

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, principalmente a partir da década de 1990, o Brasil ampliou medidas que visavam uma maior abertura comercial de forma a aumentar as relações comerciais com outros países, por meio da criação de zonas de livre comércio e tratados bilaterais. 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 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 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 dos produtores, se os fatores de produção são adquiridos via importação, as variações no câmbio e na produção estrangeira geram variações na oferta 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-movimentos 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 regional e no 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 todos os produtos que foi importado pelo Brasil do MERCOSUL, 86% eram 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 no MERCOSUL.

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.

Alguns dos resultados revelam que existe uma tendência estocástica comum e um ciclo comum entre os dois países. Outro resultado interessante é que o ciclo da Argentina é responsável por mais de 69% das variações no ciclo comum estimado.

Além dessa introdução, esse trabalho esta dividido em mais três capítulos e as considerações finais. O primeiro capítulo é composto por uma revisão de literatura com um apanhado dos trabalhos que utilizam o modelo de tendências e ciclos comuns; o segundo capítulo mostra a metodologia e os testes necessários na decomposição de tendências e ciclos; o terceiro capítulo traz os resultados e estimativas; concluindo tem-se as considerações finais do trabalho.

2. RELAÇÃO ECONÔMICA ENTRE BRASIL E ARGENTINA

Embora Brasil e Argentina façam parte do MERCOSUL, os esforços políticos e as relações comerciais dessas duas nações datam de antes da criação do bloco comercial e continuam mesmo após a formação do bloco. Segundo Schweig *et. al.* (2009), as principais articulações para a formação do MERCOSUL estão intimamente relacionados às relações comerciais entre Brasil e Argentina.

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. No interim entre a assinatura da Declaração de Iguazu e a criação do MERCOSUL, em 1994, houve outros acontecimentos relacionando as duas nações. Podemos citar a Criação da Comissão de Execução do Programa de Integração e Cooperação Econômica (1986), que teve por objetivo a abertura seletiva dos respectivos mercados e estímulo à complementação de setores específicos de suas economias; em 1988, a assinatura do Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento, que determinava a criação em um prazo de dez anos, de um espaço econômico comum entre Brasil e Argentina; e em 1990, a Ata de Buenos Aires e Acordo de Complementação Econômica, que fixava uma data para a conformação definitiva de um Mercado Comum.

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.

Entretanto, essa estreita relação entre os dois países foi prejudicada pela desvalorização cambial da moeda brasileira ocorrida em 1999. Nesse período, o Ministro da Economia da Argentina Domingo Cavallo, se pronuncia radicalmente contra os efeitos da desvalorização do real, afirmando que a desvalorização foi proposital e afetou negativamente a economia da Argentina.

Em 2002, após o período de turbulência sofrido pela a economia argentina em 2001, houve por parte do então Presidente Eduardo Duhalde e seguido pelo Presidente Nestor Kirchner, uma reaproximação com o Brasil, por considerar este um parceiro estratégico.

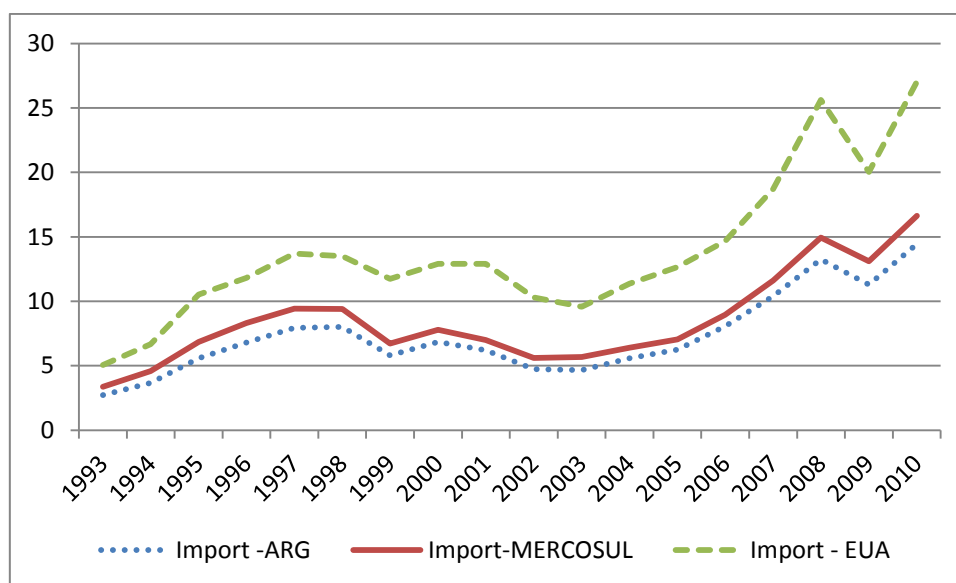
Nos anos de 2003 e 2004, são assinados o Consenso de Buenos Aires e a Ata de Copacabana, respectivamente, com o objetivo de buscar um maior desenvolvimento econômico com equidade e de reiterar a aliança estratégica entre os dois países. Contudo, ainda em 2004, o Presidente Kirchner anuncia medidas protecionistas e crítica à atuação da Petrobras na Argentina, prejudicando novamente a relação bilateral entre as duas economias. Segundo Schweig (2009), mesmo com o surgimento desses conflitos, Brasil e Argentina continuam mantendo um alto nível de entendimento e coordenação.

Em 2009, foi formalizado um acordo para que as trocas comerciais entre os países passem a ser feita em reais e pesos argentinos. O objetivo desse acordo é possibilitar o comércio exterior nas moedas locais; aprofundar o mercado Real/Peso Argentino e reduzir os custos das transações.

Mesmo inseridas no MERCOSUL as duas economias apresentam uma grande relação bilateral. Em 2011, a Argentina se apresenta como a terceira maior parceira comercial do Brasil, ficando atrás de China e Estados Unidos. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC, a Argentina em 2010, foi o terceiro maior fornecedor e o terceiro maior comprador dos bens produzidos no Brasil.

