivas dos ciclos individuais e ciclos comuns

	1º Ciclo	2º Ciclo	Ciclo Agro	Ciclo Ind	Ciclo Serv
Média	7.00	2.78	$3.72E - 13$	$-1.55E - 13$	$-1.20E - 13$
Máximo	7.21	2.90	0.19	0.12	0.08
Mínimo	6.76	2.63	-0.21	-0.13	-0.07
D. Padrão	0.11	0.07	0.10	0.06	0.04

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com os componentes estimados, pode-se dizer que os três setores apresentam um comportamento pró-cíclico, ou seja, os ciclos de cada setor têm comportamento similar no curto prazo. Com exceção do setor industrial, que demonstra um comportamento distinto entre os períodos de 1999 até 2001, aproximadamente. O método adotado nesse trabalho não permite identificar se um setor específico reage com defasagem aos choques transitórios ocasionados em outros setores e nem permite detectar se existe sincronia entre os ciclos individuais. Contudo, é possível afirmar que existe uma correlação forte entre as oscilações transitórias do setor de serviços e agropecuária, revelando que os dois setores reagem de forma similar no curto prazo. Os dois setores reagem da mesma forma em períodos de expansão e recessão, embora a produção do setor de serviços apresente uma amplitude menor em relação ao PIB do setor agropecuário.

Os ciclos do setor industrial, por sua vez, tem uma correlação moderada com os movimentos de curto prazo do setor de serviços e uma relação linear fraca com o ciclo da agropecuária. A amplitude dos ciclos e a sua duração não estão em harmonia com as flutuações verificadas nos outros setores, indicando que a dinâmica temporal de curto prazo do setor é guiada por características idiossincráticas do próprio setor.

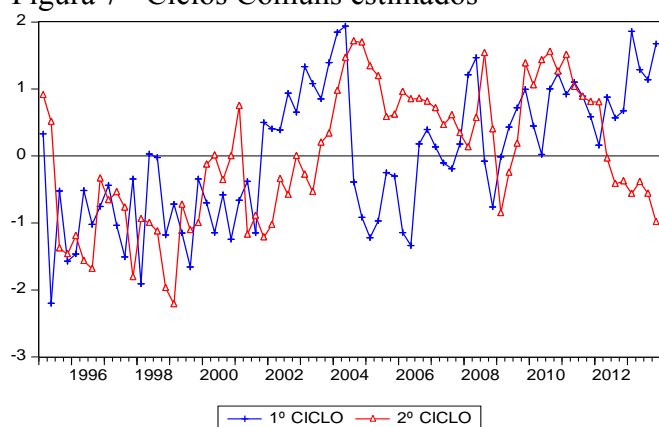
Entre os ciclos estimados observa-se, de acordo com os desvios padrões reportados na tabela 8, que o setor agropecuário é o mais volátil entre os três, seguido por indústria e serviços. Analisando os valores de máximo e mínimo, identificamos a agropecuária como o setor com os maiores valores extremos.

Na figura 7, encontram-se os dois ciclos comuns estimados para os setores da economia brasileira, gerados a partir dos vetores de cointegração normalizados (α'). Ou seja, pelos resultados obtidos, conclui-

se que os ciclos setoriais são gerados por dois componentes idiossincráticos. Embora o primeiro ciclo seja responsável pelas a trajetória dos ciclos do setor agropecuário e do setor de serviços, corroborando o comportamento similar em períodos de expansão e recessão da economia.

O primeiro ciclo tem um comportamento mais oscilatório do que aquele apresentado pelo segundo, principalmente no período entre 1995 e 2001, sendo esse ciclo o mais volátil dos dois, com desvio padrão de (0.11). Nesse período, a economia brasileira foi atingida por inúmeros choques internos causados pelos ajustamentos que se fizeram necessários após a implantação do novo plano econômico e pelas crises internacionais que afetaram a economia brasileira. Conforme os resultados da matriz de correlação, o primeiro ciclo comum é fortemente correlacionado com os ciclos individuais de serviço e agropecuária. Quanto aos movimentos transitórios do setor industrial, existe uma correlação fraca com o primeiro ciclo comum e uma correlação moderada com o segundo ciclo comum.

