

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE BRASIL E ARGENTINA

João Paulo Martins^a – CAEN/UFC

Ivan Castelar^b – CAEN/UFC

Nicolino Trompieri Neto^c – IPECE e UNIFOR

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

JEL Classification: E32, C32.

RESUMO

O objetivo desse trabalho é analisar os efeitos das flutuações macroeconômicas de curto e longo prazo entre Brasil e Argentina, por meio do Modelo de Tendências e Ciclos Comuns. Utilizamos dados do PIB real com periodicidade trimestral no período de 1995 a 2010. Busca-se através deste modelo estimar o comportamento das variáveis aos choques permanentes e transitórios por meio da função impulso-resposta e a proporção dos efeitos dos choques sobre cada variável, através da decomposição da variância do erro da previsão. Os resultados mostram que existe uma tendência estocástica comum e um ciclo comum entre os dois países. Os choques transitórios tem uma importância maior na explicação das flutuações brasileiras, enquanto que as flutuações na Argentina são mais influenciadas pelos choques permanentes.

Palavras chave: Tendência e Ciclo Comum, Brasil, Argentina.

ABSTRACT

The aim of this work is to analyze the effects of macroeconomic fluctuations in short-run and long-run term between Brazil and Argentina, through the Model Common Trends and Common Cycles. We use real GDP data on a quarterly from 1995 to 2010. Search using this model to estimate the behavior of the permanent and transitory shocks through impulse-response function and the proportion of the effects of shocks on each variable by decomposing the forecast error variance. The results show that there is a common stochastic trend and common cycle between the two countries. The transitory shocks have a greater importance in explaining fluctuations in Brazil, while fluctuations in Argentina are more influenced by permanent shocks.

Keywords: Common Trends and Common Cycles, Brazil, Argentina.

a. Doutorando em economia - CAEN/UFC.

b. Doutor em Economia pela University of Florida, USA. Professor do Departamento de Economia Aplicada da UFC.

c. Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará.

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, principalmente a partir da década de 1990, o Brasil vem adotando medidas, como a criação de tratados bilaterais e a participação na criação do MERCOSUL, com o intuito de obter uma maior abertura comercial e dessa forma conseguir aumentar suas relações comerciais com os outros países. Essa diminuição das barreiras comerciais proporcionada pelos acordos e pela política de abertura comercial trouxeram benefícios para o país, na forma de conquista de novos mercados e aumento da concorrência interna devido à entrada de novas empresas e novos bens e serviços no mercado nacional.

Contudo, essas novas parcerias comerciais também são prejudiciais na medida em que as flutuações econômicas na economia estrangeira geram choques na produção doméstica. Esses choques podem ter origem, por exemplo, numa desvalorização da moeda estrangeira tendo como impacto um encarecimento dos produtos domésticos frente aos produtos estrangeiros e reduzindo as exportações da economia doméstica. Outro exemplo é quando o nível de renda da economia estrangeira diminui fazendo com que haja uma redução na quantidade de bens exportados da economia doméstica. Olhando sob a ótica da produção, se os fatores de produção são adquiridos via importação, as variações no câmbio e na produção estrangeira geram variações na oferta de bens e serviços da economia doméstica.

Observar as flutuações econômicas geradas pelos choques externos possibilita aos agentes uma melhor compreensão de como as flutuações no resto do mundo repercutem na econômica nacional. Essas flutuações macroeconômicas entre os países podem ser correlacionadas de forma positiva ou negativa. Quando há uma correlação entre as flutuações dos países dizemos que há co-movimento entre elas. Em outras palavras, existe um comportamento similar entre a dinâmica de resposta desses países aos choques. Essa harmonia entre as dinâmicas é uma hipótese bastante plausível quando observamos economias com o mesmo nível de desenvolvimento econômico, com tratados comerciais bilaterais e economias que fazem parte de blocos econômicos. Na literatura, encontramos diversos trabalhos que abordam essa análise de co-movimento entre países (Gutierrez e Gomes, 2006; Issler e Engle, 1993; Hernandez, 2003; Cunha et. al., 2005; Cerro e Pineda, 2001 e Tavares, 2009).

Dentro do âmbito do MERCOSUL, Brasil e Argentina são os países de maior destaque econômico. A relação comercial entre esses dois países é bastante influente na determinação do desempenho do Bloco no comércio internacional. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, em 2010, de todas as exportações brasileiras destinadas ao MERCOSUL, 81% foram adquiridas pela Argentina e de todos os produtos que foram importados pelo Brasil do MERCOSUL, 86% foram produzidos na Argentina. Frente a esse volume de comércio entre esses dois países, o papel dos outros países membros nas transações comerciais do bloco e nas questões políticas é bastante reduzido devido a sua pouca influência econômica. Segundo Schweig et. al. (2009), Paraguai e Uruguai assumem o papel de meros coadjuvantes comerciais dentro do MERCOSUL.

Embora Brasil e Argentina façam parte do MERCOSUL, os esforços políticos no crescimento das relações comerciais entre essas duas nações datam de antes da criação do bloco comercial e continuam mesmo após a formação do bloco. Os esforços dos dois países em formar uma União Aduaneira são iniciados antes da década de 1950, mas a aceleração desse processo de integração se dá com maior empenho a partir de 1985, com a assinatura da “Declaração de Iguazu”, pelos presidentes José Sarney e Raul Alfonsín. Após a criação do MERCOSUL, Brasil e Argentina continuaram a reforçar a integração entre as duas maiores potências econômicas do bloco. Em 1997, os presidentes Fernando Henrique

Cardoso e Carlos Menem assinam a Declaração do Rio de Janeiro, com o objetivo de ampliarem as alianças estratégicas entre Brasil e Argentina.

Diante disso, o objetivo desse trabalho é analisar os efeitos das flutuações macroeconômicas de curto e longo prazo entre Brasil e Argentina, por meio do Modelo de Tendências e Ciclos Comuns. Utilizamos dados do PIB real com periodicidade trimestral no período de 1995 a 2010. A motivação desse trabalho esta na grande relação comercial entre os dois países construída por meio da participação deles no MERCOSUL e pelos tratados bilaterais criados.

Além dessa introdução, esse trabalho esta dividido em mais três seções e as considerações finais. A segunda seção é composta por uma revisão de literatura com um apanhado dos trabalhos que utilizam o modelo de tendências e ciclos comuns; a terceira apresenta a metodologia necessária para realizar a decomposição de tendências e ciclos comuns; a quarta seção traz os resultados e estimativas; concluindo tem-se as considerações finais do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A ideia de que os cíclicos ou movimentos transitórios possam ser observados em séries econômicas e sejam separados da tendência ou componentes permanentes é muito antiga e tem representado uma importante regra em nosso pensamento sobre os fenômenos econômicos (Beveridge e Nelson, 1981).