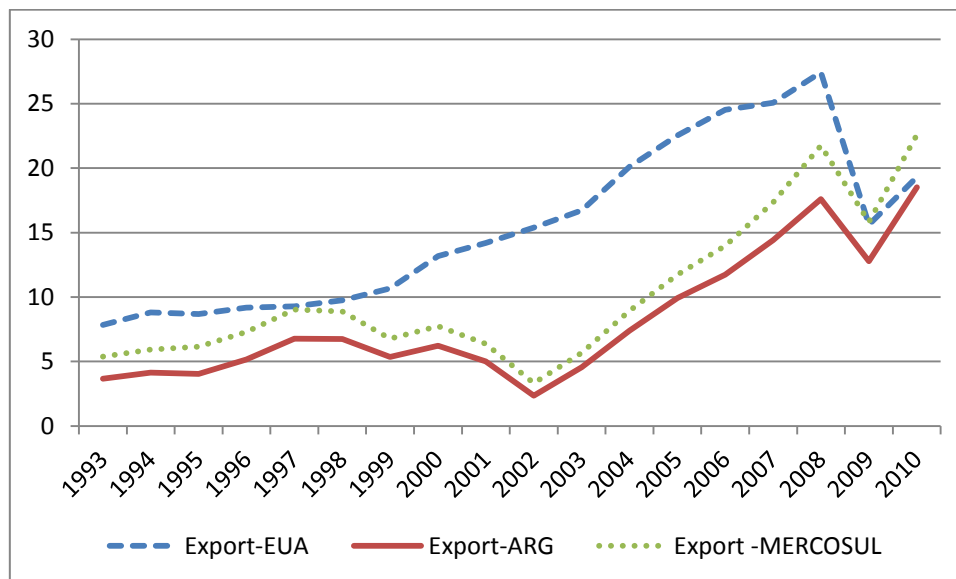
A relação comercial entre Brasil e Argentina é importante na determinação do desempenho do Bloco no comércio internacional. Segundo dados do MDIC, em 2010 de todas as exportações brasileiras destinadas ao MERCOSUL, 81% foram adquiridas pela Argentina e de todos os produtos que foram importados pelo Brasil do MERCOSUL, 86% foram produzidos na Argentina. As figuras 1 e 2 mostram o comportamento das exportações e importações brasileiras em relação à Argentina, ao MERCOSUL e aos Estados Unidos.

Figura 1. Importações Brasileiras



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos do MDIC.

Figura 2 - Exportações Brasileiras



Fonte: Elaborado pelo autor. Dados obtidos do MDIC.

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 no MERCOSUL.

3. 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).

Contudo, são muitos os métodos utilizados para a análise de flutuações macroeconômicas dentro da metodologia de ciclos de negócios. Diante disso, faz-se necessário uma breve revisão sobre os diferentes métodos com o intuito de verificar se há diferenças em seus resultados na decomposição das variáveis em tendência e ciclo.

3.1 Diferentes Procedimentos na Extração de Tendência e Ciclo

Em Canova (1998), o objetivo é reportar as propriedades cíclicas de um pequeno conjunto de séries usando diferentes métodos de decompor tendência e ciclo. Partindo da ideia de que nenhum filtro é tido como o correto, o autor trata a questão crucial do trabalho não pensando em qual método seria o mais apropriado, mas sim se diferentes conceitos de ciclos podem produzir informações alternativas que possam ser usadas para obter uma melhor perspectiva sobre os fenômenos econômicos. Com esse objetivo, o autor compara as propriedades cíclicas de sete séries americanas obtidas através da utilização de sete métodos 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).

Como conclusão, o artigo documenta uma amplitude de resultados quanto às propriedades quantitativas e qualitativas do segundo momento dos ciclos. Em casos univariados a prática de empregar somente o filtro HP(1600) na compilação da estatística de ciclos de negócios é problemática, já que produz resultados similares àqueles encontrados pelos convencionais filtros band - pass e concentram a atenção do pesquisador em ciclos de duração média de 4 a 6 anos. Há casos em que selecionar ciclos com esta duração particular pode inapropriadamente caracterizar este fenômeno, jogando fora uma grande porção da variabilidade da série e equivocam pesquisas que tentam lidar com eles.

A caracterização empírica de ciclos de negócios, obtidas com métodos multivariados é diferente daqueles obtidos com estatística baseada em procedimentos univariados. Há uma evidência muito fraca de tendência comum (determinística ou estocástica) no conjunto de dados utilizados fazendo com que a cautela, por parte do pesquisador, seja um importante instrumento no exercício de derivação da regularidade dos ciclos ou nas conclusões estruturais com respeito à origem e propagação dos ciclos. A recomendação do autor na prática empírica é compilar estatísticas usando da astúcia na seleção de métodos de forma a ganhar informações no comportamento das variáveis para diferentes frequências nos ciclos de negócios e seguir uma relação mais interativa entre teoria e prática.

Já em Burnside (1998), o objetivo é rever a questão da possível influência dos métodos de extração de tendência e ciclo questionando os resultados obtidos no trabalho de Canova (1998). O autor conclui que embora informações sejam perdidas no processo de extração, isto não impossibilita o trabalho empírico, havendo informações suficientes nos dados e em muitos modelos estruturais de ciclos de negócios usados pelos pesquisadores. Segundo o autor, a conexão entre teoria econômica e os métodos de filtragem não é uma tarefa fácil e que a principal fraqueza na metodologia empírica adotada em Canova (1998) está na falta de formalismo estatístico. Dado que uma estatística formal seja adotada, a teoria econômica corrente fornece uma forte restrição, suficiente para a distinção entre as teorias sem ser necessário o receio sobre o filtro que será empregado.

Morley, Nelson e Zivot (2003) buscam responder por que após décadas de pesquisa, não há uma visão mais clara quanto a variações em séries como o GDP real

quanto à alocação de seus movimentos entre a componente de tendência e o componente cíclico. O fato, segundo o autor, é que as abordagens de Beveridge e Nelson (1981) e de Componentes Não-Observados (Harvey (1985) e Clark (1987)) tem produzido estimativas de tendência e ciclo bem distintas. Para responder a pergunta inicial é utilizado um processo univariados através de uma representação da série temporal na forma de um modelo ARIMA para dados trimestrais do GDP real dos Estados Unidos no período de 1947 a 1998. Foi observado que quando as restrições são relaxadas num modelo de State-Space, as duas abordagens levam a idênticas decomposições de tendência e ciclo e idênticas representações univariadas e a restrição de correlação zero entre tendência e ciclo é rejeitada no nível de 5%. Além disso, a introdução de informações adicionais num processo multivariado pode afetar as estimativas de tendência e ciclos.

