



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE
E SECRETARIADO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

JOÃO PAULO MARTINS GUEDES

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMETRIA APLICADA

FORTALEZA – CE

2014

JOÃO PAULO MARTINS GUEDES

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMETRIA APLICADA

Tese de Doutorado submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof^o Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar

FORTALEZA – CE

2014

JOÃO PAULO MARTINS GUEDES

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMETRIA APLICADA

Tese de Doutorado submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, como requisito parcial na obtenção do título de Doutor em Ciências Econômicas, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita de acordo com as normas de ética científica.

Data de aprovação: ____/____/____

Profº Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar (Orientador)

Universidade Federal do Ceará – UFC

Dr. Nicolino Trompieri Neto (co-Orientador)

Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - IPECE

Profº Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (co-Orientador)

Universidade Federal do Ceará – UFC

Profº Dr. Marcelo Lettieri Siqueira

Universidade Federal do Ceará – UFC

Profº Dr. Frederico Alencar

Universidade Federal do Ceará – UFC

AGRADECIMENTOS

A DEUS, que me deu vida e inteligência, e que me dá força para continuar a caminhada em busca dos meus objetivos.

A minha mãe Fátima Martins Guedes, e a minha irmã, Jessica Martins Guedes de Souza, e aos outros familiares que me ensinaram a não temer desafios e a superar os obstáculos. A minha namorada Gabriela Queiroz pela paciência e apoio nos momentos de dificuldade.

Especialmente ao Prof. Ivan Castelar, pela dedicação na orientação desse trabalho e por acompanhar meu desenvolvimento acadêmico dentro da Universidade Federal do Ceará, tendo sido meu orientador no Programa Iniciação Científica (PIBIC), Monografia, Dissertação e Tese. E acima de tudo, por ser uma referência como profissional.

Aos co-Orientadores Nicolino Trompieri Neto e Roberto Tatiwa pelas discussões, colaborações e incentivos no desenvolvimento desse trabalho.

Aos membros da banca examinadora Marcelo Lettieri Siqueira e Frederico Alencar por seus comentários e sugestões feitas para a melhoria dessa tese.

A todos os funcionários do CAEN, principalmente Cleber, Carmem e Márcia por toda a ajuda e apoio.

Aos meus amigos Fabrício Machado, Anderson Passos, Thaisa Badagnan, Thibério Mota, Pedro Andrade, José Weligton, Candido Átila, Rafael Kloeckner, Paola Souza, Patrícia Simões, Leilyanne Viana e aos demais colegas do CAEN pelo incentivo e pela ajuda em momentos de dificuldade. A minha grande amiga Luciana Rodrigues por todo o apoio, ajuda, incentivo e pelos anos de amizade. Em especial para Rodolfo Costa, Edward Martins e Denílson Araújo pela colaboração e auxílio nos momentos de dificuldade.

A Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico – FUNCAP pela bolsa concedida durante o curso de doutorado.

E aos demais que não citei, mas que de alguma forma, contribuíram na elaboração dessa tese.

RESUMO

A presente tese é composta por três capítulos. O primeiro capítulo aplica o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) para analisar as mudanças na condução da política monetária brasileira durante o período de 2002 – 2013. Estimamos uma regra de Taylor *forward-looking*, a partir da metodologia proposta por Clarida *et. al.* (1999) e Conrad e Eife (2012) e uma meta de inflação implícita com base nos dados e nos parâmetros estimados da regra de Taylor. Os resultados indicaram a existência de três quebras estruturais nos parâmetros estimados da regra de Taylor, a primeira no ano de 2005, a segunda em 2008 e a última em 2011, evidenciando uma mudança na conduta da política monetária. Observamos que a política monetária foi utilizada como instrumento para estabilizar o produto, mas o BACEN vem dando uma maior importância ao hiato do produto nos últimos anos. No segundo capítulo aplica-se uma decomposição tendência e ciclo multivariado aos setores da economia brasileira, focando a análise nas relações entre os setores e na datação dos ciclos de negócios individuais. Utilizamos uma base de dados trimestrais composta pelo Produto Interno Bruto - PIB de cada setor, entre os anos de 1995 e 2013. Os resultados confirmam a existência de uma relação de equilíbrio de curto e longo prazo entre os setores e uma alta correlação entre as tendências setoriais. No terceiro capítulo testamos se um modelo neoclássico básico poderia explicar as flutuações macroeconômicas do consumo, investimento e produto *per capita* brasileiro entre 1991 e 2013. Utilizamos um arcabouço teórico fundamentado no modelo de crescimento neoclássico estocástico proposto por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991). As evidências empíricas estão de acordo com as suposições teóricas do modelo. As variáveis apresentam um comportamento de passeio aleatório e existe um equilíbrio de longo prazo entre elas, apontando uma relação de estacionaridade entre consumo – produto e investimento – produto. A hipótese de crescimento balanceado entre as variáveis foi verificada e representam um impacto positivo, significativo e de mesma magnitude sobre as variáveis.

Palavras chave: Regra de Taylor, Tendências comuns, Ciclos comuns, Setores, Crescimento Balanceado.

ABSTRACT

This thesis consists of three chapters. The first chapter applies the structural break of Bai and Perron (1998, 2003) test to analyze changes in the conduction of monetary policy during the period 2002-2013. Estimate a Taylor rule *forward-looking*, based on the methodology proposed by Clarida *et. al.* (1999) and Conrad and Eife (2012) and a target headline inflation based on the data and the estimated parameters of the Taylor rule. The results indicated the existence of three structural breaks in the estimated parameters of the Taylor rule, the first in 2005, second in 2008 and the last in 2011, indicating a change in the conduct of monetary policy. We observed that monetary policy was used as a tool to stabilize the product, but the Brazilian Central Bank has been giving less importance to the output gap in recent years. The second chapter applies a decomposition multivariate trend and cycle sectors of the Brazilian economy, focusing the analysis on the relations between the sectors and the dating of individual business cycles. We use a database of quarterly data for Gross Domestic Product - GDP of each sector, between years 1995-2013. The results confirm the existence of short and long term equilibrium among sectors and a high correlation between trends sector. In the third chapter we test whether a basic neoclassical model could explain Brazilian macroeconomic fluctuations in consumption, investment and product *per capita* between 1991-2013. We use a theoretical framework based on the stochastic neoclassical growth model proposed by King *et. al.* (1988a, 1988b) and King *et. al.* (1991). Empirical evidence is consistent with the theoretical assumptions of the model. The variables present behavior of random walk and there is a long-term equilibrium between them, pointing a stationary relationship between consumption - output and investment - product. The hypothesis of balanced growth between variables was checked and represent a positive, significant and of the same magnitude impact on the variables.

Keywords: Taylor Rule, Common Trends, Common Cycles, Sectors, Balanced Growth.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 - Expectativa de Inflação.....	19
Figura 1.2 - Taxa Selic	20
Figura 1.3 - Meta Anunciada e meta estimada	35
Figura 2.1 - Logaritmo do Produto Interno Bruto da Agropecuária, Indústria e Serviços	51
Figura 2.2 - Tendência Estocástica Comum e Agropecuária	66
Figura 2.3 - Tendência Estocástica Comum e Indústria.....	66
Figura 2.4 -Tendência Estocástica Comum e Serviços	66
Figura 2.5 - Tendências individuais dos setores.....	67
Figura 2.6 - Ciclos individuais	69
Figura 2.7 - Ciclos Comuns estimados.....	71
Figura 2.8 - Períodos de contração dos setores	75
Figura 3.1 - Comportamento temporal do logaritmo do produto <i>per capita</i> (<i>y</i>), consumo <i>per capita</i> (<i>c</i>) e investimento <i>per capita</i> (<i>i</i>).	105
Figura 3.2 - Tendência comum teórica e empírica	111
Figura 3.3 - Consumo, investimento, produto e tendência comum.....	112
Figura 3.4 - Impulso Resposta nas inovações permanentes	113
Figura 3.5 - Função Impulso Resposta na 1ª inovações transitórias	114
Figura 3.6 - Função Impulso Resposta na 2ª inovações transitórias	115

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 - Teste de raiz unitária.	27
Tabela 1.2 - Teste de raiz unitária com múltiplas quebras	28
Tabela 1.3 - Regra de Taylor Estimada	30
Tabela 1.4 - Meta anunciada e meta estimada.....	34
Tabela 2.1 - Teste de Raiz Unitária	60
Tabela 2.2 - Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural	61
Tabela 2.3 - Teste de Cointegração	62
Tabela 2.4 - Vetor de Cointegração Normalizado	63
Tabela 2.5 - Teste de Ciclos Comuns	64
Tabela 2.6 - Correlação entre a tendência comum e as tendências individuais.....	68
Tabela 2.7 - Correlação entre os ciclos comuns e os ciclos individuais.....	69
Tabela 2.8 - Estatísticas descritivas dos ciclos individuais e ciclos comuns.....	70
Tabela 2.9 - Causalidade de Granger entre os ciclos ¹	72
Tabela 2.10 - Causalidade de Granger entre as tendências ¹	72
Tabela 2.11 - Datação dos <i>turning points</i> dos ciclos de negócios nos setores brasileiros.....	74
Tabela 3.1 - Teste de Estacionaridade	107
Tabela 3.2 - Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural.....	109
Tabela 3.3 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão	116

SUMÁRIO

1. CAPÍTULO - REGRA DE TAYLOR E QUEBRA ESTRUTURAL NA ECONOMIA BRASILEIRA	11
1.1. INTRODUÇÃO.....	11
1.2. REVISÃO DE LITERATURA	12
1.3. METODOLOGIA	19
1.3.1. Séries de Tempo	19
1.3.2. Modelo Teórico	21
1.3.3. Teste de Bai – Perron para Quebra Estrutural dos Parâmetros.....	24
1.4. TESTES E ESTIMATIVAS.....	27
1.4.1. Teste de Raiz Unitária	27
1.4.2. Teste de Quebra Estrutural e Modelo Estimado	29
1.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
1.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICA	38
1.7. ANEXO	41
2. CAPÍTULO – TENDÊNCIA E CICLOS COMUNS ENTRE OS SETORES NO BRASIL	42
2.1. INTRODUÇÃO.....	42
2.2. REVISÃO DE LITERATURA	44
2.3. MODELO ECONOMETRICO	49
2.3.1. Séries de Tempo	49
2.3.2. Teste de Raiz Unitária	51
2.3.3. Cointegração e co-movimentos de longo prazo	52
2.3.4. Ciclos Comuns.....	56
2.3.5. Decomposição tendência e ciclo individual	58
2.3.6. Teste para a existência de ciclos comuns	59
2.4. RESULTADO DOS TESTES E ESTIMAÇÃO	59
2.4.1. Teste de Ciclos Comuns	64
2.4.2. Análise de co-movimentos de longo prazo.....	65
2.4.3. Ciclos individuais e ciclos comuns estimados.....	69
2.4.4. Datação dos ciclos de negócios setoriais.....	73
2.5. CONCLUSÕES.....	76
2.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS.....	78
ANEXO - 1.....	82

3. CAPÍTULO - CRESCIMENTO BALANCEADO E O EFEITO DOS CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA.....	83
3.1. INTRODUÇÃO.....	83
3.2. LITERATURA EMPÍRICA	85
3.3. MODELO TEÓRICO E INSTRUMENTAL ECONOMETRICO	89
3.3.1. Modelo básico de crescimento neoclássico	90
3.3.2. Modelo de crescimento com tendência estocástica	95
3.3.3. Cointegração e Crescimento balanceado	98
3.4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	104
3.4.1. Base de Dados	104
3.4.2. Análise de estacionaridade	106
3.4.3. Restrição teórica e teste de cointegração	108
3.4.4. Crescimento balanceado e os choques de produtividade.....	110
3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	117
3.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS.....	119

1. CAPÍTULO - REGRA DE TAYLOR E QUEBRA ESTRUTURAL NA ECONOMIA BRASILEIRA

1.1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos houve um desenvolvimento na literatura econômica com o objetivo de identificar e estimar uma função de reação do Banco Central, que mostre como a autoridade monetária determina a taxa de juros básica da economia. Vários trabalhos podem ser encontrados na literatura internacional e na literatura aplicada para a economia brasileira, tentando descrever como a taxa de juros definida pelo Banco Central se comporta ao longo do tempo, dentro de um regime de metas inflacionárias.