Figura 7 - Ciclos Comuns estimados



Fonte: Elaborado pelos autores.

Devido às altas correlações entre os ciclos comuns e os ciclos individuais, empregou-se o teste de causalidade de Granger para verificar a capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e a importância dos ciclos comuns em previsão dos ciclos individuais. O teste de causalidade é uma ferramenta que auxilia a mensurar se valores passados e correntes do ciclo do setor i ajudam a prever os valores futuro do setor j . Conforme resultados do teste, nenhum dos ciclos individuais é relevante na previsão dos demais ciclos, com exceção do primeiro ciclo comum que se mostra capaz de auxiliar na previsão do segundo ciclo comum.

Tabela 9 - Causalidade de Granger entre os ciclos¹

	1º Ciclo	2º Ciclo	Ciclo Agro	Ciclo Ind	Ciclo Serv
1º Ciclo		0.003*	0.930	0.521	0.997
2º Ciclo	0.693		0.267	0.681	0.099
Ciclo Agro	0.255	0.130		0.376	0.560
Ciclo Ind	0.350	0.488	0.251		0.094
Ciclo Serv	0.174	0.285	0.426	0.469	

Fonte: Elaborado pelos autores. ¹. Tabela reporta o *p-valor* do teste. * significância de 5%.

Portanto, as flutuações de curto prazo individuais não são transmitidas entre os setores; ou seja, os choques específicos de um determinado setor não repercutem nas oscilações futuras dos outros setores da economia brasileira, no curto prazo. Indicando que políticas públicas que causam um choque transitório positivo na produção de um setor específico não vão influenciar as flutuações dos outros setores no curto prazo.

Tabela 10 - Causalidade de Granger entre as tendências¹

	Tend. Comum	Tend. Agro	Tend. Ind	Tend. Serv
Tend. Comum		0.0005*	0.007*	0.0349*
Tend. Agro	0.0533		0.0007*	0.0215*
Tend. Ind	0.0556	0.0002*		0.0413*
Tend. Serv	0.0585	0.0004*	0.0104*	

Fonte: Elaborado pelos autores. ¹ Tabela reporta o *p-valor* do teste. * significância de 5%.

Em contrapartida, aos resultados do teste de causalidade para as tendências, indicam uma grande capacidade preditiva das tendências individuais entre si e da tendência comum na previsão das flutuações de longo prazo dos setores. Sob a ótica da teoria dos Ciclos Reais de Negócios, as flutuações cíclicas são ocasionadas por choques permanentes que, por sua vez, são gerados por mudanças tecnológicas e de produtividades. Portanto, choques permanentes oriundos de um setor específico, tem influência na explicação do comportamento de longo prazo dos outros setores.

Para datar os períodos de expansão e contração (*turning points*) aplicou-se o método proposto por Harding e Pagan (2002), através do algoritmo para Stata desenvolvido por Bracke (2012).

4.4. Datação dos ciclos de negócios setoriais

A metodologia adotada por Harding e Pagan (2002), transfere o julgamento das datações, feitas por uma verificação visual, para um algoritmo que define as datações dos pontos de inflexão conforme alguns requisitos. Ou seja, determina os possíveis picos (*peaks*) e vales (*troughs*) nas séries; garante que haja uma alternância dos picos e vales; estabelece regras que combinem os *turning points* definidos nos requisitos anteriores, e que satisfaçam os critérios a respeito da duração dos ciclos, amplitude e período máximo de duração.

Antes de satisfazer o primeiro requisito é necessário estabelecer uma regra para identificar os picos e vales locais em um dado tempo t . Seja x_t o valor estimado do ciclo de cada setor, então um pico (vale) local é o maior (menor) valor assumido por x_t dentro de um dado do intervalo de k trimestres. ($x_t > x_{t\pm k} = \text{pico}$) e ($x_t < x_{t\pm k} = \text{vale}$) De acordo com a definição de ciclo seguida pelos autores, as fases do ciclo tem duração de 2 trimestres e um ciclo completo deve ter duração mínima de 5 trimestres.