Cubadda (1999) tem como propósito esclarecer sobre os co-movimentos em frequências dos ciclos de negócios testando Característica de Correlação Serial Comum – SCCF de séries $I(1)$. Como conclusão, o autor considera que o artigo não significa uma desaprovação ao uso de SCCF, o objetivo é servir para pesquisadores empíricos sobre os cuidados ao examinar as propriedades de frequência dominante do SCCF. Mas a análise mostra que a presença de SCCF entre primeira diferença de variáveis $I(1)$ é não correlacionado com o grau (*coherence*) e a estrutura *lead-lag* de seus co-movimentos para a frequência de ciclos de negócios. Contudo, visto que a função espectral considerada é invariante à simetria dos filtros de baixa frequência, 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.

Em Mills (1999), o objetivo é empregar técnicas específicas para extrair a componente cíclica de séries anuais de modo a investigar a relação entre volatilidade cíclica e crescimento para 22 países sem restrição quanto ao desenvolvimento dos seus respectivos mercados. Os métodos aplicados são os propostos por Altman (1995), que estima uma regressão semi-log para subperíodos amostrais por OLS; Mill e Crafts (2000), que utilizam as recentes abordagens de ciclos de negócios 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). Conclui-se que há um trade-off entre volatilidade e crescimento em que altos níveis de volatilidade aparecem associados a altos níveis de crescimento. Segundo o autor, em todo caso está claro que métodos alternativos de decomposição podem levar a diferentes estimativas da volatilidade do ciclo, particularmente ao longo de subperíodos dos dados.

Podemos concluir dessa breve revisão que há diferentes métodos de decompor variáveis econômicas em um componente de tendência e um componente cíclico e que não há um consenso quando a comparação dos seus resultados. Portanto, cabe ao pesquisador uma análise do método a ser empregado levando em conta o tipo de decomposição utilizada, bem como das restrições impostas pela teoria econômica associada ao tipo de decomposição. Segue abaixo aqueles trabalhos que tratam de modelos multivariados.

3.2 Tendências Estocásticas Comuns e Correlação Serial Comum

Dentro da análise empírica macroeconômica, podemos distinguir dois tipos de aplicação da metodologia de tendências e ciclos comuns. Uma delas analisa a presença de ciclos comuns e tendência estocástica nas variáveis doméstica do país. A outra forma, estuda essa abordagem sob a ótica das relações comerciais entre os países, como por exemplo, a relação entre a produção de um país com a de seus principais parceiros comerciais; entre os países que compõem um bloco econômico; ou entre grupos de países dentro do mesmo nível tecnológico (América Latina e G-7, por exemplo). Dentre essas duas abordagens de pesquisa, podemos destacar os seguintes trabalhos.

Mellander, Vredin e Warne (1992) utilizam um modelo de tendências comuns para 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). Diante da grande quantidade de quebras e mudanças no

crescimento da tendência é incluída no modelo uma matriz de dummy's. O trabalho tem como conclusão que existem dois vetores cointegrantes que representam a tendência externa e a tendência doméstica, mas que eles não têm influência negativa sobre as variáveis. Os efeitos de longo prazo têm impacto positivo sobre as variáveis e o choque real permanente é o principal causador das flutuações no curto prazo.

Em Vahid e Engle (1993), os autores desenvolvem um teste para ciclos comuns e um processo para estimação do número de ciclos dada à existência de tendências comuns. Numa aplicação multivariada, o consumo e a renda são decompostos em um componente permanente e outro transitório. As séries são da economia dos Estados Unidos, trimestrais no período de 1953.2 a 1984.4 O teste de ciclos comuns reafirmou que a hipótese da renda permanente é inadequada na explicação do comportamento do consumo. E para o estudo da renda regional, por exemplo, tem-se que a análise de tendências e ciclos comuns pode ser usada para reduzir a complexidade de um sistema multivariado.

Em Issler e Vahid (2001) é aplicado o modelo de tendências e ciclos comuns com o objetivo de examinar 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. Além disso, os autores afirmam que ignorar as restrições de ciclos comuns em um processo multivariado leva a uma perda não trivial de eficiência na estimação de um vetor de correção de erros - VECM na forma reduzida podendo afetar na precisão da estimação de tendência e ciclo tanto quanto na precisão da função impulso resposta e da decomposição da variância.

Trompieri *et. al.* (2007) analisam o produto, a taxa de cambio real e o saldo da balança comercial do Brasil, a partir do início da vigência do Plano Real até 2002, com o objetivo de identificar e estimar as respostas dessas variáveis aos choques

permanentes e transitórios. Os testes univariados e multivariados mostraram que as variáveis são integradas de primeira ordem $I(1)$ e que há duas relações cointegrantes entre elas, ou seja, uma tendência comum entre as séries. O teste de ciclos comuns mostrou que não existem ciclos entre as variáveis. Os resultados da função impulso resposta e da decomposição da variância revelaram que o produto brasileiro é predominantemente influenciado por choques transitórios. Quanto à taxa de câmbio e o saldo da balança comercial, essas variáveis estão mais associadas aos choques permanentes do que a choques transitórios e suas trajetórias são estritamente interligadas. Esse comportamento do produto se deve a associação do câmbio e da taxa de juros criada pela política econômica adotada no período.

No trabalho de Engle e Issler (1993), o objetivo é analisar os co-movimentos de curto e longo prazo entre países da América Latina através de um modelo de Tendências e Ciclos Comuns. Utilizam-se dados anuais do GDP 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. Além disso, os ciclos estimados mostram uma correlação negativa com aqueles estimados na economia dos Estados Unidos, sugerindo que o produto da América Latina comporta-se de forma contra-cíclica em relação ao produto dos Estados Unidos. Os resultados do exercício de previsão mostram que as restrições de tendências e ciclos comuns, quando estas existem, melhoram substancialmente a previsão do modelo.

Calcagnini (1995) tem como objetivo de analisar a existência de características comuns na produtividade do trabalho internacional entre Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Itália e Reino Unido no período de 1953 a 1991. Verificou-se a existência de cinco tendências comuns e um ciclo comum e as inovações na tendência e no ciclo são significantes e negativamente correlacionadas. Inovações na tendência são geralmente mais importantes do que inovações nos ciclos e os ciclos são negativamente correlacionados aos choques originados pela política monetária. Evidências demonstram que não há uma convergência entre os setores industriais desses países.