Os ciclos são comportamentos apresentados em séries temporais macroeconômicas demonstrando uma sequência de mudanças repetidas mais não periódicas que passam por um período de expansão, recessão, contração e recuperação que se associa a uma nova expansão no início do ciclo seguinte. O ponto em que ocorrem essas mudanças é definido como ponto de inflexão (“Turning Point”) dos ciclos. A duração de um ciclo varia de pelo menos um ano a não mais do que dez a doze anos. (Burns e Mitchell, 1946).

Dentro da análise empírica macroeconômica, podemos destacar alguns trabalhos que aplicam a metodologia de tendências e ciclos comuns.

Mellander, Vredin e Warne (1992) têm por objetivo avaliar os efeitos de choques permanentes e transitórios na economia da Suécia, utilizando as variáveis: consumo público e privado real per capita, investimento doméstico real per capita, produto doméstico per capita e termos de troca (índice de preços de exportação dividido pelo índice de preços de importação) anuais no período de 1871 a 1986. Para estimar a relação cointegrante entre as variáveis é utilizado o modelo de crescimento neoclássico para uma pequena economia aberta sugerido em King *et. al.* (1987, 1991). Os autores concluíram que os efeitos de longo prazo têm impacto positivo sobre as variáveis e o choque real permanente é o principal causador das flutuações econômicas no curto prazo.

No trabalho de Engle e Issler (1993), é analisado se existem co-movimentos de curto e longo prazo entre países da América Latina, utilizando dados anuais do PIB real per capita de México, Brasil e Argentina no período de 1948 a 1988. Como resultado tem-se duas tendências comuns e um ciclo comum entre os três países, mostrando um alto grau de co-movimentos de curto e longo prazo. Os choques permanentes mostraram-se mais importantes que os transitórios na determinação da direção que essas

economias iram tomar. Os resultados do exercício de previsão mostram que as restrições de tendências e ciclos comuns, quando estas existem, melhoram substancialmente a previsão do modelo.

Em Issler e Vahid (2001) o objetivo é observar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre o produto, o consumo e o investimento per capita dos Estados Unidos no período de 1947 a 1988. A motivação para a utilização deste modelo esta nos ganhos de eficiência na estimação, obtidos pelas restrições impostas sobre a estimação dos parâmetros através de um VAR cointegrado. Como conclusão, tem-se que os choques transitórios são mais importantes do que era pensado, eles explicam em torno de 50% da variação no produto no período de dois anos e tem um efeito ainda maior no investimento em torno de 80%. Apesar deste resultado, a variação no consumo é em grande parte explicada por choques permanentes, o que fornece evidência de que a variação no consumo é suave ao longo do tempo.

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 a uma maior integração entre as políticas econômicas desses países. Os dados são o PIB real per capita com periodicidade anual entre 1951 a 2000. Segundo os autores, os resultados encontrados sugerem que existe uma perfeita colinearidade entre os ciclos de negócios desses países. A volatilidade e a persistência dos ciclos apresentaram intensidade maior no Paraguai e Chile, enquanto que o Brasil apresenta apenas 30% do valor apresentado por esses dois países. A análise de co-movimento, através do método de frequência dominante, mostrou que há sincronia em dois grupos de países 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 esses e eles.

No trabalho de Tavares (2009) aplica esse método para observar as relações de curto e longo prazo entre a economia brasileira e a dos Estados Unidos, com dados trimestrais do PIB no período de 1990 a 2007. Para a análise de cointegração foi adotada a metodologia de Gregory e Hansen (1996) para o teste de cointegração com quebra na tendência, que mostrou a existência de cointegração entre as séries. Os resultados mostraram que a elasticidade de longo prazo aumentou após as mudanças de política macroeconômica iniciadas em 1998. As tendências estimadas apresentaram comportamento antagônico nas subamostras, tendo comportamento positivo na segunda subamostra. A magnitude dos ciclos diminuiu na segunda subamostra, resultando num efeito total menor. O autor conclui que, a partir de 1999, o Brasil se beneficia da tendência de crescimento americana e que a vulnerabilidade do Brasil diminuiu no curto prazo, mas o comportamento de longo prazo ficou mais atrelado à economia americana.

3. MODELO ECONOMETRICO

Nesta seção apresentamos as variáveis macroeconômicas incluídas no modelo, os testes econométricos univariado e multivariado, assim como o Modelo de Tendências e Ciclos comuns.

3.1 Séries de Tempo

Diante do objetivo de analisar a existência de tendências e ciclos comuns entre o Brasil e Argentina utilizamos o logaritmo das séries de PIB real sazonalmente ajustada desses dois países. As séries tem periodicidade trimestral, compreendendo 64 observações no período de 1995 a 2010, obtidos através do IPEADATA. Devido ao fato das séries apresentarem um comportamento sazonal fez-se necessário a utilização do filtro X-12 para o ajuste sazonal. A série do PIB argentino foi deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor. Já o PIB brasileiro foi deflacionado pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI). O período foi selecionado devido à disponibilidade dos dados na periodicidade trimestral.

3.2. Modelo de Tendências e Ciclos Comuns

Esta seção apresenta a metodologia empregada na estimação dos componentes de tendência e ciclo num modelo multivariado. Para representar as relações de curto e longo prazo entre o PIB dos dois países, seguimos a representação apresentada em Engle e Issler (1993).

No modelo são considerados dois tipos de choques no sistema, os choques transitórios, que tem um período de duração curto e os choques permanentes que tem um efeito prolongado. As variáveis podem responder aos choques transitórios se movendo na mesma direção por poucos períodos, mas quando há choques permanentes elas podem lentamente se ajustar a um novo nível de equilíbrio de longo prazo. Esses ajustes podem ser em diferentes velocidades e podem mudar de direção, mas um novo ponto de equilíbrio será alcançado. Tais movimentos conjuntos de curto prazo são caracterizados como ciclos comuns (correlação serial comum) e os movimentos de longo prazo conjuntos são definidos como tendências comuns (cointegração). Dentro da metodologia de ciclos de negócios os choques permanentes são associados a mudanças de preferências ou por mudanças tecnológicas, já os movimentos transitórios são originados por choques na demanda agregada.

No sentido de descobrirmos se há uma relação de curto e/ou longo prazo entre o produto interno dos países, vamos decompor as séries em um componente de tendência e um de ciclo, de modo que

$$y_t^{Arg} = w_t^{Arg} + c_t^{Arg} \quad (1)$$

$$y_t^{Bra} = w_t^{Bra} + c_t^{Bra} \quad (2)$$

tal que, y_t^{Arg} e y_t^{Bra} representam o PIB de Argentina e Brasil no tempo t . Os termos w_t e c_t representam a tendência estocástica e o ciclo, respectivamente.