No regime de metas de inflação, a autoridade monetária define a meta de inflação da economia e precisa atuar de forma autônoma e transparente no intuito de obter a estabilidade dos preços. Dessa forma, a política monetária se torna mais previsível aos agentes econômicos, ajudando a controlar as expectativas quanto aos rumos da política monetária. Tendo como objetivo a meta inflacionária, o Banco Central deve agir nos diferentes cenários macroeconômicos e responder aos diversos tipos de choques oriundos de outros países para manter a inflação baixa e próxima da meta estabelecida.

A regra de Taylor é uma função bastante trabalhada na literatura econômica. No modelo proposto por Taylor (1993), o governo ajusta a taxa de juros nominal em resposta aos desvios da inflação com relação a meta e aos desvios do produto com relação ao produto potencial. Ou seja, se o objetivo da autoridade monetária é a estabilidade do produto, a taxa de juros deve aumentar sempre que o produto corrente for superior ao produto potencial e sempre que a inflação corrente for maior do que a meta de inflação.

Outra teoria que ganhou destaque na literatura foi a proposta por Clarida *et. al.* (1999) que desenvolve um modelo Novo-Keynesiano com preços rígidos, para determinar uma regra de decisão ótima de política monetária. Nesse trabalho, a economia é representada por uma Curva IS, por uma Curva de Phillips e por uma função perda do Banco Central que mostra como o Banco Central determina a taxa de juros nominal ótima da economia.

Na literatura internacional, podemos destacar os trabalhos de Clarida e Waldman (2008) e Orphanides (2004) que utilizam uma regra de Taylor incorporando os valores futuros

esperados da inflação e o hiato do produto na determinação da taxa de juros corrente. Nesses trabalhos, o Banco Central leva em conta os desvios da expectativa inflacionária com relação à meta, na decisão de sua política monetária ótima.

A literatura brasileira é bastante rica em trabalhos aplicados, que tem como objetivo, determinar qual a regra de política monetária seguida pelo Banco Central do Brasil. Dentre eles, podemos destacar os trabalhos de Balbino *et. al.* (2011), que analisa a evolução da política monetária a partir da implantação do regime de metas de inflação, utilizando Vetores Autoregressivos com parâmetros variando no tempo; Aragón e Portugal (2010), que testam a existência de assimetria na função de reação do Banco Central; o trabalho de Palma e Portugal (2011) que estima a função de reação baseada no modelo Novo – Keynesiano com expectativas; e outros trabalhos que são referência na área, como os de Teles e Zaidan (2007) e Minella *et. al.* (2002).

Analisando o comportamento da inflação brasileira nas últimas décadas, podemos observar que após a implantação do regime de metas inflacionárias em 1999, temos uma inflação baixa, quando comparada aos anos anteriores. Diante do que foi exposto, os objetivos deste ensaio são: estimar uma regra de Taylor *forward-looking*, a partir da metodologia proposta por Clarida *et. al.* (1999) e Conrad e Eife (2012) e verificar se ocorreram mudanças na condução da política monetária brasileira entre 2002 e 2013, através do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003). O segundo objetivo, é estimar uma meta de inflação com base nos dados e nos parâmetros estimados da regra de Taylor e verificar se a meta estimada condiz com a meta anunciada pelo Banco Central.

O presente ensaio está dividido em 4 seções, além dessa introdução. Na seção 2, apresentamos a revisão de literatura com trabalhos aplicados; na seção 3, descrevemos o modelo teórico e os testes empregados; na seção 4, temos os resultados da estimação do modelo e dos testes de quebra estrutural. Por fim, temos as considerações finais do ensaio.

1.2. REVISÃO DE LITERATURA

Nos últimos anos houve um aumento na quantidade de trabalhos com o objetivo de identificar como as autoridades monetárias brasileiras tomam as decisões para determinar a taxa de juros vigente na economia. As metodologias empregadas nessas análises são as mais diversas, alguns autores trabalham com modelos com parâmetros variando no tempo; modelos

com efeito limiar; janelas variando no tempo; e Mínimos Quadrados Ordinários. Nessa revisão de literatura, fazemos um apanhado dos principais trabalhos aplicados para a economia brasileira nos últimos anos.

No trabalho de Neto e Portugal (2007), o objetivo é estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil - BC para dois períodos e verificar se durante as mudanças que ocorreram na presidência do BC houve uma mudança no processo de tomada de decisão da taxa de juros dentro de um regime de metas de inflação. O foco da análise compara o período que Armínio Fraga e Henrique Meireles presidiram o BC através de uma Regra de Taylor. No modelo foram utilizadas as variáveis expectativas inflacionárias, Selic, hiato do produto, taxa de câmbio e duas especificações diferentes de hiato inflacionário (expectativa de inflação menos a meta de inflação): a primeira baseada na sugestão do trabalho de Minella *et. al.* (2002), que calcula uma média ponderada dos desvios da inflação corrente e da inflação esperada da meta de inflação; a segunda estabelece que a autoridade monetária renuncia à meta do ano corrente depois do mês de julho e começa a partir daí a perseguir a meta do ano seguinte. Além disso, também foram incluídas variáveis dummy para capturar mudanças no comportamento da taxa de juros entre os períodos com diferentes presidentes do BC.

Os resultados da estimação por MQO mostraram uma continuidade na política monetária entre a gestão Fraga e a gestão de Meireles, que acabou gerando um impacto positivo na estabilidade do sistema de metas de inflação. Outros resultados revelaram que existiu um processo “smoothing” de mudanças na taxa de juros, ou seja, as mudanças na taxa de juros são feitas de forma gradual; e que o hiato do produto é significativo e estável, indicando a manutenção do papel do excesso de demanda no comportamento dos preços em ambas as administrações.

Medeiros e Aragón (2010) estimam uma função de reação com parâmetros variando no tempo para analisar possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira durante o regime de metas de inflação no período de janeiro de 2000 até dezembro de 2011. Os dados incluídos no trabalho são: Selic, IPCA, metas de inflação, inflação esperada, hiato do produto medido pela diferença percentual do índice de produção industrial e o produto potencial, e por um conjunto de variáveis instrumentais como taxa de câmbio, dummies e várias defasagens das variáveis já descritas. A estrutura da economia determinada pelos autores é aquela apresentada em CLARIDA *et al.*, (1999), que apresenta um modelo Novo - Keynesiano com preços rígido onde a economia é representada por três componentes: uma

curva IS, uma curva de Phillips e uma regra ótima de política monetária, que determina como o banco central escolhe a trajetória ótima da taxa de juros.

A estimação da função de reação foi feita por Máxima Verossimilhança - MV em dois passos: o primeiro estimando a função por MQO ou Máxima Verossimilhança e obtendo os erros de previsão padronizados e no segundo passo, estimando via filtro de Kalman. Os resultados da estimação indicaram que as reações do BC à inflação e ao hiato do produto mudaram ao longo do tempo. A resposta da taxa de juros à inflação variou bastante ao longo do tempo, mesmo apresentando uma tendência de queda a partir de 2003. Observou-se que quanto maior o desvio da inflação em relação a meta, maior a resposta da política monetária e que o BC tem respondido mais fortemente à inflação esperada do que a inflação corrente, refletindo um comportamento *forward-looking* das autoridades monetárias.

Uma função de reação estimada via modelos Auto-regressivos com efeito Limiar para economia aberta foi a metodologia empregada por Salgado *et. al.* (2005) para analisar o comportamento do BC entre agosto de 1994 e dezembro de 2000. O objetivo é investigar mudanças de regime na determinação da taxa de juros brasileira, a partir de dados mensais da Selic, do hiato do produto obtido através do filtro Hodrick – Prescott (HP) da série de produção industrial, do Índice Geral de Preços e das reservas internacionais. Foram estimados dois modelos, um linear e outro não-linear para o período analisado. Como resultado, os autores encontraram que a taxa de juros é ajustada pelas autoridades monetárias de forma gradual e que os efeitos das mudanças nas reservas internacionais são mais importantes para a função de reação em períodos de crise. Quanto aos modelos, observou-se que o modelo não-linear é uma forma mais conveniente de explicar a função de reação do BC.

Um modelo não-linear também foi utilizado por Aragón e Portugal (2010) para testar a hipótese de assimetria na função de reação do Banco Central brasileiro durante o regime de metas de inflação. A estrutura da economia segue aquela proposta por Clarida *et. al.* (1999) em que a economia é representada por uma curva IS, uma curva de Phillips e por uma função perda do Banco Central. As séries temporais do modelo são: a inflação, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA; a meta de inflação; o hiato do produto, criado a partir da série do índice de produção industrial, por meio do filtro HP; uma variável que representa o hiato inflacionário, que foi obtida segundo a metodologia proposta por Minella *et. al.* (2003); e uma dummy para captar o aumento ocorrido na Selic no final de 2002 e começo de 2003. Os dados tem periodicidade mensal entre janeiro de 2000 e outubro de 2007 e o método de estimação empregado foi o Método de Momentos Generalizado - GMM.

No período de 2000 a 2007 observou-se que a decisão das autoridades de política monetária podem ser caracterizadas por um comportamento não-linear para decisões com relação à inflação, porém linear com relação ao hiato do produto. Nesse período, foram encontradas evidências que as autoridades monetárias têm mais aversão a desvios negativos do hiato inflacionário do que a desvios positivos, ou seja, as autoridades reagem com mais intensidade há uma situação em que a inflação está abaixo da meta do que naquela em que a inflação está acima da meta. Esse comportamento, segundo os autores, pode resultar das decisões nos períodos de forte crise em 2001 e 2002.

Uma regra de Taylor foi estimada para o Brasil no período de 1999 à 2005 por Soares e Barbosa (2006). Nesse trabalho, os autores consideraram um modelo *forward-looking* da regra de Taylor para uma pequena economia aberta, considerando tanto a taxa de juros de longo prazo quanto a meta de inflação variáveis no tempo. A Selic, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, o índice de produção industrial (*proxy* para o produto real), a taxa de câmbio real efetiva, a taxa de juros real do FED e o risco país (usados como *proxy* da taxa de juros real de longo prazo), e duas variáveis que medem o desvio inflacionário (hiato inflacionário) – uma feita pelo método proposto por Clarida *et. al.* (1998) e a outra proposta por Minella *et. al.* (2002) são as variáveis utilizadas para a estimação do modelo via Mínimos Quadrados Ordinários de dois estágios.