No trabalho de Cerro e Pineda (2001) é utilizada a decomposição multivariada de tendências e ciclos para analisar onze países da América Latina. O objetivo é

observar se o crescimento dos ciclos entre esses países apresentam sincronia e qual a amplitude e persistência dos ciclos. A análise da sincronia dos ciclos é uma ferramenta importante na elaboração de políticas que visam diminuir o impacto dos efeitos dos choques externos. Os dados são trimestrais das séries de PIB real no período de 1960 a 2000 trimestrais. Para analisar a correlação dos ciclos entre os países é aplicado o filtro Hodrick e Prescott. Os resultados mostraram uma grande dispersão entre a correlação dos ciclos. Contudo, Brasil e México apresentaram um baixo desvio padrão entre os países analisados. A correlação entre os períodos de recessão e expansão dos países é estimada para determinar o percentual de tempo em que os ciclos de cada país são coincidentes. Os resultados mostram que em 50% do tempo os ciclos desses países apresentam movimentos similares.

Uma análise da correlação foi feita também para subperíodos de 10 anos. Observou-se que havia uma maior correlação entre os países nas décadas de 1970 e 80. Na década de 90, foi observado que em 56% dos trimestres os países estiveram em expansão, o que seria o maior período de expansão dentro da amostra utilizada. Na análise univariada, os testes de raiz unitária mostraram que o PIB real de todos os países são $I(1)$ e o testes de Johansen revelou à existência de cinco vetores de cointegração, ou seja, existem seis tendências estocásticas comuns entre os 11 países da América Latina. O resultado do testes de ciclos comuns mostrou que existe cinco ciclos comuns entre os países. Além disso, há uma baixa correlação de Argentina, Brasil e México com os outros países. Os resultados sugerem também que esses 11 países podem ser divididos em dois grupos um formado por Argentina, Brasil e México e o outro formado pelos demais países.

Hecq (2002) investiga o grau de dependência de longo e curto prazo entre cinco países da América Latina utilizando dados do PIB real para Argentina, Brasil, México, Peru e Chile no período de 1950 a 1999, através de um modelo de tendências e ciclos comuns. 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 por traz do SCCF, a ser o Weak Form - WF e o Polynomial Serial Correlation Common Features – PSCCF. Os resultados apontam para um ambiente com comovimentos de curto e longo prazo entre os países, com evidências que mostram 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.

Hernández (2003) analisa a existência de movimentos comuns entre México e Estados Unidos, no período de 1993 a 2001, com dados do PIB trimestrais. Foram identificados os vetores de tendência e ciclos comuns entre esses dois países, mostrando que a elasticidade de longo prazo do PIB Mexicano em relação ao PIB dos Estados Unidos é significativa e menor que 1; os parâmetros estimados do ciclo comum revelaram que uma variação de 1% na economia americana, originado por um choque transitório, gera um impacto transitório na economia mexicana de 3,78%. Outra conclusão desse trabalho é que a utilização da metodologia de tendências e ciclos comuns revela uma maior importância aos movimentos transitórios da economia mexicana do que aquele apresentado pelos resultados obtidos mediante a utilização do filtro Hodrick-Prescott.

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. O objetivo é identificar características estruturais comuns entre os países e verificar o grau de sincronização entre eles. A identificação dos ciclos é obtida através de decomposição multivariada de tendência e ciclo apresentada por Benveridge–Nelson–Stock–Watson que leva em consideração as restrições de longo prazo e curto prazo, através dos conceitos de Cointegração e Correlação Serial Comum. Os dados são o PIB real per capita com periodicidade anual no período de 1951 a 2000.

Os testes indicaram que todas as séries são integradas de primeira ordem ao nível significância de 5%. O teste de Johansen é realizado com um termo constante e com a inclusão de uma tendência linear, os resultados sugerem a existência de uma relação de cointegração com o termo constante e de dois vetores de cointegração para o teste com tendência linear, sendo então quatro e três tendências estocásticas comuns, respectivamente; e quanto aos ciclos comuns têm-se um ciclo para o caso com termo constante e dois ciclos comuns para o caso com a tendência linear mais o termo constante. Os componentes cíclicos 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 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 eles.

No trabalho de Tavares (2009) é feita uma análise da existência de tendências e ciclos comuns entre o PIB real brasileiro e o PIB real americanos, com dados trimestrais no período de 1990 a 2007. O teste de Johansen para a existência de cointegração entre as séries indicou que não há uma relação cointegrante entre as variáveis. Contudo, foi identificada uma quebra de tendência nos dados e adotada a metodologia de Gregory e Hansen (1996) para o teste de cointegração com quebra, que mostrou a existência de cointegração entre as séries. A partir dessa data de quebra, a amostra foi subdividida em dois períodos 1990-1998 e 1999-2007. 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.

4. MODELO ECONOMETRICO

Este capítulo apresenta as variáveis macroeconômicas incluídas no modelo, os testes econométricos univariado e multivariado, assim como o Modelo de Tendências e Ciclos comuns.

4.1 Séries de Tempo

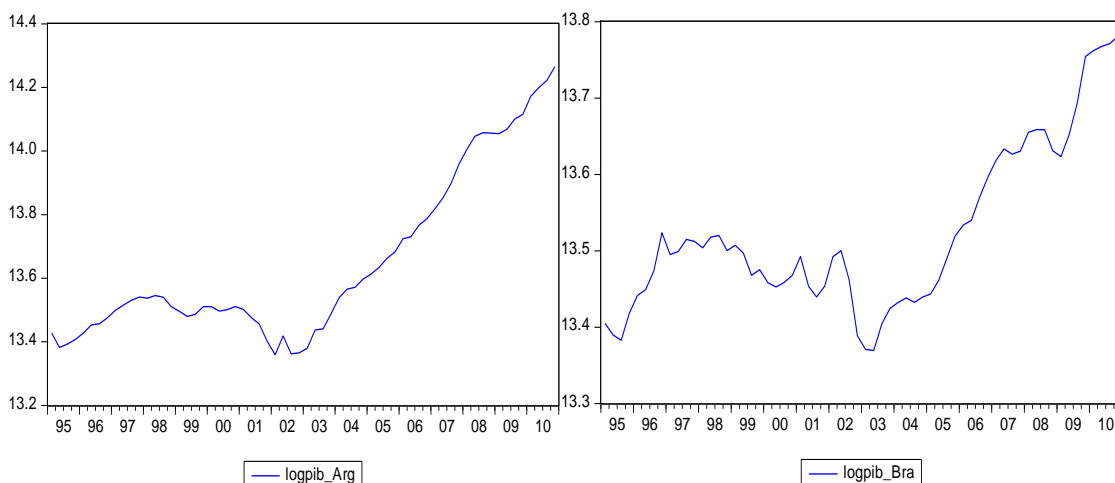
Diante do objetivo de analisar a existência de tendências e ciclos comuns entre o Brasil e Argentina utilizamos o logaritmo das séries de PIB real sazonalmente ajustada desses dois países. As séries tem periodicidade trimestral, compreendendo 64 observações no período de 1995 a 2010, obtidos através do IPEADATA¹. Devido ao fato das séries apresentarem um comportamento sazonal fez-se necessário a utilização do filtro X-12 para o ajuste sazonal. A figura 1 apresenta os gráficos das séries.