A partir disso, testamos a hipóteses de que $w_t^{Arg} = \varphi w_t^{Bra}$ e $c_t^{Arg} = \delta c_t^{Bra}$ (φ e δ são constantes), ou seja, que as economias têm o mesmo movimento, diferenciando entre si apenas quanto à intensidade. Se as tendências são as mesmas, dizemos que existe uma tendência estocástica comum e os produtos são ditos cointegrados, portanto as séries se movimentam juntas no longo prazo. Se os ciclos são os mesmos, então dizemos que existe uma correlação serial comum entre os países, em outras palavras, os movimentos de curto prazo são sincronizados. Embora eles possam não se mover conjuntamente no longo prazo.

Se algum tipo de choque é assumido como permanente, então encontrar tendência comum implica que esses choques eventualmente afetam ambos os países da mesma forma. Se forem encontrados ciclos comuns, então os choques transitórios afetam ambos os países da mesma forma.

Por se tratar de um modelo multivariado assumimos que todas as variáveis serão analisadas por meio de um modelo vetorial auto-regressivo – VAR.

Seja $y_t = \begin{bmatrix} \log pib_Arg \\ \log pib_Bra \end{bmatrix}$, então o modelo VAR pode ser especificado da seguinte forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

tal que p é a ordem de defasagem e ε_t é resíduo ruído branco.

No caso das séries apresentarem uma tendência estocástica o modelo assume a forma de Correção de Erros – CE ou VEC,

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

Sendo Π uma matriz de posto pleno, então não há raiz unitária no sistema, ou seja, os dados serão estacionários; se a matriz Π é composta inteiramente por zeros, então existem N raízes unitárias no sistema tornando necessário formular um modelo VAR em diferenças. Cada linha da matriz Π representa um vetor de cointegração de y_t .

Suponha que o posto da matriz Π seja r e que possamos representá-la como o produto de uma matriz γ de ordem $N \times r$ e uma matriz α' de ordem $r \times N$, tal que $\Pi = \gamma \alpha'$. O vetor α' é o vetor de cointegração e o vetor γ pode ser interpretado como a velocidade de ajustamento dos parâmetros ao equilíbrio de longo prazo. Geralmente a combinação linear $\alpha' y_t$ será estacionária, enquanto todas as outras combinações linearmente independentes serão não estacionárias. Assumindo que todos os elementos de y_t são integrados de ordem um, $I(1)$, temos que Δy_t é $I(0)$. Dessa forma, na equação (4) implica que $\alpha' y_t$ 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 podemos fazer normalizações e restrições originárias da teoria econômica para a identificação dessa matriz (Vahid e Issler, 1993).

A representação de VCE em (4) pode ser usada para decompor os movimentos de y_t em um componente de tendência e outro de ciclo (Beveridge-Nelson (1981), Stock e Watson (1988)). Esta representação define o componente de tendência como um passeio aleatório e o componente cíclico capturando toda a correlação serial da primeira diferença de y_t . Ou seja, para uma simples série y_{it} temos que

$$y_{it} = w_{it} + c_{it}$$

tal que w_{it} é o passeio aleatório, enquanto c_{it} é $I(0)$ e serialmente correlacionado. Portanto, $E_t(w_{it+k}) = w_{it}$,

$$E_t(c_{it+k}) \rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \text{ e } E_t(y_{it+k}) = w_t \text{ quando } k \rightarrow \infty \quad (5)$$

As séries que são estacionárias não têm o componente de tendência e as séries que são puramente passeios aleatórios não tem o componente cíclico. O teste para determinar a existência de estacionaridade pode ser um teste do tipo Dickey-Fuller aumentado - ADF. Enquanto, o teste para a existência de ciclos comuns é testar a previsibilidade da primeira diferença da série, visto que apenas o passeio aleatório teve incrementos imprevisíveis.

No caso multivariado, o processo pode ser reescrito usando o Teorema de Representação de Granger, de forma que

$$y_t = w_t + c_t \quad (6)$$

tal que

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

e α_p, γ_p são matrizes $N \times (N-r)$ com propriedade que $\alpha' \alpha_p = \gamma' \gamma_p = 0$ e é assumido que $\gamma_p' \alpha_p$ tem posto pleno. Por γ_p' ter apenas $N-r$ linhas, esta representação gera apenas $N-r$ tendências estocásticas para as N variáveis, tal que há um número reduzido de choques de longo prazo nas séries. Essa representação necessita que w_t seja um passeio aleatório, de modo que as previsões de longo prazo de y_t serão simplesmente os valores correntes de w_t e, portanto a previsão de longo prazo depende de $N-r$ valores distintos. Ou seja,

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

Devemos observar que $\alpha' y_t = \alpha' c_t$ visto que $\alpha' w_t = 0$. A combinação linear formada pelo vetor de cointegração e por y_t é justamente a combinação dos ciclos. Esta informação corresponde a hipóteses que $w_{it} = \varphi w_{jt}$, ou seja, que as tendências são comuns e que as séries são cointegradas.

Quanto à hipótese dos ciclos comuns, admita a seguinte formulação: Considere, por exemplo, que estejamos utilizando as equações (1) e (2); Se os ciclos são comuns então existe uma combinação linear das séries que podem ser encontrada com uma combinação das tendências sem os ciclos, isto é,

$$y_t^{Arg} - \tilde{\alpha} y_t^{Bra} = w_t^{Arg} - \tilde{\alpha} w_t^{Bra} \quad (9)$$

Tomando a primeira diferença em (9), temos a seguinte expressão:

$$\Delta y_t^{Arg} - \tilde{\alpha} \Delta y_t^{Bra} = \Delta w_t^{Arg} - \tilde{\alpha} \Delta w_t^{Bra} = u_t \quad (10)$$

em que u_t é uma variável aleatória baseada em valores passados de y_t .

Assim, o ciclo é comum se o resultado de uma combinação linear da primeira diferença for aleatório. Contudo, se não existem ciclos nas séries individualmente, qualquer combinação linear poderá produzir um erro aleatório. Portanto, deve-se checar a existência de ciclos em cada série antes de testar a hipótese de que os ciclos são comuns.

A mesma abordagem pode ser aplicada ao caso multivariado (4). Uma combinação linear das variações de y_t que sejam aleatórias podem ser combinações que não contenham ciclos. Tal combinação é dita ser um vetor de co-característica (Engle e Kozicki (1990) apud Engler e Issler 1993) porque ela elimina a componente cíclica do sistema; devemos observar que os ciclos, assim como cointegração e sazonalidade são alguns exemplos do que é definido como característica de uma série temporal.