Com base nessa definição de ciclo, procede-se às datações por meio da rotina desenvolvida por Bracke (2012) para determinar os períodos de expansão e contração dos setores. Os picos e vales indicam as datas onde se iniciam os períodos de contração e expansão da produção setorial, respectivamente. Com base nos resultados, o setor agropecuário brasileiro teve 7 recessões e 7 expansões entre 1995 e 2013. A duração média dos períodos de expansão é maior do que a duração média dos períodos de contração, indicando que os ganhos acumulados pelo setor nos períodos de expansão foram maiores do que as perdas geradas pela contração vivida pelo setor nos últimos anos.

Com relação à amplitude, os períodos de recessão são menores do que os períodos em que a produção do setor está em recuperação. Conforme a figura 8, 2004 e 2008 foram os anos com queda mais acentuada na agropecuária. A queda na produção em 2004 ocorreu devido a fatores climáticos, já a queda de 2008 e o período entre 2010 e 2012, são explicados pelos choques externos originados pela crise internacional que causou uma forte queda nos preços das commodities agrícolas.

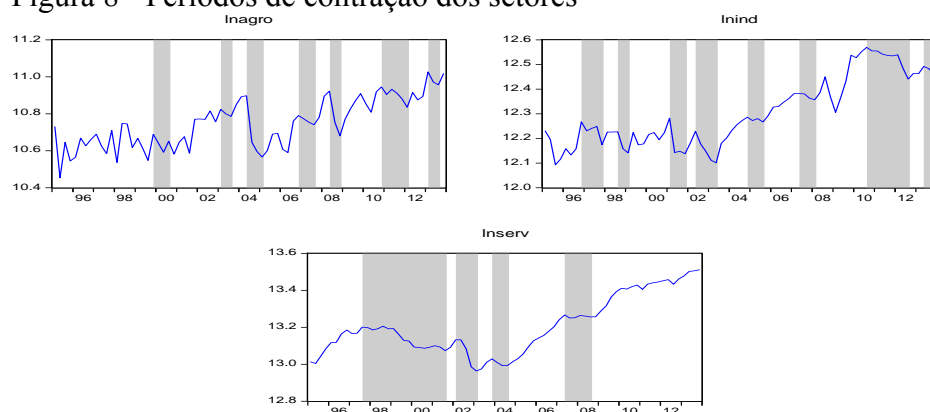
Tabela 11 - Datação dos *turning points* dos ciclos de negócios nos setores brasileiros

Agropecuária		Indústria		Serviços	
Picos	Vales	Picos	Vales	Picos	Vales
1999.IV	1998.I	1996.IV	1995.III	1997.III	2001.III
2003.I	2000.IV	1998.III	1997.IV	2002.I	2003.I
2004.II	2003.III	2001.I	1999.I	2003.IV	2004.III
2006.IV	2005.I	2002.II	2001.IV	2007.II	2008.III
2008.II	2007.III	2004.IV	2003.II		
2010.IV	2008.IV	2007.II	2005.III		
2013.I	2012.I	2010.III	2008.I		
		2013.II	2012.III		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto à indústria, foram identificados mais períodos de contração e expansão, sendo 8 picos e 8 vales no total. Assim como a agropecuária, o setor industrial brasileiro experimentou mais períodos de expansão do que de recessão, levando a ganhos positivos do PIB do setor. O maior intervalo de expansão ocorreu entre 2008.I e 2010.III, com dez trimestre de aumento da produção no setor. Assim como na agropecuária, o maior intervalo em que houve contração na produção da indústria foi entre 2010 e 2012, um período de 2 anos com redução na produção agregada do setor. O cenário econômico brasileiro nesse período, apresentava um aumento na taxa de juros em resposta ao aumento da inflação, que atingiu o teto da meta em 2011, e um aumento na taxa de câmbio. Esses fatores dentre outros, podem explicar a queda na produção dentro desse período.

Figura 8 - Períodos de contração dos setores



Fonte: Elaborado pelos autores. A área sombreada indica os períodos de contração na produção do setor.