Conclui-se nesse trabalho que o BC ajusta a taxa de juros de maneira gradual, que o BC vem reagindo agressivamente aos desvios entre a expectativa inflacionária e a meta após a implantação do regime de metas inflacionárias. A taxa de câmbio real mostrou-se significativa e a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo variam ao longo do tempo.

Utilizando um modelo Novo Keynesiano com expectativas *forward-looking*, Palma e Portugal (2011) estimam as preferências do Banco Central do Brasil durante o regimes de metas de inflação. O objetivo é verificar se o cenário corrente da política monetária brasileira é compatível com um regime discricionário (*discretionary*) ou um regime regra (*commitment*)¹. A base de dados do trabalho tem periodicidade trimestral de janeiro de 2000 até dezembro de 2010 e é composto pelo hiato do produto (obtido através do filtro Hodrick-Prescott aplicado a série de PIB), Selic e IPCA. Dois modelos foram estimados, um para cada especificação

¹ No regime de *Commitment* a otimização da função de preferência do Banco Central ocorre apenas uma vez e os agentes internalizam os efeitos dessa escolha. Já no regime *discretionary*, a autoridade monetária otimiza suas preferências em cada período e toma as expectativas dos agentes como dadas.

(*discretionary* e *Commitment*) e os resultados revelaram que os dados são mais consistentes com um regime *discretionary*, ou seja, que as metas podem ser ajustadas a medida que choques adversos afetam a economia. Os parâmetros estimados do hiato do produto e da taxa de juros *smoothing* (suavizada, gradual) foram significantes, mostrando uma preocupação das autoridades em manter a estabilidade do produto e não causar fortes impactos na economia através de aumentos graduais da taxa de juros.

No trabalho de Policano e Bueno (2006), estimou-se uma função de reação por Parâmetros Variantes no Tempo - TVP com o objetivo de analisar os parâmetros de política monetária e identificar se houve mudanças no comportamento do Banco Central do Brasil no período de 1995 a 2005. Foram feitas duas estimações com dados mensais, uma cobrindo o período de 01/1995 – 10/2005 e a outra para o período de 01/2000 – 10/2005, por Máxima Verossimilhança pelo Filtro de Kalman, utilizando a Selic, o hiato do produto (obtido via filtro Hodrick-Prescott aplicado à série de produção industrial), a taxa de câmbio, as reservas cambiais, o desvio da expectativa de inflação e o IPCA. O modelo teórico estimado é o modelo de otimização intertemporal de preferências sujeito às restrições da curva de Phillips e por uma curva de Demanda Agregada.

Os parâmetros estimados por TVP indicaram a presença de uma variação nos coeficientes ao longo do tempo nas duas estimações. Observou-se que a política monetária se comportou de maneira distinta entre os períodos de câmbio administrado e câmbio flutuante. No período de câmbio fixo, o BC deu uma maior atenção ao hiato do produto e a taxa de juros teve um comportamento cíclico, sendo maior nos períodos de menor crescimento do produto e menor nos períodos de maior crescimento do produto. Já com câmbio flutuante e após adotar o regime de metas de inflação, a política monetária passou a se concentrar no desvio das expectativas em relação à meta.

Balbino *et. al.* (2011) investigam a evolução da política monetária desde a implantação do regime de metas de inflação até 2009 e avaliam se houve, nesse período, uma mudança na condução das políticas entre a gestão Armínio Fraga e Henrique Meireles, por meio de uma simulação de Monte Carlo com regimes de *Markov* para estimar um modelo estrutural de Vetores Autoregressivos com Parâmetros Variando no Tempo – TVP que incorporam a possibilidade de os parâmetros da matriz de variância e covariância variarem ao longo do tempo. Com dados trimestrais do hiato do produto, IPCA e Selic, os autores estimaram uma regra de política monetária seguida pelo Banco Central do Brasil, derivada a partir de um modelo de economia composto por uma equação IS intertemporal e uma curva de Phillips

Novo-Keynesiana. A análise revelou que na gestão A. Fraga, no período de 1999-2001, a reação da taxa de juros à inflação ficou abaixo da necessária para estabilizar a inflação, mas que durante a crise cambial de 2002 a taxa de juros respondeu de acordo com as condições de equilíbrio (princípio de Taylor). A gestão de H. Meireles revelou-se ser mais rigorosa na condução da política monetária do que aquela apresentada na gestão A. Fraga, principalmente após 2008.

No trabalho de Oliveira e Aragón (2011) estimou-se uma regra de Taylor dentro do regime de metas de inflação e aplicou diferentes testes de quebra estrutural para verificar a existência de mudanças na dinâmica da taxa de juros no Brasil entre os anos de 2000 e 2009. Foram utilizados dados mensais da Selic, do índice de produção industrial, da taxa de câmbio comercial e o desvio da meta. Os testes de quebra realizados foram o Teste de Chow e de Quandt - Andrews. Os resultados do teste de Chow evidenciaram que para os períodos estabelecidos *a priori*, 12/2002 e 12/2003, existem mudanças estruturais nos parâmetros da regra de Taylor. Já os resultados do teste de Quandt - Andrew não revelaram a existência de quebras nos coeficiente estimados. Outro resultado encontrado foi que a política monetária, adotada no período analisado, foi relativamente forte no intuito de controlar a inflação, tendo reagido mais sensivelmente aos desvios da meta de inflação do que aos desvios do hiato do produto.

Teles e Zaidan (2007) testaram o princípio de Taylor incorporando uma relação não linear entre inflação e o instrumento de política monetária, para 12 economias emergentes² que adotam o regime de metas inflacionárias, dentre elas, encontra-se o Brasil. O modelo teórico empregado baseia-se numa economia representada por uma curva de Phillips novo – Keynesiana e uma curva IS intertemporal, para encontrar uma função de reação, que será estimada por meio de um modelo de *State-Space* com parâmetros variantes no tempo. Para verificar a eficiência da regra de política testou-se a estacionaridade do hiato inflacionário usando o teste de raiz unitária com *Threshold*. As séries de inflação, metas inflacionárias, taxa de juros e hiato do produto, adotados nesse trabalho, tem periodicidade mensal e se iniciam a partir da data que as respectivas economias aderiram ao regime de metas inflacionárias até julho de 2007. O resultado do teste de raiz unitária para a economia brasileira revelou que houve períodos em que o princípio de Taylor foi respeitado e períodos que esse princípio não foi respeitado. As evidências encontradas pelos autores, para todos os países, afirmam que os

² Além de Brasil, também foram analisadas as economias de Chile, Colômbia, Hungria, Israel, México, Peru, Filipinas, Polônia, África do Sul, Tailândia e Turquia.

desvios do hiato inflacionário são estacionários quando os Bancos Centrais cumprem com o princípio de Taylor.

Andrade (2011) faz análise da política monetária brasileira e da abertura econômica com o objetivo de verificar se a abertura econômica é capaz de afetar a dinâmica inflacionária e a forma como a política monetária brasileira é conduzida. O autor estima uma regra de Taylor incluindo uma variável que represente a abertura comercial e uma curva de Phillips com dados mensais num período que se inicia em janeiro de 2001 até dezembro de 2010. As variáveis do modelo são: Selic, IPCA, IPCA – livre, expectativas de inflação, metas de inflação, repasse cambial, preço de commodities, índice de produção industrial e produção industrial americana. A variável que mede a abertura comercial é construída a partir da razão entre a soma das exportações de bens e importações de bens e o produto doméstico. A regra de Taylor foi estimada pelo método de Janelas Móveis (*Moving Windows*) e Parâmetros Variantes no Tempo – TVP. Os resultados das estimações por TVP e Janelas Móveis não forneceram indícios de que a abertura econômica e o hiato do produto estrangeiro influenciam a política monetária brasileira.

Essa revisão de literatura nos mostra que não existe um consenso quanto à metodologia que devemos utilizar para estimar uma regra de Taylor. Vários trabalhos apresentados aqui partem de uma função de reação do Banco Central, baseadas em modelos *forward-looking* ou *backward-looking*. Com base nessa vasta literatura aplicada para a economia brasileira, nosso trabalho sugere a utilização de uma regra de política monetária *forward-looking* para analisar se houve mudanças na condução da política monetária brasileira entre os anos de 2002 e 2013. Esse trabalho aplica uma metodologia ainda não empregada pela literatura nacional que permite estimar uma meta de inflação com base nos dados e nos parâmetros estimados. Além disso, empregamos um teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998), que é robusto a problemas de heterocedasticidade e autocorrelação que permite estimarmos endogenamente possíveis datas de mudança estrutural. Na próxima seção, apresentamos o modelo teórico e o teste proposto para verificar a existência de mudanças na condução da política monetária brasileira.

1.3. METODOLOGIA

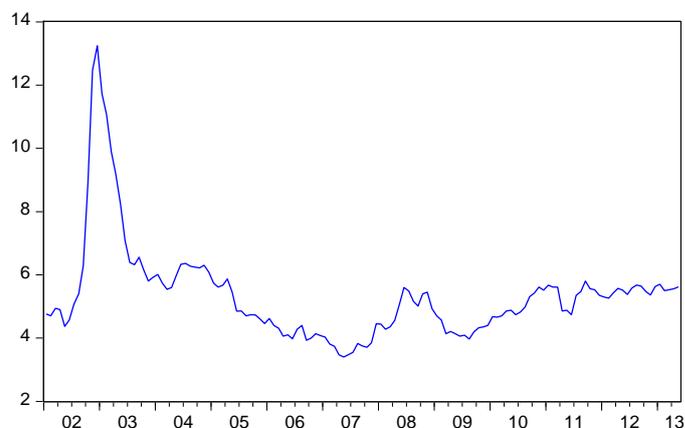
Nessa sessão, apresentamos a metodologia empregada para verificar se o Banco Central do Brasil mudou a condução da política monetária brasileira entre 2002 e 2013. Serão descritos abaixo as séries de tempo, a regra de política monetária *forward - looking*, o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003) e a forma de calcularmos a meta “implícita” de inflação.

1.3.1. Séries de Tempo

Para estimarmos a regra de política monetária para a economia brasileira, fizemos uso das séries de expectativa inflacionária, produto interno bruto e Selic. O período analisado se inicia em janeiro de 2002 e se estende até maio de 2013, com dados mensais obtidos no site do IPEADATA. No total, temos 137 observações para todas as séries. A escolha desse período se dá devido à disponibilidade de dados para a expectativa média de inflação que é fornecida pelo boletim Focus do Banco Central do Brasil.

A série de expectativa inflacionária utilizada foi a expectativa média de inflação do Índice de Preço Consumidor Amplo - IPCA, taxa acumulada para os próximos doze meses. A trajetória temporal da variável é apresentada na figura 1.1.

Figura 1.1 - Expectativa de Inflação

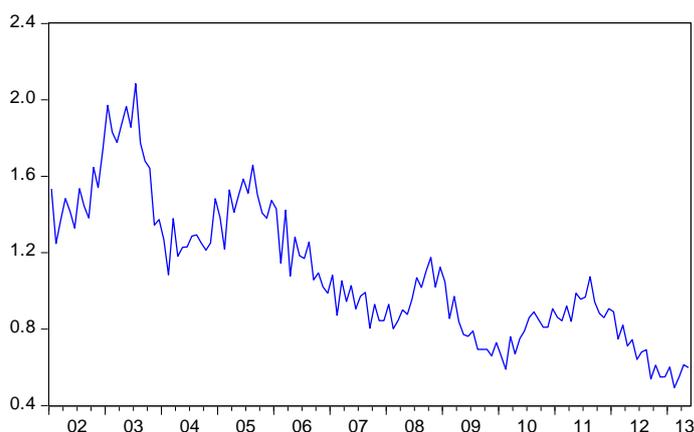


Fonte: Ipeadata. Elaborado pelo autor.