Portanto, qualquer vetor de co-característica deve satisfazer as seguintes condições na equação (4). (Ver Gutierrez e Gomes, 2006)

$$\tilde{\alpha}'\Pi = 0 \rightarrow \tilde{\alpha}'\cdot\gamma\cdot\alpha' = 0_{s \times n} \text{ e } \tilde{\alpha}'\Gamma_i = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p-1. \quad (11)$$

ou seja, não apenas Π deve ter o posto 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 (11) e seja $\tilde{\alpha}$ uma matriz $N \times s$.

Então o modelo VEC em (4) pode ser reescrito em termos de uma matriz ortogonal $\tilde{\alpha}_p$ de ordem $N \times (N-s)$ e uma matriz θ_i tal que

$$\Delta y_t = \tilde{\alpha}_p \theta_0' y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tilde{\alpha}_p \theta_i' \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

em que $\theta_0' = (\tilde{\alpha}_p' \tilde{\alpha}_p)^{-1} \tilde{\alpha}_p' \gamma$ e $\theta_i = (\tilde{\alpha}_p' \tilde{\alpha}_p)^{-1} \tilde{\alpha}_p' \Gamma_i$. Os θ 's são parâmetros irrestritos pela hipótese de ciclos comuns. A equação (12) tem como característica que $\tilde{\alpha}' \Delta y_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ seja aleatório e que $\tilde{\alpha}' \Delta y_t$ seja um passeio aleatório sem a componente cíclica, tal que $\tilde{\alpha}' y_t = \tilde{\alpha}' w_t$ é uma combinação linear apenas de tendências estocásticas. Outra consequência desta decomposição 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. Portanto, se existem r vetores de cointegração e s vetores de co-características, a soma deles não deve exceder o número de variáveis do modelo (N).

Calculando a previsão da equação (12) temos a seguinte propriedade

$$E_t(\tilde{\alpha}' y_{t+k}) = E_t(\tilde{\alpha}' w_{t+k}) = \tilde{\alpha}' y_t \quad (13)$$

De forma que, em qualquer horizonte de previsão, os últimos valores observados de uma combinação linear dada pelo vetor de co-característica será a melhor previsão daquela particular combinação linear no futuro. Tais restrições simplificaram o problema da previsão se as restrições forem verdadeiras. A equação (8) restringe as previsões de longo prazo, enquanto a equação (13) restringe todas as previsões. Se $r + s$ for próximo de N , a previsão será restrita e potencialmente melhorada.

Em geral, se $s > 0$, então temos pela equação (12) que os ciclos comuns implicam restrições nas equações cruzadas na representação do VCE. Considerando essas restrições, podemos obter uma estimativa mais eficiente da forma reduzida, que gera a um melhor sistema de previsão. Considere a forma reduzida irrestrita dada pela equação (4), o número de parâmetros no sistema é $N^2 \cdot (p-1) + N \cdot r$. O objetivo é obter uma representação para a forma reduzida irrestrita incluindo as restrições de ciclos comuns. Visto que, $\tilde{\alpha}'$ é uma matriz $s \times N$, podemos executar uma operação linear reduzindo-a para $[I_s | \tilde{\alpha}'^*]$. Note que $[I_s | \tilde{\alpha}'^*] \Delta y_t$ é ainda um ruído branco, já que qualquer combinação linear de um ruído branco é um ruído branco. Considere o seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}'^* \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^* \dots \Gamma_{p-1}^* \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (14)$$

em que v_t é um ruído branco, mas há a possibilidade desses elementos serem auto correlacionados contemporaneamente. As primeiras s equações em (14) são obtidas da relação pseudo-estrutural $[I_s | \tilde{\alpha}'^*] \Delta y_t$ e as últimas $N-s$ equações são obtidas do sistema completo com o restante das

equações na forma reduzida. O número de parâmetros em (14) é $N^2 \cdot (p - 1) + N \cdot r - s[r + N(p - 1)]$, isto é, menos $s[r + N(p - 1)]$ parâmetros na representação irrestrita (4).

A equação (14) é a representação de um VEC restrito, sendo a matriz $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ inversível, podemos obter os valores de Δy_t 's em função de seus valores defasados e de $\alpha' y_{t-1}$. Portanto, temos que a equação (14) é mais parcimoniosa que a equação (4), visto que existem menos parâmetros a serem estimados. Logo, devemos testar inicialmente se $s > 0$.

Se tivermos o caso em que $N = r + s$ devemos seguir a decomposição de tendência e ciclo dos dados, explorando conjuntamente as restrições de curto e longo prazo, mas sem que seja necessária a inversão da forma reduzida estimada para recuperar a tendência e o ciclo.

Para isso, defina $A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha' \end{bmatrix}$, onde A tem posto pleno, portanto α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes e $N = r + s$. Particionando A^{-1} em conformidade com A de forma que $A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- | \alpha^-]$, obtendo a decomposição de tendência e ciclo da seguinte forma:

$$y_t = A^{-1} A y_t = \tilde{\alpha}^- (\tilde{\alpha}' y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t) = w_t + c_t \quad (15)$$

A equação (14) é a representação da decomposição de tendência e ciclo. O primeiro termo w_t contém apenas a tendência, já que $\tilde{\alpha}' y_t$ é um passeio aleatório, portanto não tem ciclos; e o segundo termo c_t contém apenas o ciclo, dado que $\alpha' y_t$ é $I(0)$ e serialmente correlacionado. Mesmo que w_t e c_t sejam únicos, eles podem ser decompostos como $\tilde{\alpha}^- H (H^{-1} \tilde{\alpha}' y_t)$ e $\alpha^- G (G^{-1} \alpha' y_t)$, para qualquer matriz H não singular $s \times s$ e G não singular $r \times r$. Assim, mesmo que a escolha dos geradores de tendência e ciclo sejam arbitrárias eles ainda são únicos. A estimação do modelo de tendências e ciclos comuns foi realizada através do software RATS, por meio do algoritmo desenvolvido por Anders Warne¹.

4. TESTES E ESTIMATIVAS

Nesta seção apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária, cointegração e ciclos comuns, bem como a estimação empírica dos resultados da decomposição. Os testes de raiz unitária foram realizados utilizando o Software Jmulti 4 e os testes de cointegração foram realizados por meio do software EViews 7.

Há três importantes parâmetros que devem ser determinados pelos dados. O primeiro é (p) a ordem de defasagem do modelo. O segundo é (r) o posto do espaço de cointegração, que também determina o número de tendências comuns ($N - r$). O terceiro é o posto do espaço de co-característica (s) que determina o número de ciclos comuns ($N - s$).