Já no setor de serviços, constata-se um comportamento diferente dos demais setores da economia brasileira. De acordo com a tabela 11, esse setor teve menos períodos de mudanças nos ciclos com 4 picos e 4 vales e um acumulado positivo quando comparamos os intervalos onde a produção do setor se recupera e desacelera. No entanto, o setor vivenciou um período extenso de contração na sua produção entre 1997 e 2001. A crise internacional causou uma fraca contração no setor, que se recupera após 2008 e volta a se expandir por um longo intervalo com mais de cinco anos, com exceção de pequenas quedas no desempenho nos anos de 2010 e 2012, mas que não se configuram como uma contração.

5. CONCLUSÕES

Esse trabalho teve por objetivo investigar as características de curto e longo prazo dos setores brasileiros por meio de uma decomposição tendência e ciclo multivariada, analisando as relações de curto e longo prazo entre os setores e datando os ciclos de negócios individuais e enfatizando os períodos de contração sofridos pelos setores. Com base em dados trimestrais entre os anos de 1995 e 2013, estimou-se as tendências individuais de cada setor e observou-se uma elevada correlação; indicando que, no longo prazo, os setores respondem na mesma direção aos choques permanentes que atingem a economia brasileira.

O teste de cointegração indicou a existência de um equilíbrio de longo prazo setorial e que as mudanças permanentes e positivas em um setor tem impactos permanentes e positivos sobre os demais, indicando que mudanças tecnológicas e de produtividade, ocorridas em um setor específico, gerando aumentos permanentes e positivos, são propagadas para os demais setores. Portanto, políticas públicas em setores específicos da economia que gerem mudanças permanentes, tendem a gerar efeitos positivos que se propagam para toda a economia. O teste de causalidade de Granger e a análise de correlação indicam que, no longo prazo, os setores se movimentam na mesma direção e que as tendências individuais têm uma boa capacidade preditiva entre os setores. Em outras palavras, para qualquer setor da economia brasileira, os valores passados e contemporâneos dos demais setores são importantes para explicar a sua tendência atual.

Do ponto de vista teórico os resultados encontrados fazem sentido, uma vez que as inovações tecnológicas em um setor específico, mesmo não tendo um impacto imediato sobre os outros setores no curto prazo, podem se difundir e melhorar a eficiência global da economia no longo prazo.

A análise dos ciclos indicou a existência de dois ciclos comuns entre os dados e uma baixa correlação entre os ciclos, com exceção de agropecuária e serviços, que se mostraram altamente correlacionados no curto prazo. O ciclo da agropecuária apresenta comportamento mais volátil e o setor de serviços é o menos volátil. Quanto à capacidade preditiva dos ciclos, observa-se um comportamento idiossincrático dos setores no curto prazo; ou seja, as flutuações transitórias de um determinado setor não explicam as oscilações dos demais. Sendo as flutuações determinadas por características próprias de cada setor e pelas interações com o mercado.

As datações dos períodos de expansão e contração mostraram que os setores passaram por longos períodos de contração, dentro do período analisado, mas que no total, os ganhos acumulados com os períodos de expansão são maiores do que as perdas geradas pelos períodos de contração. Entre os três setores, o setor de serviços passou pelo maior período de recessão, durante os anos de 1997 e 2001, mas apresenta uma expansão que teve início no final de 2008 e se estende até o final de 2013.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, H.; KWARK, N. S.; VAHID, F. Does International Trade Synchronize *Business cycle*? **Monash University Working Paper** 8, 1999.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central**, Relatórios Anuais – 2001 a 2004. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acessado em 02 de junho de 2014.
- 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. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, OLIVIER J.; QUAH, DANNY. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. **The American Economic Review**, v. 79, n. 4, 1989.
- BRACKE, PHILIPPE. Stata module to implement the Harding and Pagan(2002) business cycle dating algorithm. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457288.html>, 2012.
- BURNSIDE, C. Detrending and Business Cycle Facts: A Comment. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 513-532, 1998.
- BYRNE, JOSEPH P.; PERMAN, ROGER. Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature. **Working paper**, Department of Economics, University of Glasgow, UK, 2006.
- CALCAGNINI, G. Common Trends and Common Cycles in International Labor Productivity. **Economics Letters**, v. 48, p. 179-184, 1995.
- CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 475-512, 1998.
- CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 533-540, 1998.
- CERRO, A.M.; PINEDA, J. Do Common Cycles Exist in Latin American Countries? **Latin American Research Abstracts**, n. 17, Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, Center for Latin American Economics, 2002.
- CHAUVET, MARCELLE. The Brazilian Business and Growth Cycles. **Revista Brasileira de Economia**. v. 56, p. 75-106, 2002.
- CHEUNG, YIN-WONG; WESTERMANN, F. Sectoral Trend and Cycles in Germany. **Empirical Economics**, v. 28, p. 141-156, 2003.
- CLARK, PETER K. The Cyclical Component of U.S. Economic Activity. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 102, n. 4, 1987.
- CUBADDA, G. Common Serial Correlation and Common *Business cycle*: A Cautions Note. **Empirical Economics**, 24, p. 529-535, 1999.
- CUBADDA, G., CENTONI, M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. **Economics Letters**, v. 80, p. 45-51, 2003.