Observamos que no final do ano de 2002 houve um grande aumento na expectativa de inflação dos agentes, possivelmente devido às expectativas quanto a condução da economia pelo novo governo e pelo grande aumento da inflação que ocorreu naquele ano. Após esse período, as expectativas caem até o menor patamar em 2007 e depois volta a crescer, tendo um grande aumento em 2008, mesmo período que ocorreu a crise internacional. Em 2011, ocorreu uma pequena queda, mas as expectativas voltaram a crescer no segundo semestre daquele mesmo ano e continuam crescendo até maio de 2013.

A taxa de juros utilizada e definida como o instrumento de política monetária é a taxa Selic. Essa taxa apresenta, dentro do período de análise, um comportamento decrescente a partir de 2003, mas com aumentos significativos nos anos de 2002, 2005, 2008 e 2011, como podemos observar na figura 1.2.

Figura 1.2 - Taxa Selic



Fonte: Ipeadata. Elaborado pelo autor.

A última variável do modelo é o hiato do produto. Para construir essa série, usamos o Produto Interno Bruto – PIB, deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA. Para construir o hiato do produto, que é a diferença entre o produto corrente e o produto potencial, aplicamos o filtro Hodrick – Prescott (HP) ao logaritmo do PIB e obtemos a série de produto potencial. A partir daí, calculamos a diferença entre o log do PIB e o produto potencial e chegamos ao hiato do produto.

Após definirmos as séries incluídas no modelo, nosso próximo passo foi verificar se as variáveis são estacionárias. Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na sessão Testes e Estimações.

1.3.2. Modelo Teórico

A regra de política monetária empregada nesse trabalho é uma regra de Taylor linear *forward-looking* aplicada para um regime de metas inflacionárias. Essa equação segue a estrutura apresentada em Conrad e Eife (2012) e Clarida *et. al.* (2008)³. Na regra de política apresentada na equação (1), o instrumento de política, ou seja, a taxa de juros é uma função linear do hiato da expectativa inflacionária e do hiato do produto.

$$\dot{i}_t = \gamma_0 + \gamma_\pi (E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \gamma_y y_t \quad (1)$$

O termo $\bar{\pi}_j$ ($j = 1, \dots, J$) representa os diferentes regimes de metas de inflação definidos pelo banco central no decorrer do tempo. O termo $(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j)$, é o hiato da expectativa inflacionária dentro de cada regime j e corresponde à diferença entre a expectativa formada no período t para a inflação no período $t+1$ e a meta de inflação em t ; e o termo y_t , representa o hiato do produto no tempo t . Dessa forma, a taxa de juros no período t responde aos desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação, e aos desvios do produto corrente com relação ao produto potencial.

A Regra de Taylor nessa versão *forward-looking*, mostra que a regra de política, responde aos valores correntes do hiato do produto e aos desvios da expectativa inflacionária da meta inflacionária. Observe também que, se os valores da expectativa de inflação e do hiato forem iguais às suas respectivas metas; ou seja, se a expectativa inflacionária for igual a meta definida pela autoridade monetária, e se o produto for igual ao produto potencial, então a taxa de juros é igual a constante γ_0 . Nesse caso, a constante é considerada a taxa de juros nominal desejada pela autoridade monetária.

³ A regra de Taylor apresentada em Clarida e Waldman (2008) é especificada para uma economia aberta. A regra utilizada nesse trabalho é uma versão para economia fechada.

Os coeficientes do hiato do produto (γ_y) e do hiato da expectativa de inflação (γ_π) são, por hipótese, positivos tais que, ($\gamma_y > 0$) e ($\gamma_\pi > 1$). Essas hipóteses são necessárias para uma solução estável do modelo e pode ser observada na regra de Taylor para a taxa de juros real, equação (2) abaixo.

Podemos tirar algumas conclusões dessas hipóteses: Se o objetivo do governo for o controle da expectativa inflacionária, então, quando o nível da expectativa estiver acima da meta fixada pela autoridade monetária, o banco central deve subir a taxa de juros, implantando uma política contracionista, e se a expectativa estiver abaixo da meta, o banco central deve reduzir a taxa de juros com uma política expansionista.

Se o objetivo do banco central for o pleno emprego da economia, então a taxa de juros é reduzida quando a economia está abaixo do produto potencial e é elevada quando está acima do produto potencial.

Assumindo que a equação de Fisher⁴ é dada por $i_t = r_t + E_t\{\pi_{t+1}\}$, em que, a taxa de juros nominal é igual a soma da taxa de juros real (r_t) e da expectativa de inflação, e substituindo na equação (1), temos que:

$$r_t = (\gamma_0 - \bar{\pi}_j) + (\gamma_\pi - 1)(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \gamma_y y_t \quad (2)$$

O termo $(\gamma_0 - \bar{\pi}_j)$, na equação (2), representa o equilíbrio de longo prazo da taxa de juros real dentro de cada regime j .

De acordo com a equação (2), para que haja um aumento efetivo na taxa de juros real da economia, o coeficiente do hiato da expectativa inflacionária (γ_π) deve ser maior do que a unidade para que os desvios positivos da expectativa inflacionária com relação à meta aumentem a taxa de juros real. Ou seja, se γ_π for menor do que a unidade, desvios positivos da expectativa com relação a meta, levam à redução na taxa de juros real. Quando o hiato do produto é positivo, ou seja, quando o produto corrente é superior ao produto potencial, significa que a economia está produzindo além da sua capacidade, gerando pressões inflacionárias, então se espera que a taxa de juros da economia aumente. Dessa forma, o parâmetro do hiato do produto deve ser positivo.

⁴ Ver Conrad e Eife, 2012.

Portanto, quando as expectativas inflacionárias forem maiores do que a meta, a autoridade monetária deve aumentar a taxa de juros proporcionalmente, para que haja um aumento na taxa de juros real. Essa relação é chamada de Condição de Taylor.

Dentro dessa estrutura teórica, nosso objetivo é investigar se houve mudanças na condução da política monetária brasileira, dentro do período analisado, através do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003). A partir desses resultados, estimaremos uma meta de inflação “implícita” para o período. Essa meta de inflação “implícita” refere-se a meta de inflação revelada pelos dados e pela estimação do modelo. Essa estimação da meta será obtida da seguinte forma:

Rearranjando a equação (1) temos que,

$$i_t = (\gamma_0 - \gamma_\pi \bar{\pi}_j) + \gamma_\pi E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_y y_t \quad (3)$$

$$i_t = \alpha_0 + \gamma_\pi E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_y y_t \quad (4)$$

$$\hat{\alpha}_0 = \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_\pi \bar{\pi}_j \quad (5)$$

$$\hat{\pi}_j = \frac{\bar{y}_0 - \hat{\alpha}_0}{\hat{\gamma}_\pi} \quad (6)$$

Nosso objetivo é verificar se a meta de inflação anunciada pelo governo está de acordo com a meta verificada na estimação. Nossa estratégia é estimar a equação (4) e obter os valores estimados do intercepto e dos parâmetros da expectativa e do hiato. Após obter os coeficientes estimados da equação (6), estimamos a meta de inflação que é uma função de $\hat{\alpha}_0$ estimado; do coeficiente da expectativa estimado ($\hat{\gamma}_\pi$), ou seja, o peso que a autoridade monetária dá ao controle do hiato inflacionário; e do termo \bar{y}_0 , que é a taxa de juros média dentro de cada regime j . Observe que, quanto maior for o peso que a autoridade monetária põe sobre o hiato da expectativa inflacionária, menor é a meta que o banco central precisa seguir. Na subseção abaixo apresentamos o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003).

1.3.3. Teste de Bai – Perron para Quebra Estrutural dos Parâmetros

Após estimarmos os parâmetros, utilizaremos o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998) para verificar se houve mudanças na condução da política monetária durante o período de 2002 e 2013.

O teste de Bai e Perron (1998) é útil para nossa análise, porque permite que testemos a existência de mudanças estruturais nos parâmetros do modelo, dadas as diferentes especificações que estamos trabalhando, por exemplo: os erros apresentando autocorrelação e/ou heterocedasticidade⁵; as variáveis explanatórias tenham uma tendência determinística; inclusão de variáveis dependentes defasadas; e diferentes distribuições dos erros e dos regressores entre os diferentes regimes⁶. A descrição do teste é apresentada abaixo:

Considerando um modelo de regressão linear múltipla com m potenciais quebras (que produzem $m + 1$ regimes), podemos escrevê-la da seguinte forma

$$y_t = x'_t \beta + z'_t \delta_j + u_t \quad (7)$$

em que $j = 1, 2, \dots, m + 1$ e $t = T_j + 1, \dots, T_j$. Os índices T_1, \dots, T_m representam os pontos de quebra estrutural e são tratados como pontos desconhecidos a serem estimados. No modelo, y_t é o vetor de variável dependente; x_t e z_t são os vetores com variáveis explanatórias, com dimensão $(p \times 1)$ e $(q \times 1)$ respectivamente; β é o vetor de parâmetros, δ_j são os vetores de coeficientes para cada $j = 1, 2, \dots, m + 1$ e u_t é o vetor de distúrbios. Essa especificação do modelo é chamada de mudança estrutural parcial, porque estima conjuntamente os parâmetros desconhecidos β juntamente com os pontos de quebra para as T observações de y_t, x_t e z_t . Os parâmetros β não estão sujeitos a mudanças. Caso $p = 0$, então todos os parâmetros estão sujeitos a mudanças. Esse método consiste em estimar a regressão, descrita na equação (7), por Mínimos Quadrados Ordinários para cada partição (T_1, \dots, T_m) e obter as estimações dos parâmetros β e δ_j .

⁵ Diversos trabalhos que estimaram funções de reação do BACEN encontraram heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, dentre eles podemos citar: Aragón e Medeiros (2011), Salgado et. al. (2005) e Barcellos Neto e Portugal (2007).

⁶ Os regimes estão relacionados ao comportamento dos coeficientes antes e depois da quebra estrutural. Se tivermos uma quebra, implica que temos dois regimes, um pré-quebra e outro pós-quebra. Caso tenhamos duas quebras estruturais, teremos três regimes e assim por diante.

Reescrevendo (7) na forma matricial, temos,

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (8)$$

em que $Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $X = (x_1, \dots, x_T)'$, $U = (u_1, \dots, u_T)'$, $\delta = (\delta'_1, \delta'_2, \dots, \delta'_{m+1})'$ e \bar{Z} é uma matriz diagonal particionada de Z com partição para cada (T_1, \dots, T_m) , tal que, $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, Z_2, \dots, Z_{m+1})$ com $Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})'$. Os termos $\delta^0 = (\delta_1^0, \dots, \delta_{m+1}^0)$ e (T_1^0, \dots, T_m^0) representam, respectivamente, o verdadeiro valor do coeficiente δ e o verdadeiro ponto de quebra. Logo, o processo é assumido tendo a seguinte forma,

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0\delta^0 + U \quad (9)$$

Portanto, para cada partição (T_1, \dots, T_m) , minimizamos a soma dos quadrados dos resíduos

$$\text{Min } U'U = \text{Min}_\beta (Y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta - \bar{Z}\delta) \quad (10)$$

Denote os coeficientes estimados $\hat{\beta}(\{T_j\})$ e $\hat{\delta}(\{T_j\})$, sendo as estimativas daqueles parâmetros para uma dada partição $\{T_j\}$, que pertence à (T_1, \dots, T_m) . Substituindo essas estimativas na função objetivo e denotando o resultado da soma dos quadrados dos resíduos como $S_T(T_1, \dots, T_m)$, os pontos de quebra estimados $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ minimizam S_T , ou seja, os pontos de quebra estimados é o argumento que minimizam a soma do quadrados dos resíduos,

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \text{argMin}_{(T_1, \dots, T_m)} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (11)$$

Os pontos de quebra estimados são mínimos globais para a função objetivo, tal que, para as partições (T_1, \dots, T_m) , temos $T_i - T_{i-1} \geq q$ e os parâmetros estimados, são estimativas associadas a cada partição $\{\hat{T}_j\}$, $\hat{\beta}(\{\hat{T}_j\})$ e $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$.