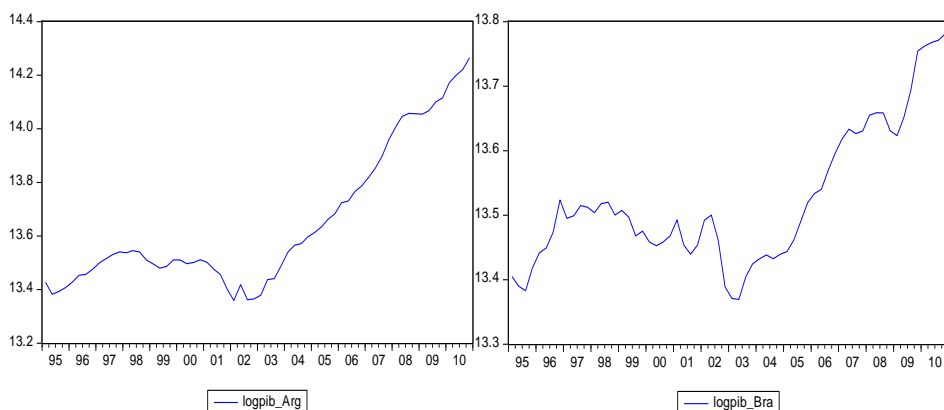
1. Algoritmo disponível em <http://www.texlips.net/warne/index.html>

4.1. Teste de Raiz Unitária

Antes de realizarmos o teste ADF analisamos a possibilidade de quebra estrutural nas séries. Como observamos na Figura 1, os dados da Argentina mostram uma quebra na tendência em torno do último trimestre de 2001 e início de 2002. Essa quebra na tendência da Argentina é reflexo da crise econômica vivida pelo país naquele ano.

No caso do Brasil, observamos uma quebra na tendência no segundo semestre de 2002. Essa mudança na tendência pode ser explicada pelos efeitos da crise internacional de 2001 na Argentina e pelas eleições que ocorreram em outubro de 2002.

Figura 1. Produto Interno Bruto da Argentina e do Brasil.



Fonte: Elaboração do autor

As quebras estruturais acontecem quando há uma mudança nos parâmetros da regressão, que pode ser no intercepto, na inclinação ou em ambos. Para a análise da existência de raiz unitária em série com quebra estrutural adotaremos o procedimento sugerido por Lanne *et. al.* (2002), que leva em consideração a existência de quebras estruturais. Os resultados dos testes são apresentados na tabela 1. Tais resultados indicam que não devemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nas variáveis, ou seja, as variáveis do modelo não são estacionárias.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural.

Variáveis	Nível		1ª diferença	
	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$
Brasil	-0.044	-1.449	-5.568	-4.147
Argentina	-2.847	-0.668	-3.386	-4.919
Valores Críticos*	-2,88	-3,03	-2,88	-3,03

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, fornecidos em Lanne *et. al.* (2002). O número de defasagens foi determinado de acordo com o critério de Akaike.

Os testes para os dados do Brasil revelam que a hipótese de raiz unitária não deve ser rejeitada com o teste com intercepto e também mostra o mesmo resultado com a inclusão da tendência

determinística. Passamos para o teste em primeira diferença, que mostra a rejeição da hipótese de raiz unitária. Portanto, a série de PIB do Brasil é integrada de ordem um, ou seja, $I(1)$. Quanto à série da Argentina, não rejeitamos a hipótese de raiz unitária para o teste com intercepto e com tendência. O teste realizado em primeira diferença mostra que a variável é estacionária. Logo, a série é integrada de ordem um. Caso tivesse a não rejeição da hipótese de raiz unitária, realizaríamos o teste ADF novamente tomando a segunda diferença das séries e testaríamos a hipótese nula novamente. Esse processo se repetiria até rejeitarmos a hipótese de raiz unitária. Com base nesse resultado, partimos para a análise multivariada para determinar se as variáveis são cointegradas.

4.2. Análise de Cointegração

Após determinarmos que as variáveis são integradas de primeira ordem, o nosso próximo passo é testar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegração, r) entre as variáveis.

A escolha da dimensão das relações cointegrantes r e a estimação da matriz de vetores cointegrantes normalizada α são obtidas pelo procedimento de máxima verossimilhança adotado em Johansen (1988, 1991). Esse procedimento do teste é executado de forma que a função de verossimilhança seja maximizada para cada possível valor de r . A partir da definição do r podemos determinar o número de tendências comuns ($k = N - r$) existentes entre elas. Os resultados do teste são apresentados na tabela 2.

Tabela 2 – Teste de Cointegração.

Teste do Traço			
Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	Valor - p
$r = 0$	17.536	15.494	0.024
$r \leq 1$	3.681	3.841	0.055

Teste realizado com constante e tendência. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz.

Conforme a tabela acima, rejeitamos a hipótese de não haver cointegração ao nível de 5% de significância pela estatística de traço, mas não rejeitamos a hipótese de pelo menos um vetor de cointegração. Dessa forma, determinamos a existência de uma relação de longo prazo entre o PIB brasileiro e o PIB argentino. Logo, o sistema tem uma tendência estocástica comum, já que o número de tendências é determinado pela diferença entre o número de variáveis (N) e o número de vetores de cointegração (r) no sistema. O teste também fornece o vetor de cointegração normalizado α' , que é apresentado na tabela 3.

Tabela 3 – Vetor de Cointegração Normalizado

Vetor de Cointegração Estimado	
LogBra	LogArg
1.000	-0.5539
	(0.0585)*

*O valor entre parêntese é referente ao erro padrão do coeficiente.

Podemos interpretar os coeficientes do vetor de cointegração normalizado como a elasticidade de longo prazo entre as variáveis (Tavares, 2009 e Hernández, 2003). Essa elasticidade pode ser representada pela seguinte expressão, $\log(\text{Bra}) = 0.55 \cdot \log(\text{Arg})$. A expressão mostra que a elasticidade de longo prazo do log do PIB brasileiro em relação ao log do PIB argentino é de -0,55 com erro padrão de 0,058. Realizamos um teste de significância t para o valor desse coeficiente, em que a hipótese nula de não significância foi rejeitada a um nível de 1% de significância.

Pelo resultado encontrado, podemos interpretar que, no equilíbrio, o PIB brasileiro responde aos choques permanentes na economia argentina de forma positiva e significativa, mas menos do que unitária. Em outras palavras, se houver um aumento na produtividade ou um choque tecnológico que gere um aumento permanente na atividade econômica da Argentina de 1%, ocorrerá um aumento permanente no nível de produção de longo prazo do PIB brasileiro de 0,55 pontos percentuais. Passamos agora para os resultados do teste de ciclos comuns.

4.3. Teste de Ciclos Comuns

De acordo com a equação (4), podemos observar que todas as correlações seriais dos Δy_t 's são capturadas por

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

dados que ε_t é um ruído branco. Nós então executamos um teste de correlação canônica entre Δy_t e $(\hat{\alpha}' y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p+1})$, que é denotado como conjunto condicionante. O objetivo do teste é encontrar uma combinação linear dos Δy_t 's que seja ortogonal ao conjunto condicionante, e que seja um ruído branco. Nós podemos usar o teste da razão de verossimilhança que 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 hipóteses:

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

tal que, 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.