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 a disponibilidade dos dados na periodicidade trimestral.

Como podemos observar na figura 1, há uma quebra na tendência das séries no ano de 2002. Por esse motivo, incluímos uma dummy para captar o efeito dessa quebra e para que os testes não fossem prejudicados por esse fator. Os testes padrão de raiz unitária tem seu “poder” reduzido se são aplicados em séries temporais com quebra estrutural (Lanne *et. al.*, 2002). Portanto, utilizaremos o teste proposto por (Lanne *et. al.*, 2002) que leve em conta os efeitos dessa quebra sobre a estimativa do teste.

1. www.ipeadata.gov.br

Figura 3. Produto Interno Bruto da Argentina e do Brasil.



Fonte: Elaboração do autor

4.2. Teste de Raiz Unitária

Para a análise de univariada, é utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para detectar a ocorrência de estacionaridade em cada série. Contudo, as séries podem apresentar uma ou múltiplas quebras estruturais que podem fazer com que erroneamente não rejeitemos a hipótese de raiz unitária mesmo que a série seja estacionária.

As quebras estruturais acontecem quando há uma mudança nos parâmetros da regressão, que pode ser no intercepto, na inclinação ou em ambos. Dentro da literatura de séries temporais existem inúmeros trabalhos que tratam desse assunto Perron (1989, 1990), Lanne *et. al.* (2001), Saikkonen e Lutkepohl (2002) *apud* Byrne e Perman (2006). Os métodos de estimação levam em consideração se o ponto de quebra é conhecido e se a data da quebra é determinada endogenamente ou exogenamente.

Determinar exogenamente a data de quebra ocorre quando utilizamos informações *ex ante*, por exemplo, informações econômicas como a mudanças no regime cambial brasileiro em 1999. A data da quebra também pode ser identificada endogenamente através de testes como o proposto por Zivot e Andrews (1992) *apud* Byrne e Perman (2006), que utilizam diferentes variáveis dummy para cada possível data de quebra, sendo selecionada a data que a estatística t do teste ADF tiver o menor

valor, ou seja, aquela data em que há uma menor evidência para existência de raiz unitária.

Devido às séries do modelo apresentem uma quebra estrutural adotaremos o procedimento sugerido em Lanne *et. al.* (2002), que baseia sua análise na seguinte regressão:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + z_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (1)$$

em que μ_0 e μ_1 são escalares; θ é um vetor ($m \times 1$) e γ é um vetor ($k \times 1$), ambos compostos por parâmetros desconhecidos; e $f_t(\theta)$ é um vetor ($k \times 1$) de sequências determinísticas dependente de θ , que representa a mudança de nível. A forma funcional de $f_t(\theta)$ é assumida como sendo conhecida. Se a sequência apresenta uma mudança de nível o momento no tempo em que ocorre a mudança também é conhecido. O termo z_t representa o erro estocástico e é gerado por um processo AR(p) finito que é representado por $b(L)(1 - \rho L)z_t = \varepsilon_t$; $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ e $b(L)$ é o polinômio do operador de defasagem. Abaixo temos a equação (1) em primeira diferença

$$\Delta y_t = \mu_1 + \Delta f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (2)$$

A função de mudança de nível tenta caracterizar, se a quebra é brusca e ocorre completamente dentro de um período ou se a quebra ocorre de forma gradual em mais de um período. Considerando uma situação em que a quebra é brusca e ocorre apenas em um período, a função de mudança assume a seguinte forma

$$f_t = d_{1t} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases} \quad (3)$$

Dessa forma a função assume a forma de uma variável *dummy* com mudança a partir da data de quebra T_B . O próximo passo é estimar o termo determinístico em (1) e subtrair da série original e só então aplicar o teste ADF com a série ajustada. O teste ADF é representado pela seguinte equação

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Os resultados dos testes de raiz unitária estão disponíveis no capítulo 4 – Testes e Estimativas. Após a análise de estacionaridade o próximo passo é testar a existência de uma relação de longo prazo (cointegração) entre as variáveis.

4.3. Análise de Cointegração

A escolha da dimensão das relações cointegrantes r e a estimação da matriz de vetores cointegrantes normalizada α são mais convenientes de se obter do procedimento de máxima verossimilhança adotado em Johansen's (1988, 1991). Esse procedimento do teste é executado de forma que a função de verossimilhança seja maximizada para cada possível valor de r . Dessa forma, o número de vetores estimado é testado 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 em que devemos iniciar com $r = 0$, se a hipótese for rejeitada, então passamos para $r = 1$, e assim por diante, parando apenas quando a hipótese não for rejeitada. A partir da definição do r podemos determinar o número de tendências comuns ($k = n - r$) existentes entre elas.

4.4. 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 os 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. 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 podemos decompor as séries em um componente de tendência e um de ciclo², 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 representa 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 dos movimentos. 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.

2. Séries macroeconômicas não estacionárias podem ser decompostas em um termo permanente (tendência estocástica) e um termo transitório (estacionário), ver Beveridge e Nelson, 1981.