O teste é realizado para o caso de um número fixo de quebras contra a hipótese de não haver quebras. O teste é do tipo *Sup F* para $m = 0$, ou seja, não há quebras, contra $m = k$ quebras estruturais. Defina R como uma matriz qualquer, tal que, $(R\delta) = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ e

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta} \quad (12)$$

em que $\hat{V}(\hat{\delta})$ é a matriz de variância-covariância estimada de $\hat{\delta}$. Essa matriz é robusta para a presença de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos.

Podemos usar várias especificações diferentes para esse teste, feitas de acordo com a distribuição dos dados e dos erros entre os vários regimes, assim como da existência, ou não, de autocorrelação e/ou heterocedasticidade. O nível de significância que estamos assumindo, determina os números de quebras estruturais (k) que serão testadas, e a quantidade de parâmetros com quebra (q). Por exemplo, ao nível de significância de 5%, podemos especificar k entre 1 e 9 e q entre 1 e 10. Dentre todos os possíveis coeficientes e pontos de quebra existentes, o procedimento seleciona aquele que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos.

A hipótese nula para esse procedimento que não existe mudança estrutural entre os parâmetros estimados, ou seja, a hipótese nula $H_0 = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{l+1}$, e segue uma distribuição F . A estimação do número de quebras, se dá pelo critério de informação Bayesiano – BIC e pelo critério de Schwarz modificado – LWZ. Nesse teste, o número de quebras é pré-estabelecido, ou seja, devemos ter alguma informação a priori para definir o número de quebras estruturais.

Para o caso em que não sabemos quantas mudanças estruturais existem, podemos testar a hipótese nula de não haver quebra contra uma hipótese alternativa de M^* quebras. Para esse caso, Bai e Perron (1998, 2003) sugerem a aplicação de dois teste adicionais: o teste Double Maximum, que é composto por dois testes para a hipótese nula de zero quebras contra a hipótese alternativa de M^* quebras⁷; e o teste sequencial de l contra $l + 1$ quebras, representado por $\sup F_T(l + 1|l)$, que é iniciado com a amostra completa e testamos a hipótese de não haver quebra contra uma alternativa de uma mudança desconhecida ($\sup F_T(1|0)$). Caso a hipótese nula seja rejeitada, determinamos a data da quebra e dividimos a amostra em duas subamostras onde será testada a hipótese nula de uma quebra contra a alternativa de duas quebras ($\sup F_T(2|1)$). Repetimos esse processo em todas as subamostras até que a hipótese nula não seja rejeitada.

Na próxima sessão, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária, quebra estrutural, os resultados da estimação e a meta estimada.

⁷ O primeiro $UD \max F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$ são as estimações dos pontos de quebra assumindo que os valores são mínimos globais no processo de minimização da soma dos quadrados dos resíduos; O segundo, $WD \max F_T(M, q)$ aplica ponderações para os testes de quebras individuais, tal que, os p -valor são iguais entre os valores de m .

1.4. TESTES E ESTIMATIVAS

Antes de partirmos para a estimação e o teste de quebra estrutural, precisamos examinar se as variáveis do modelo são estacionárias. Para isso executamos os testes Dickey – Fuller Aumentado – ADF e o teste de raiz unitária com quebra de Lumsdaine – Papell (1997).

1.4.1. Teste de Raiz Unitária

As séries temporais utilizadas nesse modelo foram a taxa Selic, a Expectativa Inflacionária e o hiato do produto. Os resultados do teste ADF para existência de não estacionaridade são apresentados na tabela 1.1, abaixo.

Tabela 1.1 - Teste de raiz unitária.

Variáveis	Nível		1ª diferença	
	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$
Selic	-1,516	-3,027	-4,219	-4,194
Hiato do Produto	-4,164	-4,154	-11,342	-11,305
Expec. de Inflação	-3,886	-1,930	-6,447	-6,422
Valores Críticos*	-2,88	-3,44	-2,88	-3,44

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. O número de defasagens foi determinado segundo o critério de Schwarz.

A variável Selic, como mostra a tabela acima, é não estacionária ao nível de 5% de significância, nas duas especificações selecionadas, intercepto e intercepto e tendência. Realizamos o teste com a variável em primeira diferença e os resultados são que a Selic é estacionária em primeira diferença para o modelo com intercepto e intercepto e tendência.

Os resultados dos testes de raiz unitária da variável expectativa mostram que não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para o teste que inclui intercepto e tendência. Contudo, para o teste em que incluimos apenas o intercepto, rejeitamos a hipótese de não

estacionaridade da série. Para os testes em primeira diferença, a variável é estacionária nas duas especificações utilizadas.

Quanto ao hiato do produto, os resultados revelam que a variável é estacionária tanto em nível quanto em primeira diferença, ou seja, o hiato do produto é integrada de ordem zero $I(0)$.

A partir desses resultados e pelo comportamento apresentado pelas variáveis Expectativa e Selic, ver gráfico 1.1 e gráfico 1.2, resolvemos realizar um teste de raiz unitária com quebra estrutural. Utilizamos o teste de raiz unitária com quebra estrutural proposto por Lumsdaine – Papell (1997), por ele permitir múltiplas quebras e determinar endogenamente as data das quebras.

O teste de Lumsdaine – Papell (1997) é um teste do tipo ADF que permite a existência de duas quebras no intercepto, na tendência ou em ambos, em tempos desconhecidos a serem estimados⁸. Segundo Canarella *et. al.* (2010), testes de raiz unitária que permitem múltiplas quebras são mais poderosos do que testes que permitem apenas uma quebra. Esse teste tem como hipótese nula que a variável é não estacionária e como hipótese alternativa, que a variável é uma tendência estacionária com quebra. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 1.2 e indicam que existe uma quebra.

Tabela 1.2 - Teste de raiz unitária com múltiplas quebras

Variável	Estatística de Teste	Valores críticos*
Selic	-4,707	-4,420
Expec	-4,811	-4,420

*Valor crítico ao nível de 5% e seleção da ordem de defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

A hipótese de raiz unitária é rejeitada nas duas variáveis, como mostra a tabela 1.2. A data de quebra estimadas pelo teste para a variável Selic foi o março de 2009 e para a variável Expectativa, a data de quebra estimada foi outubro de 2006. O teste informam que existe uma

⁸ Teste realizado por meio do software Rats.

quebra na tendência nas duas variáveis e que as variáveis são estacionárias. Com base nesses resultados, passamos ao teste de quebra Estrutural de Bai e Perron (1998, 2003).

1.4.2. Teste de Quebra Estrutural e Modelo Estimado

Para identificar as possíveis mudanças nos parâmetros da regra de Taylor com expectativas, aplicamos o teste de Bai e Perron (1998, 2003), segundo o método sugerido pelos autores e apresentado na subseção Teste de Bai e Perron⁹.

O número máximo de quebras permitidas no teste foi de cinco quebras e todos os testes sugeridos por Bai e Perron e apresentados anteriormente, foram realizados. Como resultado, o processo revelou que ao nível de 1% de significância, existem três quebras estruturais nos parâmetros estimados da regra de Taylor. As datas identificadas são fevereiro de 2005, julho de 2008 e fevereiro de 2011. Conforme discutido em seções anteriores, a existência de uma quebra estrutural significa que existem dois regimes. Para os resultados apresentados, existem quatro regimes com diferentes conduções da política monetária por parte das autoridades. Portanto, dados esses resultados, podemos afirmar que houve mudanças na condução da política monetária dentro do período de análise.

Considerando esse resultado, estimamos a regra de Taylor com expectativa levando em conta a existência dessas três quebras nas datas já especificadas. Na tabela 3, apresentamos os coeficientes estimados do modelo. Como já mencionado anteriormente, alguns trabalhos apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos. Contudo, o modelo estimado é robusto para a existência de autocorrelação e/ou heterocedasticidade¹⁰. O modelo foi estimado com a inclusão de uma tendência temporal devido ao comportamento decrescente que observamos na taxa Selic.

Na tabela abaixo, estão os parâmetros estimados por MQO para cada regime, considerando as quebras estruturais. Nessa regressão, cerca de 85% das variações da Selic são explicadas pela expectativa de inflação e pelo hiato do produto. Isso revela que a autoridade monetária brasileira leva em consideração as expectativas dos agentes e o hiato do produto, na tomada de decisão quanto aos possíveis valores da Selic adotados.

⁹ A estimação foi realizada usando o software Gauss utilizando a rotina elaborada pelos próprios autores do teste. Rotina disponível no site: <http://people.bu.edu/perron/>

¹⁰ Os valores dos erros padrão apresentados na tabela é o erro padrão robusto.

Tabela 1.3 - Regra de Taylor Estimada

1º Regime: jan/2002 – jan/2005			
Variável	Coefficiente	Erro padrão	t – teste
α_0	-0,013	0,002	-6,5
γ_y	1,331	0,179	7,435
γ_π	12,425	7,455	1,667*
2º Regime: fev/2005 – jun/2008			
α_0	0,062	0,021	2,952
γ_y	1,402	0,185	7,578
γ_π	7,257	2,276	3,188
3º Regime: jul/2008 – jan/2011			
α_0	0,121	0,024	5,041
γ_y	1,046	0,195	5,364
γ_π	3,917	1,978	1,980
4º Regime: fev/2011 – mai/2013			
α_0	0,224	0,033	6,787
γ_y	2,662	0,174	15,298
γ_π	3,614	1,585	2,280
Tend. temporal	-0,042	0,050	0,84

Elaborado pelo autor. *Parâmetro significativo ao nível de 10% de significância.

Para o primeiro regime estimado, período entre janeiro de 2002 e janeiro de 2005, o coeficiente da expectativa, ou seja, o peso que a autoridade monetária dá ao controle do hiato da expectativa inflacionária é positivo e maior do que a unidade. De acordo com o modelo teórico assumido nesse trabalho, para que a política monetária seja efetiva e aumente os juros

reais da economia, o valor do coeficiente deve ser maior do que 1. Portanto, dentro desse primeiro período, observamos que a condição de Taylor é satisfeita e a solução é estável. O parâmetro estimado do hiato do produto é significativo ao nível de 5% e o valor do intercepto é negativo e significativo.

A primeira quebra identificada tem sua explicação fundamentada na mudança da política monetária iniciada em 2004, quando se iniciou o ciclo de elevação da taxa básica de juros com o objetivo de desacelerar a inflação, que em abril de 2005, já tinha atingido 8,1% no acumulado de doze meses. Lembrando que a meta de inflação para o ano de 2005 era de 4,5% a.a. e o limite superior da meta era de 7%.