CUBADDA, G.; CENTONI M. Modelling Comovements of Economic Time Series: A Selective Survey. **Statistica**, n.2, 2011.

CUNHA, A. B.; SANDES, J. R.; VIVANCO, L. G. C. Ciclos de negócios na América do sul e no leste da Ásia: Uma introdução. **Brazilian Business Review**, v. 2, p. 179–189, 2005.

ENGLE, R.; ISSLER, J.V. Estimating Common Sectoral Cycles. **Journal of Monetary Economics**, v. 35, p. 83 – 113, 1995.

GUTIERREZ, CARLOS E. C.; GOMES, FÁBIO A. R. Evidence on Common Features and Business Cycle Synchronization in Mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, n. 1, p. 37-58, 2009.

HARVEY, D. I.; MILLS, T.C. Common Features in UK Sectoral Output. **Economic modelling**, v. 19, p. 91-104, 2002.

HARDING, DON; PAGAN, ADRIAN. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 365-381, 2002.

HECQ. ALAIN. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometrische Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.

HERNÁNDEZ, JORGE H. *Business cycle* in Mexico and the United States: Do they Share Common Movements?. **Journal of Applied Economics**, v. 7, n. 2, p. 303-323, 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Informe: contas nacionais trimestrais, indicadores de volume e valores correntes (2014). Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>, acesso em 10 de junho de 2014.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, acesso em abril de 2014.

ISSLER, JOÃO V.; ENGLE, ROBERT F. Estimating Common Sectoral Cycles. **Journal of Monetary Economics**. v. 35, p. 83-113, 1995.

ISSLER, JOÃO V.; VAHID, FARSHID. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.

JOHANSEN, SØREN; MOSCONI, ROCCO; NIELSEN, BENT. Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H. Unit Root for Time Series with Level Shifts: A Comparison of Different Proposals. **Economics Letters**, 75, p. 109-114, 2002.

LUMSDAINE, ROBIN L.; PAPELL, DAVID H. Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 2, p. 212-218, 1997.

MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A. Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, p. 369-394, 1992.

MILLS, TERENCE C. Business Cycle Volatility and Economic Growth: a Reassessment. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 23, p. 107-116, 2000.

MORLEY, JAMES C.; NELSON, CHARLES R.; ZIVOT, ERIC. Why are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decomposition of GDP so Different? **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 2, p. 235-243, 2003.

OLIVEIRA JUNIOR, JOSÉ N.; CASTELAR, I.; TROMPIERI NETO, N.; FERREIRA, ROBERTO T. Setor Agrícola Brasileiro: Uma Aplicação do Modelo de Tendências e Ciclos Comuns no Período de 1990 a 2005. **Revista Economia**. v. 9, n. 2, p. 385-409, 2008.

STOCK, JAMES H.; WATSON, MARK W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

TAVARES, MAURICIO A. M., **Análise da Existência de Cointegração e de Ciclos entre o PIB Brasileiro e o PIB Americano**. Dissertação (Mestrado em Economia). Fundação Getúlio Vargas, 2009.

WARNE, A., A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference. University of Stockholm, **Seminar Paper**, n. 555, 1993.

WARNE, A., Estimation and Testing for Common Cycles. 2008. Disponível em: <http://mx1.www.texlips.net/download/common-cycles.pdf>

VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v. 8, p. 341-360, 1993.