Vetores Auto Regressivos – 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; $(E[\varepsilon_t] = 0; Var[\varepsilon_t] = \sigma^2 I \text{ e } Cov[\varepsilon_t] = D, \text{ onde } D \text{ é uma matriz } N \times N.$

Contudo, as séries analisadas podem apresentar tendência estocástica causando problemas na estimação dos parâmetros do sistema. Podemos reescrever esse sistema na forma de Correção de Erros – CE ou VEC, da seguinte forma:

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

em que $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i$ e $\Gamma_j = \sum_{i=j+1}^p A_i$, $j = 1, \dots, p-1$.

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 representa um vetor de cointegração de y_t .

Suponha que o rank 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. É o equivalente a assumir que Δy_t tem uma representação de médias móveis com uma soma finita de coeficientes e, portanto uma variância finita. Assim, 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 uma componente de tendência e outro de ciclo (Beveridge-Nelson (1981), Stock e Watson (1988)). Esta representação define a componente de tendência como um random walk e a componente cíclica 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 random walk, enquanto c_{it} é $I(0)$ e serialmente correlacionado. Portanto,

$$\begin{aligned} E_t(w_{it+k}) &= w_{it} \\ E_t(c_{it+k}) &\rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \\ E_t(y_{it+k}) &= w_t \text{ quando } k \rightarrow \infty \end{aligned} \tag{5}$$

As séries que são estacionárias não têm o componente de tendência e as séries que são puramente random walk não tem o componente cíclico. 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 random walk teve incrementos imprevisíveis.

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

$$y_t = w_t + c_t \tag{6}$$

tal que

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

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 γ_p' α_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 random walk³, 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.

3. 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, $\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j$.

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 a componente cíclica; 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)

$$\begin{aligned}\tilde{\alpha}'\Pi &= 0 \rightarrow \tilde{\alpha}' \cdot \gamma \cdot \alpha' = 0_{s \times n} \\ \tilde{\alpha}'\Gamma_i &= 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1.\end{aligned}\tag{11}$$

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 (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

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

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 random walk 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.

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

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

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 $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]$. Note que $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]\Delta y_t$ é ainda um ruído branco, já que qualquer combinação linear de um ruído branco é um ruído branco.

Considere o seguinte sistema:

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

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 $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}]\Delta y_t$ 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 $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ invertível, 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

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

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 random walk, 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.

5. TESTES E ESTIMATIVAS

Neste capítulo 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, pois estes possuem recursos que possibilitam a inclusão de quebras estruturais nos testes univariados e multivariados.

A partir desses resultados, o nosso próximo passo será estimar o modelo dado pela equação (3) que potencialmente pode ser decomposto em componentes de tendências e ciclos comuns. Há três importantes parâmetros que devem ser determinados dos dados. O primeiro é a ordem de defasagem do modelo p . O segundo é r , que é o rank do espaço de cointegração, que também determina o número de tendências comuns ($N - r$). O terceiro é o rank do espaço de co-característica s , que determina o número de ciclos comuns ($N - s$). A estimação do modelo de tendências e ciclos comuns foi realizada através do software RATS, por meio do algoritmo desenvolvido por Anders Warne¹.

5.1. 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. A partir disso, incluímos uma dummy, com valor 1 iniciando no primeiro trimestre de 2002 até o quarto trimestre de 2010 e o valor 0 no restante da séries. No caso da série do Brasil observamos uma quebra na tendência no segundo semestre de 2002. Da mesma forma, aplicamos uma dummy, com o objetivo de captar os efeitos da quebra e obtermos uma melhor estimativa dos testes realizados.

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

A quebra na tendência da Argentina é reflexo da crise econômica vivida pelo país naquele ano. Quanto à quebra na série brasileira, essa é explicada pelos efeitos da crise internacional de 2001 (Argentina) e das eleições que ocorreram em outubro de 2002 que levaram a um aumento no nível de preços da economia. Na tabela 1, apresentamos os resultados do teste

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).

Os resultados indicam que não devemos rejeitar a hipótese de raiz unitária nas variáveis, ou seja, as variáveis do modelo não são estacionárias. 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 no teste. 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 com a variável 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.

5.2. Análise de Cointegração

Após determinarmos que as variáveis em estudo são integradas de primeira ordem, o nosso próximo passo é testar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre as variáveis. Essa relação de equilíbrio se refere 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). O resultado do teste é apresentado 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 que existe 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.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Podemos interpretar os coeficientes do vetor de cointegração como a elasticidade de longo prazo entre as variáveis (Tavares, 2009 e Hernández, 2003). Tendo a seguinte representação, $\log\text{Bra} = 0.55*\log\text{Arg}$. Portanto, 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. Se realizarmos um teste t para significância do valor desse coeficiente, podemos rejeitar a hipótese nula de não significância para valores críticos de 99%. Isso implica 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.

5.3. Teste de Ciclos Comuns

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

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

dado 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 no 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 . Como resultado, pelo critério de Akaike temos 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 seja definido da seguinte forma

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

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.

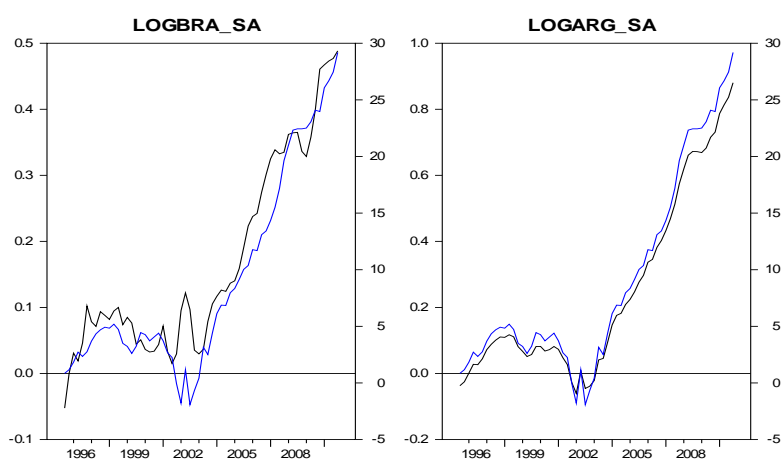
5.4 Tendências e ciclos comuns

Como determinado no capítulo anterior, um vetor de variáveis não estacionárias pode ser decomposto em um componente permanente e um componente transitórios. A decomposição é realizada considerando uma tendência estocástica comum e um ciclo comum entre as variáveis. Além disso, incluímos uma *dummy* para a presença de quebra estrutural. 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. Estimamos o vetor que mede o efeito de longo prazo da tendência estocástica sobre as variáveis do modelo

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

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 pode ser visto na figura 2 e também é confirmado pela decomposição da variância do erro de previsão apresentado na tabela 5.