No último trimestre do referido ano, a atividade econômica brasileira também foi afetada por uma queda da produção agropecuária originada por fatores climáticos e pelo reajuste nos preços dos combustíveis. Outro fator responsável foi a queda na confiança dos consumidores e dos empresários brasileiros devido ao clima de incertezas. No total, foram nove aumentos consecutivos da Selic, iniciados a partir de setembro de 2004 e prosseguiram até junho de 2005¹¹, quando a política monetária voltou a seguir sua trajetória de queda, chegando a 18% a.a. em dezembro de 2005.

No período entre fevereiro de 2005 e junho de 2008, todos os parâmetros são significantes ao nível de 5%. O coeficiente da expectativa, assim como no primeiro período, satisfaz a condição de Taylor, mas podemos observar que houve uma queda no valor do coeficiente estimado, quando comparado ao valor estimado do primeiro período. Isso indica que a autoridade monetária diminuiu o esforço no combate aos desvios da expectativa de inflação. No entanto, o valor estimado mostra uma forte intenção do BACEN em controlar o hiato da expectativa inflacionária, por meio de um elevado aumento real na taxa de juros. É importante observar o aumento dado à estabilização da economia, por meio do hiato do produto, que passou de 1,3 no primeiro período para 1,4 no segundo. O parâmetro é significativo, indicando que naquele período houve um esforço em manter a economia brasileira estável, dados as condições internas e externas.

Observe que a crise internacional, que teve início em 2007, se encontra dentro do segundo regime estimado. Portanto, é de se esperar que esse aumento no parâmetro do desvio do produto, seja reflexo das ações das autoridades para controlar os efeitos da crise sobre a

¹¹ Em junho de 2005, a taxa básica chegou ao patamar de 19,75% a.a. Para mais detalhes, ver relatório de inflação do Banco Central, dezembro de 2005.

economia brasileira. No ano de 2008, os efeitos da crise começavam a afetar as economias emergentes, causando um ambiente de incertezas e uma maior dificuldade na captação de recursos no exterior¹². Nesse mesmo ano, nosso teste identificou uma mudança estrutural nos parâmetros da regra de Taylor. Essas mudanças refletem que a autoridade monetária naquele ano estava reagindo aos aumentos na inflação, que no acumulado até dezembro de 2008, já atingia o valor de 5,9% a.a. Um valor bem acima da meta de 4,5% definida pelo Banco central para aquele ano. Esse aumento da inflação foi em parte, ocasionada pelas fortes altas nos preços do petróleo e de outras *commodities*, e pelo aumento na demanda agregada nacional.

No terceiro regime, ou seja, no período pós-crise, que se estende de 2008 até 2011, o coeficiente da expectativa é significativo e satisfaz a condição de Taylor, mas diminui bastante em relação aos regimes anteriores. Essa queda reflete que o BACEN, deu uma menor importância na estabilização do hiato da expectativa inflacionária em relação aos últimos anos. Notamos que o peso dado à estabilização do produto também diminuiu, refletindo que as autoridades deram uma importância menor à estabilização do produto e à estabilização do hiato da expectativa inflacionária do que foi dada em períodos anteriores. Nesse período, como podemos observar na Figura 1.2, o BACEN voltou a reduzir a taxa de juros básica da economia.

No último período, que se estende de fevereiro de 2011 a maio de 2013, o parâmetro da expectativa é o menor entre todos os períodos estimados e reflete uma diminuição nos esforços de controlar o hiato da expectativa. Contudo, o valor do parâmetro ainda é bastante elevado, indicando um aumento considerável sobre a taxa de juros real da economia. Esse peso elevado dado o controle dos desvios da expectativa pode ser fruto do aumento da inflação, que voltava a subir em 2009, preocupando o governo da época ao atingir o teto da meta (6,5%)¹³ e em 2010, quando fechou o ano no patamar de 5,84%. Em 2011, o aumento no preço internacional do petróleo pressionava o preço do combustível e pressionava os setores produtivos da indústria petroquímica nacional, além de colaborar para o aumento das expectativas inflacionárias dos agentes. Destacamos que a autoridade monetária continuou tentando estabilizar a economia, como podemos observar pelos parâmetros do hiato do produto. O valor estimado é bem alto, quando comparado com os outros períodos.

¹² Os efeitos da crise impactaram nos prazos de financiamentos e custos de crédito, fazendo com houvesse uma diminuição do volume de investimentos brasileiros. Contudo, o BNDES aumentou a oferta de crédito para compensar a redução que ocorria no mercado internacional. Para mais detalhes, ver relatório de inflação do Banco Central, dezembro de 2008.

¹³ Ver anexo 1.

Entre 2002 e 2013, a autoridade monetária levou em consideração a estabilidade do produto na determinação da taxa de juros, mas podemos notar que essa importância vem aumentando entre os regimes estimados. Já o parâmetro da expectativa de inflação, ganhou um peso menor na regra de decisão da taxa de juros brasileira, embora continue em um patamar bastante elevado. Quando comparamos os quatro valores estimados, percebemos que apenas nos últimos anos, entre 2010 e 2013, as autoridades deram um maior peso ao hiato do produto.

Com base nos resultados da estimação, construímos uma meta de inflação utilizando os dados e os parâmetros estimados do modelo. A construção se deu através da equação (6), $\hat{\pi}_j = \frac{\bar{\gamma}_0 - \hat{\alpha}_0}{\hat{\gamma}_\pi}$, em que $\bar{\gamma}_0$ é a média da taxa Selic dentro de cada regime, $\hat{\alpha}_0$ é o intercepto estimado e $\hat{\gamma}_\pi$ o coeficiente estimado do hiato da expectativa inflacionária.

Essa equação nos diz que, quanto maior o peso dado pela autoridade monetária aos desvios da expectativa inflacionária com relação à meta anunciada, menor é a meta de inflação que o governo precisa seguir. Com base nessa equação e com os valores estimados, calculamos a meta de inflação para o período entre 2002 e 2013 e comparamos com a meta anunciada pelo Banco Central, como podemos ver na tabela 1.4.

A meta estimada ficou bem abaixo daquela anunciada pelo Banco Central nos três primeiros anos. No período entre 2005 e 2011 a nossa meta estimada foi superior àquela anunciada pelo BACEN e nos últimos três anos, a meta estimada foi bem próxima daquela anunciada. Na figura 1.3, apresentamos as trajetórias da meta anunciada, da meta estimada e do limite superior da meta.

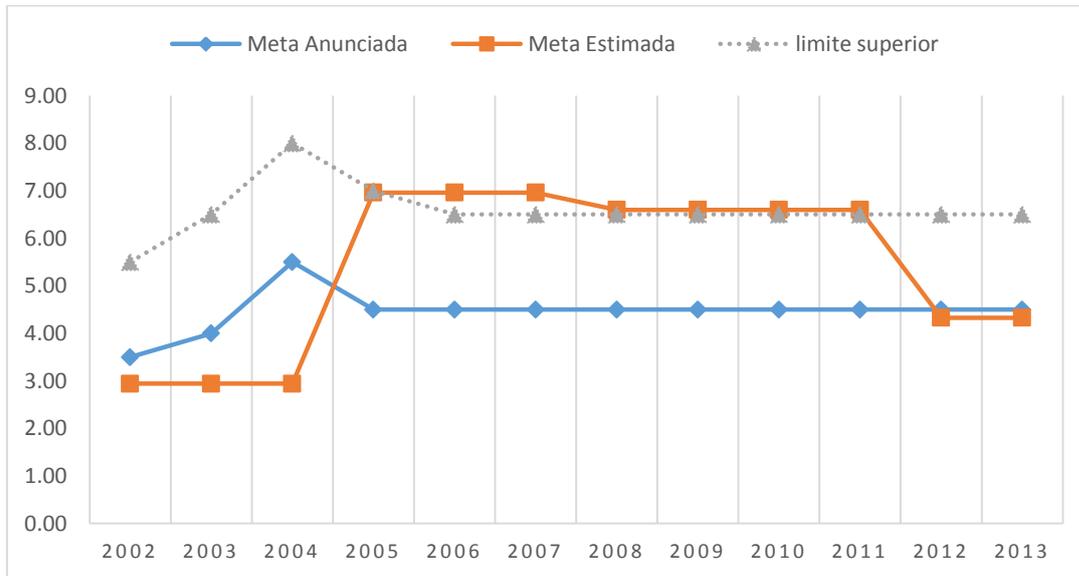
Tabela 1.4 - Meta anunciada e meta estimada

Data	Meta Anunciada	Limite superior	Meta Estimada	Inflação Efetiva
2002	3,5	5.50	2,94	12,53
2003	4	6.50	2,94	9,3
2004	5,5	8.00	2,94	7,6
2005	4,5	7.00	6,96	5,69
2006	4,5	6,50	6,96	3,14
2007	4,5	6,50	6,96	4,46
2008	4,5	6,50	6,60	5,9
2009	4,5	6,50	6,60	4,31
2010	4,5	6,50	6,60	5,91
2011	4,5	6,50	6,60	6,5
2012	4,5	6,50	4,33	5,84
2013	4,5	6,50	4,33	5,91

Fonte: Metas anunciadas: Banco Central do Brasil. Meta estimada: Elaborado pelo autor.

Interpretando que a meta estimada é a meta seguida pela autoridade monetária, podemos dizer que entre 2002 e 2004, o BACEN seguiu uma meta de inflação bem inferior àquela anunciada. No ano de 2005, a meta estimada foi aproximadamente igual ao teto da meta anunciada, significando que naquele ano o BACEN perseguiu o teto da meta e não a meta anunciada. Esse resultado não condiz com a inflação efetiva do ano de 2005.

Figura 1.3 - Meta Anunciada e meta estimada



Elaborado pelo autor.

Entre 2006 e 2008, a meta seguida pela autoridade monetária esteve acima daquela anunciada e da banda superior da meta, significando que, dado tudo mais constante na equação (6), houve um menor empenho em combater o hiato da expectativa inflacionária nesse período. Após 2008, a meta estimada foi bem próxima ao teto da meta e depois de 2011, estimamos uma meta com valores aproximadamente iguais aos da meta anunciada pelo governo.

1.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse ensaio foi estimar uma regra de Taylor *forward-looking* e verificar se houve mudanças na condução da política monetária brasileira entre 2002 e 2013, através do teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998, 2003). O outro objetivo foi estimar uma meta de inflação com base nos dados e nos parâmetros estimados da regra de Taylor.

Como resultado, encontramos três quebras estruturais nos parâmetros estimados da regra de Taylor, a primeira no ano de 2005, a segunda em 2008 e a última em 2011. Um dos nossos resultados está de acordo com os resultados apresentados em Aragón e Medeiros (2010), que testam de quebra estrutural numa regra de Taylor não-linear, e identificam uma quebra no mês de julho de 2005, evidenciando uma mudança na conduta da política monetária naquele ano.

De acordo com os coeficientes estimados, observamos que a política monetária foi utilizada como instrumento para estabilizar o produto e que o BACEN vem dando uma maior importância ao hiato do produto nos últimos anos. Os parâmetros estimados da regra de Taylor são significantes e variam entre os regimes, mostrando que a autoridade monetária foi ajustando os pesos dados a cada componente da regra de política no decorrer do tempo. Levando em considerações os diferentes cenários macroeconômicos que o país viveu dentro desses onze anos que analisamos.