Para obtermos uma das estatísticas acima devemos cumprir as seguintes etapas:

1. Calcula-se as correlações canônicas, λ_i , e estas são ordenadas;
2. Calcula-se uma das estatísticas acima para $s > 0$ e comparando com o valor crítico. Caso H_0 não seja rejeitada, o espaço de co-caracterização é pleno e não existem ciclos comuns. Em caso de rejeição de H_0 passamos ao passo (3);
3. Somam-se as $N - 1$ correlações canônicas e compara-se com o valor crítico. Caso H_0 não seja rejeitada, existem $N - 1$ ciclos comuns. Em caso de rejeição de H_0 passamos ao passo (4);
4. Somam-se as $N - 2$ correlações canônicas, e assim por diante.

O teste foi realizado por meio do algoritmo desenvolvido por Warne (2004), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos comuns. No modelo de tendências e ciclos comuns, a soma do número de vetores de cointegração e de co-característica não pode exceder o número de variáveis do

sistema. Devido à existência de um vetor de cointegração só é possível encontrarmos no máximo um ciclo comum entre as variáveis. O resultado do teste é apresentado na tabela 4.

Tabela 4 – Teste de Ciclos Comuns

Nº de ciclos	Estatística LR	Graus de liberdade	p-valor
1	3.1653	2	0.2054

Fonte: Elaboração do autor.

Portanto, a um nível de 5% de significância, não devemos rejeitar a hipótese de haver pelo menos um ciclo comum entre o PIB brasileiro e o PIB argentino. A partir desses resultados passamos para a estimação do vetor de co-característica.

Para a obtermos o vetor de co-característica ($\tilde{\alpha}$) devemos satisfazer as restrições de ciclos comuns estabelecida na equação (11) de forma que $\tilde{\alpha}' \cdot \gamma \cdot \alpha' = 0$ e $\tilde{\alpha}' \cdot \Gamma_i = 0; i = 1, 2, \dots$, em que γ é o vetor de ajustamento dos parâmetros e α' é o vetor de cointegração. O vetor de ajustamento e o vetor de cointegração podem ser obtidos através da estimação de um VEC. Estimamos um VAR para determinar o número de defasagem p . O resultado obtido usando o critério de Akaike, mostram que $p = 1$. Nesse caso, temos uma situação particular em que podemos estimar um VAR(1) com r vetores de cointegração, fazendo com que o modelo de correção de erros tenha a seguinte representação: $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t$

O vetor de co-característica normalizado obtido pelas restrições de ciclos comuns é apresentado na tabela 5.

Tabela 5 – Vetor de co-caraterística Normalizado

Vetor de co-caraterística Estimado	
LogBra	LogArg
1.000	-1,059

Fonte: Elaborado pelo autor.

Esse vetor pode ser interpretado como a elasticidade de curto prazo do PIB brasileiro em relação ao PIB argentino. De forma que

$$\Delta \log(\text{PIB Brasil}) = 1,059 \Delta \log(\text{PIB Argentina})$$

Os parâmetros estimados do vetor revelam que o efeito de um choque não permanente de 1% sobre a economia argentina é refletido como um aumento imediato de 1,059% sobre a economia brasileira. Interpretando os choques transitórios como choques de demanda, temos que choques de demanda positivos originados na economia da Argentina refletem de forma positiva na economia brasileira.

4.4 Tendências e ciclos comuns

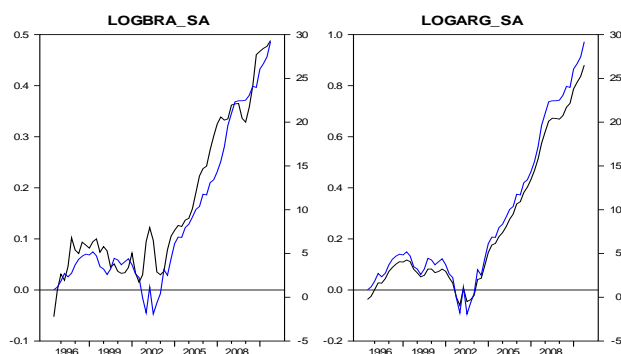
Como determinado na seção 3, um vetor de variáveis não estacionárias pode ser decomposto em um componente permanente e um componente transitórios. Essa decomposição é realizada considerando a existência de uma tendência estocástica comum e um ciclo comum entre as variáveis. As restrições de

cointegração e co-característica permitem que possamos representar a tendência do PIB brasileiro como uma combinação linear da tendência do PIB argentino. Abaixo temos a estimativa do vetor que mede o efeito de longo prazo da tendência estocástica sobre as variáveis do modelo. A estimativa foi realizada incluindo uma *dummy* devido à presença de quebra estrutural.

$$\begin{bmatrix} \log Bra \\ \log Arg \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.017 \\ (0.004) \\ 0.032 \\ (0.007) \end{bmatrix} w_t$$

Observamos que os coeficientes são positivos e significantes. Portanto, choques na tendência comum tem um efeito positivo de 0.017 vezes o valor do choque, sobre o produto brasileiro e de 0.032 sobre o produto argentino. Esse impacto maior dos choques permanentes sobre o produto da Argentina é confirmado pela decomposição da variância do erro de previsão apresentado na tabela 6.

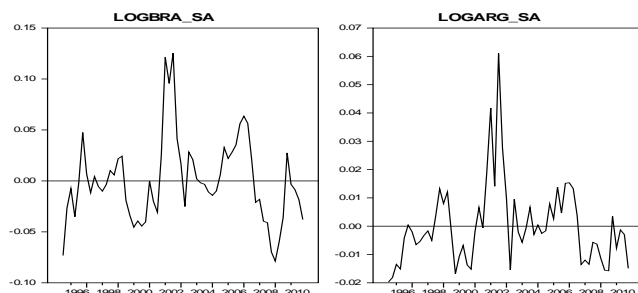
Figura 2 - Tendência Comum entre Brasil e Argentina



Fonte: Elaboração do autor

Pela Figura 2, observamos que a tendência de longo prazo tem um comportamento mais próximo do PIB argentino do que do PIB brasileiro. Isso ocorre devido a maior volatilidade do ciclo brasileiro em relação àquela apresentada pelo ciclo argentino. Essa volatilidade é refletida na diferença entre a tendência de longo prazo e o valor corrente do produto brasileiro. Podemos observar na Figura 3 a maior volatilidade do componente transitório do produto brasileiro em relação ao componente transitório da Argentina.