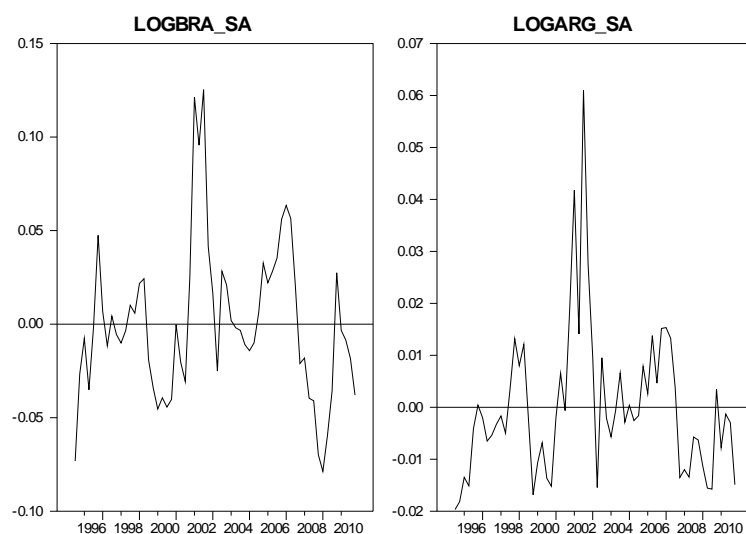
Figura 4 - Tendência Comum entre Brasil e Argentina



Fonte: Elaboração do autor

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 5 - Componente transitório do PIB



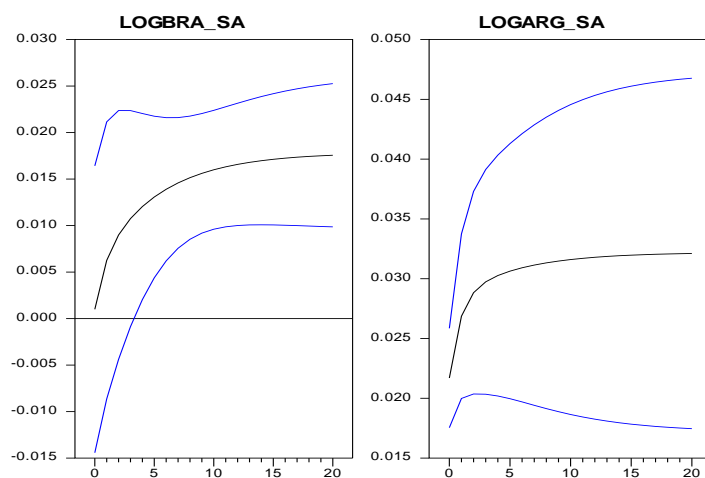
Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura 3 mostra que o comportamento da 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 inflexão³ para o período de maior recessão brasileiro 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.

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.

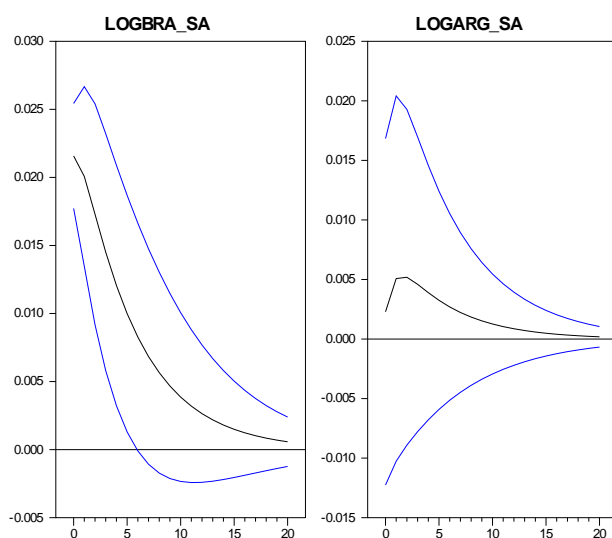
Figura 6 – Função Impulso Resposta nas inovações permanentes



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 a economia argentina.

Figura 7 – 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. 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.

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.

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)

* Os valores em parênteses são referentes ao erro padrão.

Fonte: elaboração do autor.

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% da flutuações são geradas por choques permanentes.

5.5 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 pode ser vista na tabela 7.

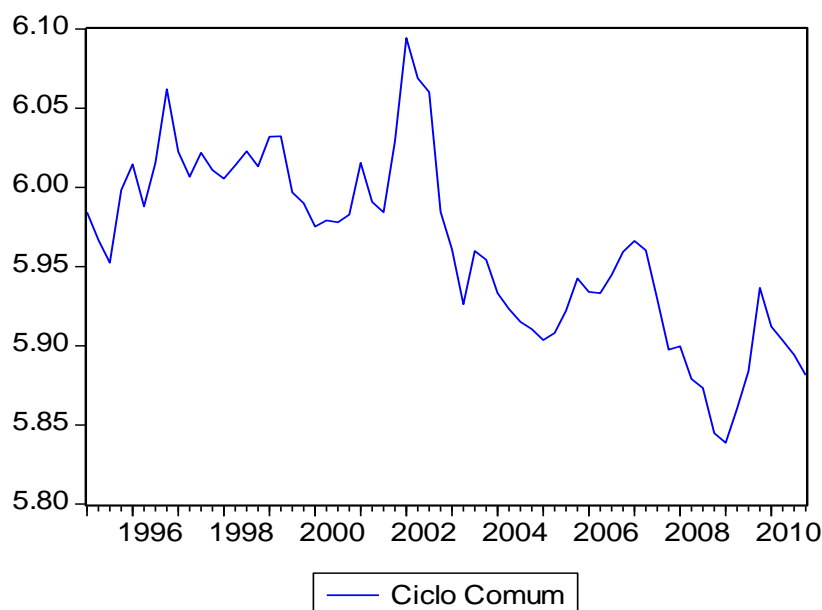
Tabela 7 - Decomposição Tendência - Ciclo

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 $\alpha' \cdot y_t$. A decomposição de tendência e ciclo de Beveridge-Nelson (1981), Stock e Watson (1988) também pode ser entendida através da decomposição de Wold que esta descrita no Apêndice 1. Na Figura 6 encontrasse o ciclo comum estimado.