Nossos resultados evidenciaram que o BACEN dá um peso maior ao hiato da expectativa inflacionária em relação ao hiato do produto, embora esse peso venha diminuindo com o passar do tempo. Isso mostra que a autoridade está preocupada em manter a inflação controlada, mas também aumentou a importância da estabilização do produto, dados os choques provenientes de fatores internos e externos. Esses resultados corroboram aqueles obtidos por Palma e Portugal (2011).

Em períodos de alta inflação, o Banco Central reagiu aumentando o controle sobre os desvios da expectativa de inflação em relação à meta, mostrando que essa gestão tem sido rigorosa no controle da inflação. Esses resultados estão de acordo com os encontrados em Balbino *et. al.* (2011). A condição de Taylor foi respeitada em todos os períodos estimados, revelando que a política monetária foi efetiva no aumento da taxa de juros real da economia.

A meta de inflação estimada revela que o BACEN vem trabalhando com uma meta bem acima daquela anunciada. Nos anos entre 2006 e 2011, a meta estimada esteve acima do limite superior da meta e ficou próxima do centro da meta nos anos de 2012 e 2013.

Para pesquisas futuras, podemos sugerir a estimação dessa regra de Taylor híbrida que incorpore a expectativa de inflação e valores defasados da inflação considerando que a taxa de juros é ajustada por um processo de suavização (*smoothing*).

1.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICA

ANDRADE, C. **Ensaio sobre política monetária**, Tese de Doutorado, 2011. Disponível em: <<http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/36404>>.

ARAGÓN, E.; MEDEIROS, G. DE. Testando Assimetrias nas Preferências do Banco Central em uma Pequena Economia Aberta: um estudo para o Brasil, 2011. Disponível em: <https://bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2011/docs/2011_testanto_assimetrias.pdf>.

ARAGÓN, E.; PORTUGAL, M. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 2, p. 373–399, 2010.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, p. 47–78, 1998.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.

BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**. v. 65, p. 113-126, 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez Anos de Metas para A Inflação No Brasil**. 2011. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. 2005. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. 2008. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/>.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. 2011. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/>.

BARBOSA, F. H. **Política Monetária: Instrumentos, Objetos e a Experiência Brasileira**. Notas técnicas. Disponível em: <http://www.fgv.br/professor/fholanda/Arquivo/Polimone.pdf>.

BARCELLOS NETO, P.; PORTUGAL, M. **Determinants of Monetary Policy Committee Decisions: Fraga vs. Meirelles**. UFRGS.br, 2007. Disponível em: <http://www8.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2007_11.pdf>.

BEVILAQUA, A.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. **Brazil: taming inflation expectations**. Working Paper, n. 129, 2007. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps129.pdf>.

CANARELLA, G.; MILLER, S.; POLLARD, S. Unit Roots and Structural Change: An Application to US House Price Indices. **Urban Studies**, v. 49, n. 4, p. 757–776, 2011.

CHARLES, E.; KENNETH D., W. Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rate. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 38, 2006. Cambridge, MA.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, p. 1661–1707, 1999.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, 2000.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. A simple framework for international monetary policy analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, p. 879–904, 2002.

CLARIDA, R.; WALDMAN, D. Is Bad News About Inflation Good News for the Exchange Rate? and, If so, Can That Tell Us Anything about the Conduct of Monetary Policy? **Asset Prices and Monetary Policy**. p.371–396, 2008.

CONRAD, C.; EIFE, T. Explaining inflation-gap persistence by a time-varying Taylor rule. **Journal of Macroeconomics**, n. 521, 2012.

KIM, C.; NELSON, C. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 8, p. 1949–1966, 2006.

MEDEIROS, G. DE; ARAGÓN, E. **Mudanças na política monetária do Brasil: evidências de uma função de reação com parâmetros variando no tempo e regressores endógenos**. UFRGS.br, p. 1–19, 2010. Disponível em: <http://www.ufrgs.br/ppge/pcientifica/2012_11.pdf>.

MENDONÇA, H. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e sociedade**, , n. 16, p. 65–81, 2001.

DE OLIVEIRA, NADJA S. M. N.; ARAGÓN, E. K. S. B. Testando Quebra Estrutural na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico para o Brasil (2000-2009). **Anais da 14ª Escola de Séries Temporais e Econometria - Gramado (RS)**, 2011.

ORPHANIDES, A. Monetary policy rules, macroeconomic stability, and inflation: A view from the trenches. **Journal of Money, credit, and Banking**, v. 36, n. 2, p. 151–175, 2004.

PALMA, A.; PORTUGAL, M. Preferences of the central bank of Brazil under the inflation targeting regime: commitment vs. discretion. **Revista Brasileira de Economia**, p. 347–358, 2011.

POLICANO, R.; BUENO, R. A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1995-2005. **Anais do Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, p. 1995–2005, 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf>>.

SALGADO, M.; GARCIA, M.; MEDEIROS, M. Monetary policy during brazil's real plan: estimating the central bank's reaction function. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 1, p. 61–79, 2005.

SOARES, J.; BARBOSA, F. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. **Anais do Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, 2006. Disponível em:
<<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf>>.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**, 1993. Disponível em:
<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/016722319390009L>>.

TAYLOR, J. A historical analysis of monetary policy rules. **Monetary policy rules**, v. I, n. January, p. 319–348, 1999. Disponível em: <http://www.nber.org/chapters/c7419.pdf>.

TAYLOR, J. **The monetary transmission mechanism and the evaluation of monetary policy rules**. Working Papers, n. 87, 2000.

TAYLOR, J.; Williams, J. C. Simple and Robust Rules for Monetary Policy. **Handbook of Monetary Economics**, v. B, p. 829-859, 2011.

TELES, V.; ZAIDAN, M. **Taylor principle and inflation stability in emerging market countries**. Texto para Discussão, 2007. Disponível em:
<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/2728/TD%20197%20-%20Vladimir%20Kuhl%20Teles.pdf?sequence=1>.

YÜKSEL, E.; METIN-OZCAN, K.; HATIPOGLU, O. A Survey on Time-Varying Parameter Taylor Rule: A model modified with interest rate pass-through. **Economic Systems**, v. 37, n. 1, p. 122–134, 2013.

1.7. ANEXO



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Histórico de Metas para a Inflação no Brasil

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/6/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/6/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 ^{1/}	Resolução 2.842	28/6/2001	3,25	2	1,25-5,25	
	Resolução 2.972	27/6/2002	4	2,5	1,5-6,5	9,30
2004 ^{1/}	Resolução 2.972	27/6/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	
	Resolução 3.108	25/6/2003	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/6/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/6/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/6/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/6/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463	26/6/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584	1/7/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748	30/6/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,50
2012	Resolução 3.880	22/6/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991	30/6/2011	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095	28/6/2012	4,5	2	2,5-6,5	
2015	Resolução 4.237	28/6/2013	4,5	2	2,5-6,5	

^{1/} A Carta Aberta, de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

2. CAPÍTULO – TENDÊNCIA E CICLOS COMUNS ENTRE OS SETORES NO BRASIL

2.1. INTRODUÇÃO

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

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

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

No Brasil, podemos agregar os diferentes segmentos da economia, como agricultura, construção civil, comércio, transportes, pecuária, extração mineral, etc., em três grandes setores: Agropecuária, Indústria e Serviços. Cada setor, com suas características individuais e dinâmica temporal, pode causar flutuações na produção agregada devido a fatores como, aumento nos preços dos insumos de produção, no setor industrial; e o período entre safras e os fatores climáticos, na agropecuária. Portanto, cada um tem um papel na composição do valor adicionado do produto brasileiro e o seu desempenho é fundamental na composição da produção nacional.

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, em 2013, o setor de Serviços foi responsável por mais de 69,4% do valor adicionado, seguido pela indústria com 24,9% e agropecuária com 5,7%. Embora cada setor possua seu papel na composição do produto agregado brasileiro, não sabemos como eles se relacionam entre si no curto e longo prazo. Em outras palavras, não sabemos quais os efeitos de longo prazo de um aumento permanente na produção de um setor sobre a produção dos demais; ou quais as correlações existentes entre as flutuações de curto prazo dos setores; ou se o desempenho passado e presente de um setor influenciam o comportamento contemporâneo dos demais. Portanto, ter o conhecimento como os setores se relacionam é útil, porque possibilita aos governos um maior entendimento sobre a dinâmica de curto e longo prazo e quais políticas são mais adequadas para aumentar ou controlar a produção daquele setor específico.

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

Esse ensaio segue a metodologia proposta por Vahid e Engle (1993), seguindo a mesma linha dos trabalhos de Engle e Issler (1995), Harvey e Mills (2002) e Cheung e Westermann (2003), que investigaram as relações de curto e longo prazo entre os setores da economia, por meio de modelos lineares multivariados. Do ponto de vista teórico, esse modelo é interessante porque nos permite investigar se os diferentes setores de um país, por exemplo, apresentam a mesma dinâmica no curto e no longo prazo, ajudando a entender como os Ciclos de Negócios são transmitidos de um setor para o outro. (Vahid e Engle, 1993).

O objetivo desse ensaio é observar as características de curto e longo prazo dos setores da economia brasileira, por meio de uma decomposição de tendência e ciclo multivariado, focando a análise nas relações entre os setores e na datação dos ciclos de negócios individuais. Fazendo uso de uma base de dados trimestrais composta pelo valor adicionado de cada setor, entre os anos de 1995 e 2013, para obter as tendências e os ciclos individuais de cada setor e verificar as correlações e a capacidades preditivas das flutuações de um setor sobre os demais. A escolha do método multivariado leva em consideração as recomendações sugeridas por Canova (1998), segundo a qual, devemos utilizar um modelo que permita a

existência de cointegração entre as series. A verificação dos ciclos de negócios segue a metodologia proposta por Harding e Pagan (2002) para datar os *turning points* de cada setor da economia brasileira.

Além dessa introdução, esse ensaio está dividido em mais três seções e as considerações finais. A segunda seção traz a revisão de literatura, com um apanhado de trabalhos nacionais e internacionais das diversas aplicações da decomposição multivariada de tendência e ciclo; Na terceira seção, temos a metodologia econométrica e os testes; a quarta seção apresenta os resultados dos testes e das estimações do modelo; e por último as conclusões.

2.2. REVISÃO DE LITERATURA

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

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

Compreender como as variáveis econômicas reagem aos choques no curto prazo e no longo prazo é importante, porque possibilita aos formuladores de política, às empresas e às famílias traçarem suas ações de acordo com a resposta da variável aos choques. Por exemplo, as autoridades devem estar atentas ao estágio do ciclo de negócios pois, em diferentes estágios, a economia pode responder de forma diferente a certa política econômica. Portanto,

identificar os *turning points*, monitorar e prever os ciclos são assunto de grande interesse para os agentes.