Figura 3 - Componente transitório do PIB

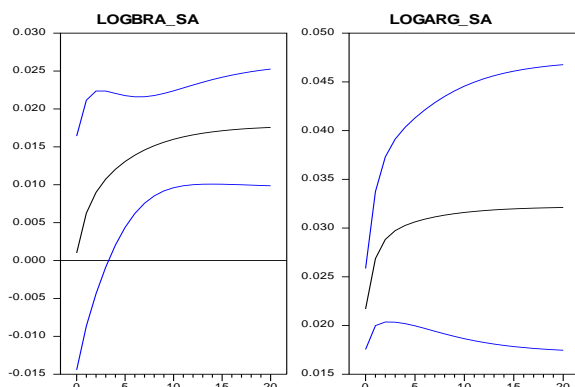


Fonte: Elaborado pelo autor.

O comportamento do componente transitório dos dois países é pró-cíclico, ou seja, os dois ciclos apresentam comportamento similar no mesmo período. Esse comportamento reflete a existência de um ciclo comum entre as variáveis. As séries apresentam seu ponto máximo de expansão do produto no mesmo período, em torno do ano de 2002. Contudo, o ponto de inflexão⁴ para o período de maior recessão da economia brasileira foi no ano de 2008, enquanto que na Argentina podemos destacar três períodos distintos em 1999, 2003 e por volta do ano de 2008. Partimos agora para a análise dos efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis do modelo, através da função impulso resposta.

A função impulso resposta é uma importante ferramenta de caráter ilustrativo que mostra como as variáveis do modelo de tendências comuns respondem ao longo do tempo as mudanças nos choques permanentes e transitórios, num intervalo de confiança de 95%. As Figuras 4 e 5 mostram a resposta das variáveis num período de vinte trimestres a um impulso de uma unidade de desvio padrão no choque permanente e no choque transitório.

Figura 4 – Função Impulso Resposta nas inovações permanentes

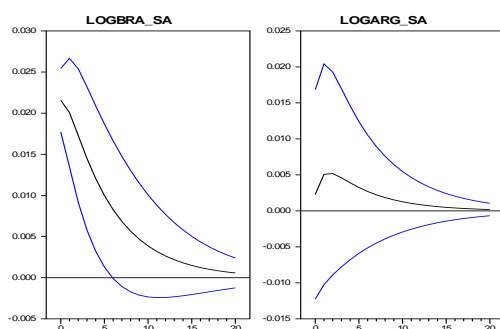


Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com a figura 4, podemos verificar que tanto o produto brasileiro quanto o argentino respondem de forma expansiva e rápida aos choques permanentes. O PIB argentino responde mais rapidamente aos choques permanentes do que o PIB brasileiro dentro dos cinco primeiros trimestres e atingem seu ponto máximo antes do décimo período. Quanto ao PIB brasileiro, este responde de forma rápida, mas o impacto do choque tem seu efeito transmitido na economia de forma mais suave e com magnitude menor do que aquele apresentado pelo PIB da Argentina. Dessa forma, podemos interpretar desses resultados que as mudanças tecnológicas e as mudanças na produtividade causam uma variação maior na economia da Argentina, mas essa economia consegue se adaptar mais rapidamente as mudanças do que na economia brasileira. Isso é um sinal de que existem fatores na economia brasileira que impossibilitam uma melhor absorção das novas tecnologias em relação à economia argentina.

2. O ponto de inflexão (ou turning point) é segundo Burns e Mitchel (1946) o momento em que há uma mudança repentina na direção do ciclo.

Figura 5 – Função Impulso Resposta nas inovações transitórias



Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao contrário do que ocorreu nos choques permanentes, vemos na Figura 5, que o choque transitório tem um impacto maior sobre a produção brasileira do que sobre a produção argentina. O produto brasileiro responde positivamente aos choques transitórios no primeiro trimestre, em que chega ao seu ponto máximo, e converge para o equilíbrio a partir do segundo trimestre, tendo seu efeito dissipado após vinte trimestres. O PIB argentino também sofre um impacto positivo e crescente nos primeiros períodos, atingindo o seu ponto máximo por volta do terceiro trimestre e a partir daí se dissipa até o décimo quinto trimestre. Percebemos também que a magnitude da resposta da produção brasileira é maior do que aquela apresentada pela produção da argentina. Ou seja, interpretando os choques transitórios como choques de demanda, podemos observar que durante o período de análise as variações da produção brasileira são mais suscetíveis às variações na demanda do que na economia argentina. Esses resultados são corroborados pelas informações da decomposição da variância do erro de previsão estimada.

Tabela 6 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Período	Descrição das Variáveis			
	PIB Brasil		PIB Argentina	
	Choque Permanente	Choque Transitório	Choque Permanente	Choque Transitório
1	0.002 (0.034)*	0.998 (0.034)	0.989 (0.071)	0.011 (0.071)
2	0.044 (0.029)	0.956 (0.029)	0.975 (0.032)	0.025 (0.032)
3	0.094 (0.051)	0.906 (0.051)	0.972 (0.020)	0.028 (0.020)
4	0.147 (0.077)	0.853 (0.077)	0.974 (0.014)	0.026 (0.014)
5	0.200 (0.104)	0.800 (0.104)	0.976 (0.012)	0.024 (0.012)
9	0.402 (0.185)	0.598 (0.185)	0.985 (0.014)	0.015 (0.014)
13	0.550 (0.209)	0.450 (0.209)	0.989 (0.014)	0.011 (0.014)
17	0.649 (0.202)	0.351 (0.202)	0.992 (0.012)	0.008 (0.012)
20	0.701 (0.190)	0.299 (0.190)	0.993 (0.011)	0.007 (0.011)

Fonte: elaboração do autor. * Os valores em parênteses são referentes ao erro padrão.

A decomposição da variância do erro de previsão é utilizada para mostrar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das variáveis. A tabela 6 mostra o resultado da decomposição para um período de vinte trimestres.

O resultado da decomposição da variância revela que as flutuações no PIB brasileiro, originadas por um choque de um erro padrão, são dominadas pelos efeitos transitórios no primeiro período. Em outras palavras, 99% das flutuações no PIB brasileiro, no primeiro trimestre, são devido a choques de demanda. Após um ano, cerca de 80% das flutuações ainda são ocasionadas pelos choques de demanda. Somente a partir do terceiro ano os choques permanentes tem um papel relativo maior na determinação das flutuações do produto. Após vinte trimestres os efeitos permanentes são responsáveis por quase 70% das variações no produto brasileiro. Portanto, podemos concluir que a curto e médio prazo, os choques de demanda tem uma influência maior sobre as flutuações macroeconômicas brasileiras.