Figura 8 – 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 tem uma maior importância na determinação do comportamento do ciclo comum. Podemos observar na Tabela 8 que o ciclo da Argentina é responsável por 69% das variações no ciclo comum, enquanto que o Brasil é responsável por 18% da variação no ciclo comum. Ou seja, mesmo as variações do produto brasileiro sendo mais influenciada pelo componente transitório, essa volatilidade tem menos importância na determinação do ciclo comum. Podemos observar também uma correlação de aproximadamente 12% 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. Isso possibilitou a extração da tendência e do ciclo comum entre as séries. O PIB brasileiro responde aos choques permanentes originados na economia argentina de forma positiva e responde de forma negativa aos choques transitórios. 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.

Os resultados da decomposição de Beveridge – Nelson mostram 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.

Uma possível extensão desse trabalho seria a aplicação do modelo de tendências e ciclos num modelo de crescimento com economia aberta entre o PIB, consumo e investimento do Brasil e os termos de troca (preço das exportações/preço das importações) com a Argentina.

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.
- 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.
- CAMPBELL, John Y.; MANKIW, 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.
- 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.

CLARK, Peter K. The Ciclical Component of U.S. Economic Activity. **The Quaterly Journal of Economics**, v. 102, n. 4, 1987.

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.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**, 3 ed. Univ. of Alabama. 2010.

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 Comparason 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.

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.

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.

APÊNDICE

Decomposição de Tendência e Ciclo.

Assumindo que y_t é um vetor composto por n variáveis $I(1)$, com uma representação de Wold definida por

$$\Delta y_t = C(L) \cdot \varepsilon_t \quad (1)$$

$$C(L) = \begin{bmatrix} 1 + \sum_{i=1}^{\infty} C_{11}^i L^i & \sum_{i=1}^{\infty} C_{12}^i L^i & \dots & \sum_{i=1}^{\infty} C_{1n}^i L^i \\ \sum_{i=1}^{\infty} C_{21}^i L^i & 1 + \sum_{i=1}^{\infty} C_{22}^i L^i & \dots & \sum_{i=1}^{\infty} C_{2n}^i L^i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=1}^{\infty} C_{n1}^i L^i & \sum_{i=1}^{\infty} C_{n2}^i L^i & \dots & 1 + \sum_{i=1}^{\infty} C_{nn}^i L^i \end{bmatrix} \quad (2)$$

em que $C(L)$ é uma matriz de polinomial no operador de defasagens, tal que com $C(0) = I_n$ e $\sum_{i=0}^{p+1} j|C_j| < \infty$, e cada C_j é uma matriz $n \times n$. Por definição Δy_t é $I(0)$ e ε_t é um vetor $n \times 1$ estacionário com os valores do erro de previsão de y_t com relação a y_{t-1} .

Nós podemos reescrever a equação (1) como

$$\Delta y_t = C(1)\varepsilon_t + C^*(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

Dado que, $C_i^* = \sum_{j>i} -C_j$, para todo i . Em particular $C_0^* = I_n - C(1)$.

Se integrarmos ambos os lados da equação (2), temos que

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = T_t + C_t \quad (5)$$

A equação (4) é uma versão multivariada da decomposição de tendência e ciclos de Beveridge – Nelson (1981). As séries que compõem y_t são decompostas em uma parte composta só por termos random walk definida como tendência e numa parte estacionária denominada ciclo. As variáveis em y_t tem tendência comum se existem ($r < n$) combinações linearmente independentes que tornam y_t estacionário. Seja α'_{rxn} uma matriz composta pelos r vetores que devem satisfazer a seguinte propriedade

$$\alpha' C(1) = 0 \rightarrow \alpha' y_t = \alpha' \varepsilon_t$$

Dizemos que as variáveis têm ciclos comuns se existirem $s \leq n - r$ vetores linearmente independentes. Seja $\tilde{\alpha}'_{s \times n}$ uma matriz formada por esses vetores tal que a seguinte condição deve ser satisfeita.

$$\tilde{\alpha}' C^*(L) = 0 \rightarrow \tilde{\alpha}' y_t = \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s}$$

Dessa forma, cointegração e ciclos comuns implicam restrições nos elementos de $C(I)$ e $C^*(L)$, respectivamente.

ANEXO

Critério de seleção da defasagem do VAR.

Variáveis endógenas: LNBRA_SA LNARG_SA

Variável exógena: C D1

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	133.2101	NA	6.05e-05	-4.037814	-3.902884	-3.984658
1	290.4263	294.7806	5.04e-07*	-8.825823*	-8.555963*	-8.719512*
2	293.5157	5.599481	5.19e-07	-8.797366	-8.392576	-8.637899
3	294.6948	2.063338	5.67e-07	-8.709211	-8.169491	-8.496588
4	296.9867	3.867617	6.00e-07	-8.655834	-7.981183	-8.390055
5	298.6659	2.728693	6.48e-07	-8.583309	-7.773728	-8.264374
6	305.7482	11.06616*	5.91e-07	-8.679632	-7.735121	-8.307541

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Modelo VEC estimado

Erro padrão () & estatística t []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNBRA_SA(-1)	1.000000	
LNARG_SA(-1)	-0.553971 (0.05852) [-9.46694]	
C	-5.962549	
Error Correction:	D(LNBRA_SA)	D(LNARG_SA)
CointEq1	-0.165408 (0.05151) [-3.21126]	-0.156086 (0.05648) [-2.76362]
C	0.005718 (0.00291) [1.96733]	0.013269 (0.00319) [4.16374]
R-squared	0.144606	0.111274
Adj. R-squared	0.130583	0.096705
Sum sq. resids	0.032459	0.039026
S.E. equation	0.023068	0.025294
F-statistic	10.31220	7.637577
Log likelihood	149.0902	143.2868
Akaike AIC	-4.669530	-4.485294
Schwarz SC	-4.601494	-4.417258
Mean dependent	0.005718	0.013269
S.D. dependent	0.024740	0.026613

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.27E-07
Determinant resid covariance	3.06E-07
Log likelihood	293.6582
Akaike information criterion	-9.132005
Schwarz criterion	-8.927897