Quanto ao PIB argentino, este é quase que totalmente influenciado pelos choques permanente, mesmo no curto prazo. Os choques de demanda tem pouca influência sobre a economia da Argentina. Esse comportamento da economia argentina já tinha sido observado em Issler e Engler (1993) que utilizando dados anuais do PIB per capita mostram que mais de 50% das flutuações são geradas por choques permanentes.

4.5 Decomposição de Tendência e Ciclo

Quando temos o caso em que $r + s = N$ é possível estimar o ciclo comum e a tendência comum como uma combinação linear das variáveis do modelo, explorando conjuntamente as restrições de curto e longo prazo. A decomposição estimada é apresentada na tabela 7.

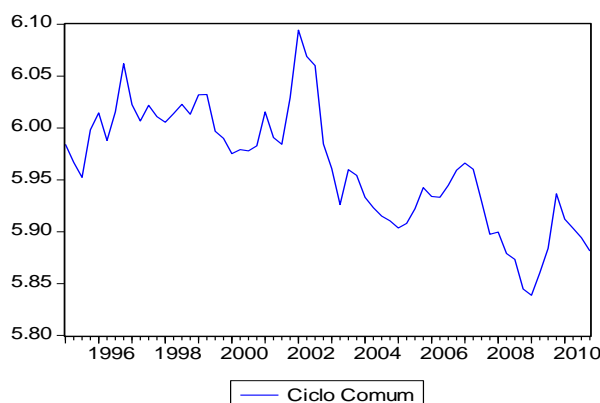
Tabela 7 - Decomposição Tendência - Ciclo

Variáveis	PIB Brasil		PIB Argentina
		Tendência	
PIB Brasil	-1,10		1,16
PIB Argentina	-1,98		2,10
		Ciclo	
PIB Brasil	2,10		-1,16
PIB Argentina	1,98		-1,10

Fonte: Elaborado pelo autor.

Considerando as propriedades e as restrições de cointegração e co-característica discutidas, podemos estimar o ciclo comum entre as variáveis. Se as restrições são satisfeitas podemos obter a tendência comum da combinação linear $\tilde{\alpha}' \cdot y_t$ e o ciclo comum é obtido de $\alpha' \cdot y_t$. Devido a esse caso especial nos podemos estimar o Ciclo Comum entre as variáveis. Na Figura 6 temos o ciclo comum estimado.

Figura 6 – Ciclo Comum entre Brasil e Argentina



Fonte: Elaborado pelo autor.

Realizamos também uma decomposição de Beveridge-Nelson com o objetivo de determinar qual o ciclo está mais correlacionado com o ciclo comum estimado. Podemos observar na Tabela 8 que o ciclo da Argentina é altamente correlacionado com o ciclo comum. Enquanto que o ciclo do Brasil é pouco correlacionado com o ciclo comum. Encontramos também uma correlação positiva entre os ciclos das duas economias.

Tabela 8 – Correlação entre os ciclos de Brasil e Argentina com o Ciclo Comum

	Ciclo Comum	Ciclo ARG	Ciclo BRA
Ciclo Comum	1.000		
Ciclo ARG	0.690	1.000	
Ciclo BRA	0.180	0.118	1.000

Fonte: Elaborado pelo autor.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho tem por objetivo usar o modelo de Tendências e Ciclos Comuns para analisar o comportamento da economia brasileira e argentina no período de 1995 a 2010. A motivação do trabalho está na grande relação comercial entre esses países e o impacto que essa conexão tem na transmissão das flutuações macroeconômicas sobre a economia de ambos. Buscamos mostrar os efeitos dos choques transitórios e permanentes através da decomposição da variância e da função impulso resposta.

O modelo mostrou que existe uma tendência comum e um ciclo comum entre os dois países. Esse resultado possibilitou a extração da tendência e do ciclo comum entre as séries. O PIB brasileiro responde positivamente aos choques permanentes e transitórios originados na economia argentina. A função impulso resposta e a decomposição da variância mostraram que o PIB do Brasil no curto e médio prazo é mais influenciado pelos choques de demanda do que pelos choques tecnológicos ou de produtividade. Podemos interpretar esse resultado considerando que as mudanças tecnológicas são absorvidas de forma

mais lenta pela economia brasileira. Esse comportamento do PIB brasileiro já havia sido observado, com dados mensais, no trabalho de Trompieri et. al. (2007). Por outro lado, a produção argentina responde quase que predominantemente aos choques permanentes. Observamos também que os choques transitórios são os principais causadores das flutuações econômicas no Brasil. Enquanto que na economia Argentina, as flutuações são basicamente geradas por choques permanentes. O resultado da decomposição de Beveridge – Nelson mostra que o ciclo da Argentina tem uma maior parcela na determinação do ciclo comum, sendo responsável por aproximadamente 69% das variações do ciclo comum. Outra conclusão foi a existência de uma correlação de aproximadamente 12% entre o ciclo da Argentina e o ciclo do Brasil.

Portanto, as políticas que tem por objetivo aumentar as relações comerciais entre os dois países trarão benefícios devido à existência de uma elasticidade positiva entre a produção das duas economias. Ou seja, na medida em que uma das economias apresenta um crescimento econômico à outra será beneficiada com um aumento no seu produto interno no curto e no longo prazo. Essa sincronia entre tendência é um facilitador para a ampliação das relações comerciais das duas economias. Contudo, essa grande integração comercial tem seus efeitos negativos na medida em que as crises sofridas por uma das economias vai gerar um efeito negativo no crescimento econômico da outra economia. Podemos observar esse efeito negativo quando analisamos os impactos da crise da Argentina em 2001 sobre a economia brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, H.; KWARK, N. S.; VAHID, F. Does International Trade Synchronize Business Cycles? **Monash University Working Paper** 8, 1999.

BACKUS, David K.; KEHOE, Patrick J.; KYNDLAND, Finn E. International Business Cycles: Theory and Evidence. **NBER Working Paper Series**, n. 4493, 1993.

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.

BURNSIDE, C. Detrending and Business Cycle Facts: A Comment. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 513-532, 1998.

CAMPBELL, John Y.; MANKIWI, Gregory. Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. **NBER Working Paper Series**, n. 2169, 1987.

CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 475-512, 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.

CUBADDA, G. Common Serial Correlation and Common Business Cycles: A Cautions Note. **Empirical Economics**, 24, p. 529-535, 1999.

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.

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.

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

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

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, acesso em 01 de maio de 2011.

ISSLER, João V.; ENGLE, Robert F. Common Trends and Common Cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**. v. 47, p. 149-176, 1993.

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.

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

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.

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.

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.

TROMPIERI NETO, N; CASTELAR, I; SILVA, A.B. Tendências e Ciclos na Economia Brasileira Pós-Real. In: Encontro Nacional de Economia da ANPEC, XXXI, 2003, Porto Seguro (Bahia), **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**.

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

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