Dentro da literatura dos ciclos de negócios, muitos métodos são utilizados para a análise de flutuações macroeconômicas. Identificar essas propriedades cíclicas foi o objetivo do trabalho de Canova (1998), partindo da premissa que nenhuma forma de decompor as variáveis é tida como correta. Ou seja, para ele, não existiria um método mais apropriado de obter a componente cíclica de uma série, mas sim diferentes conceitos de ciclos que resultam em diferentes informações sobre os fenômenos econômicos. Ao todo, o autor utilizou sete modelos univariados (Hodrick-Prescott - HP, Beveridge - Nelson, Linear, Segmentado, Diferença de 1ª ordem, Componentes não-Observados, Frequência Dominante) e três métodos multivariados (Cointegração, Linear Comum e Frequência Dominante Multivariada) para observar as propriedades cíclicas de sete séries americanas. Uma amplitude de resultados foi identificada pelo autor, onde filtros como o HP e o *band - pass* concentram a atenção do pesquisador em ciclos com duração de 4 a 6 anos, fazendo com que o pesquisador não de atenção a grande variabilidade da série. O uso de modelos multivariados merece cautela, segundo o autor, devido a possível existência de tendência comum entre os dados e a sua importância na determinação da propagação dos ciclos.

Contudo, mesmo com a perda de informações ocasionadas pelo processo de extração dos ciclos, isso não impede o pesquisador de obter informações suficientes dos dados para estudar o comportamento dos ciclos em variáveis econômicas, sendo a união entre as restrições impostas pela teoria econômica e o método de extração do ciclo, suficientes para se obter informações sobre o comportamento dos ciclos (Burnside, 1998).

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

sugere que o pesquisador deve ser cauteloso na interpretação do SCCF como um indicador de ciclos de negócios comuns entre séries econômicas.

Morley *et. al.* (2003) buscam, dentro do arcabouço de ciclos de negócio, investigar os diferentes resultados da decomposição de tendência e ciclo obtidos com o uso de diferentes metodologias de decomposição. Os autores aplicam o método sugerido por Beveridge e Nelson (1981) e o método de Componentes Não-Observados para tentar compreender por que essas duas abordagens produzem estimativas de tendência e ciclo bem distintas. Um modelo ARIMA para dados trimestrais do PIB real dos Estados Unidos no período de 1947 a 1998. Foi observado que sob o relaxamento de certas restrições, num modelo de *State-Space*, as duas abordagens levam a idênticas decomposições de tendência e ciclo e idênticas representações univariadas. Os autores também chegaram à conclusão de que a introdução de informações adicionais num processo multivariado podem afetar as estimativas de tendência e ciclos.

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

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

irregular). Concluiu-se com o estudo, que há um trade-off entre volatilidade e crescimento, sendo verificado a existência de uma associação entre altos níveis de volatilidade e níveis de crescimento elevados. Segundo o autor, diferentes métodos de decomposição, podem levar a diferentes estimativas da volatilidade do ciclo.

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

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

O estudo de ciclos de negócios com o uso de modelos multivariados também foi aplicado para os países que compõem o MERCOSUL e para o Chile. Gutierrez e Gomes (2006) investigam se existe sincronia entre os ciclos e se os resultados dão viabilidade a uma maior integração entre as políticas econômicas desses países. A identificação dos ciclos é

obtida através de decomposição multivariada de tendência e ciclo apresentada por Beveridge–Nelson–Stock–Watson que leva em consideração as restrições de longo 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 componentes cíclicos estimados de todos os países apresentaram um movimento harmônico por causa da existência de um ciclo comum entre as séries. Segundo os autores, este resultado sugere uma perfeita colinearidade entre os ciclos de negócios dessas economias. A 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-movimentos 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.

Chauvet (2002) aplica diferentes técnicas para datar os *turning points* do *business cycle* brasileiro e do crescimento dos ciclos (*growth cycles*). A autora propõe a aplicação de um modelo *Markov Switching* para dados trimestrais e anuais do PIB real no período entre 1980 a 2000. Os resultados das datações encontrados via modelo de *markov switching* são comparados aos resultados obtidos usando o método de Harding e Pagan (2001), que considera medidas de duração, amplitude e movimentos cumulativos dentro das fases do ciclo. Identificou-se uma assimetria nos movimentos do ciclo de negócios brasileiro, mostrando um comportamento mais abrupto em períodos de recessão, enquanto em períodos de expansão o ciclo de negócios tem um aumento mais gradual e longo. O procedimento de datação do *business cycle* brasileiro por meio do modelo proposto foi similar aquele obtido via metodologia de Harding e Pagan (2001). Os vários períodos de recessão enfrentados pela economia brasileira nos 20 anos de análise, foram causados em parte por choques externos e por choques internos originados por mudanças associadas a implantação de planos de estabilização. Outro resultado interessante evidenciou que as perdas acumuladas do produto durante os períodos de recessão foram menores do que os ganhos durante os períodos de expansão.

Chung e Westermann (2003) examinam a existência de co-movimentos entre o produto de três setores da economia alemã (manufaturados, mineração e agricultura) e os correspondentes índices do mercado de ações (*stock Market*) por meio de testes de

cointegração e ciclo comuns. As conclusões do trabalho indicam uma fraca evidência de cointegração entre os setores e que no curto prazo, os ciclos dos setores são sincronizados (ciclos comuns). Nenhuma relação de longo prazo entre o lado real e as ações dos setores foi encontrada.

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

Esse trabalho traz uma contribuição para a literatura nacional ao empregar um modelo que possibilita extrair as relações de curto e longo prazo entre o valor adicionado de cada setor, por meio de um modelo que permite impor restrições de cointegração. Após essa breve revisão de literatura, nosso próximo passo é apresentar a metodologia do ensaio e os testes necessários para verificarmos a existência de cointegração e ciclos comuns entre os setores da economia brasileira.

2.3. MODELO ECONOMETRICO

Esta seção apresenta as variáveis macroeconômicas incluídas no modelo, os testes econométricos de raiz unitária, cointegração e o teste de ciclos comuns.

2.3.1. Séries de Tempo

Diante dos objetivos propostos nesse ensaio, fizemos uso das séries de valor adicionado do setor Industrial, Serviços e Agropecuária. As variáveis têm periodicidade trimestral, compreendendo 76 observações no período entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2013, sendo obtidas no site do IPEADATA. A sazonalidade foi extraída por meio do filtro X-12 e as séries foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços

Disponibilidade Interna – IGP-DI. Após esse processo, aplicamos o logaritmo natural nos dados. Escolhemos esse período para evitar os efeitos da mudança econômica ocasionadas pela implantação do Plano Real e por causa de *outliers* observados no setor agropecuário e no setor industrial no ano de 1994.

Na figura 1, temos a trajetória temporal das três séries dentro do período de análise do trabalho. Observamos no período de 1995 a 2001, movimentos oscilatórios na produção do setor agropecuário e do setor industrial com períodos de crescimento e queda na produção agregada dos dois setores. Quanto ao setor de serviços, nesse mesmo período, há um grande período de crescimento do setor que se estende até 1999.

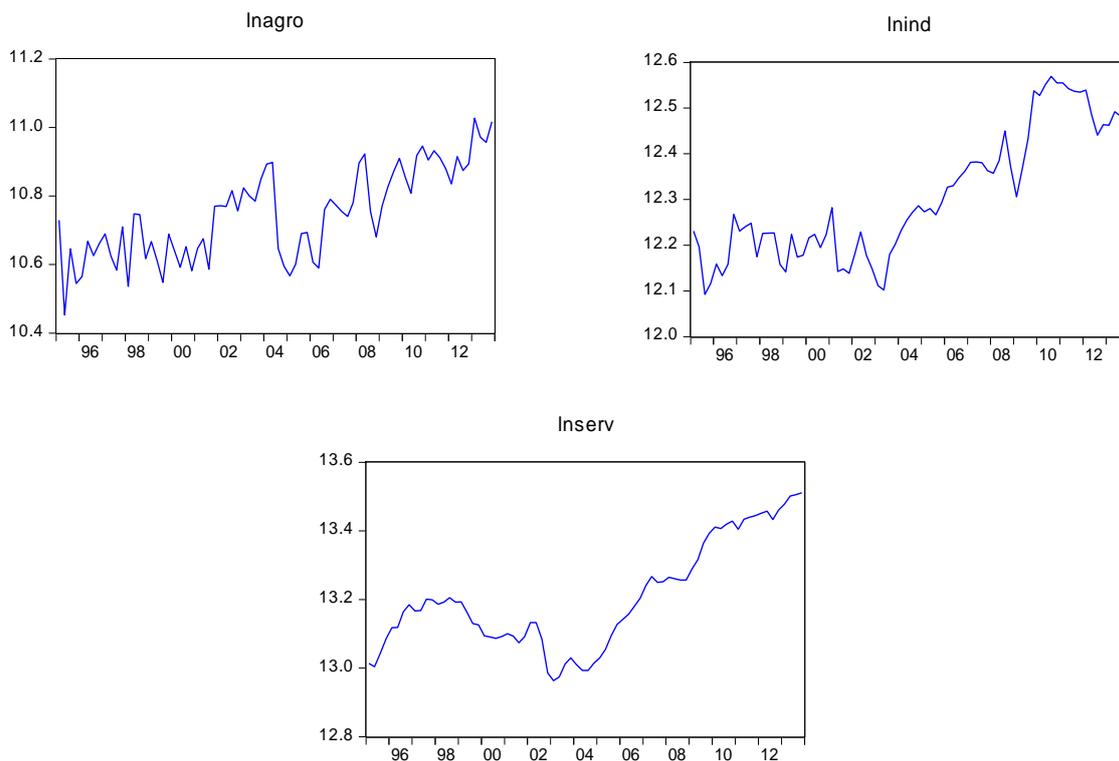
A produção do setor Agropecuário tem uma grande mudança no patamar da produção entre 2001 e 2004, onde podemos observar que a produção média do período foi superior àquela apresentada entre os anos de 1995 e 2000. Após 2004, há uma queda na produção do setor, que a partir dessa data começa a demonstrar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

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

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

Como podemos observar na figura 2.1, há uma mudança no comportamento das séries a partir do ano de 2003. Por esse motivo, incluímos uma dummy para captar os efeitos dessa quebra e para que os testes de raiz unitária e de cointegração não fossem prejudicados por mudança estrutural.

Figura 2.1 – Valor adicionado da Agropecuária, Indústria e Serviços



Fonte: IPEADATA. Elaborado pelo autor. Variáveis logaritmizadas.

Diante da dinâmica das variáveis, aplicaremos os testes de raiz unitária e de cointegração considerando uma mudança estrutural na tendência das séries ocorrida em 2003. Os testes de raiz unitária aplicados são os testes ADF e KPSS, não considerando a quebra na tendência, e os testes de Phillips – Perron (1997) e de Lanne *et. al.* (2002)¹⁴. Já o teste de cointegração foi realizado seguindo a metodologia proposta por Johansen (2000), que permite incluir uma quebra no teste de cointegração.

2.3.2. Teste de Raiz Unitária

Para a análise univariada são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, e Shin - KPSS (1992), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz

¹⁴ Os testes foram realizados por meio dos softwares J-Multi e Eviews.

unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural são os testes propostos por Lanne *et. al.* (2002) e por Perron (1997).

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, como por exemplo, Perron (1989, 1990, 1997), 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, para definir qual o período onde ocorreu a quebra na série. Conforme comentado anteriormente, determinamos exogenamente, conforme observado nos dados, que a data da quebra na tendência ocorre no primeiro trimestre de 2003.

Os resultados dos testes estão disponíveis na seção – Testes e Estimativas. Após a análise de estacionaridade, nosso próximo passo é testar a existência de uma relação de longo prazo (cointegração) entre as variáveis.

2.3.3. Cointegração e co-movimentos de longo prazo

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

Para determinarmos a existência de relações cointegrantes entre os setores, ou seja, verificar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre eles, precisamos primeiro identificar a dimensão das relações cointegrantes do modelo, ou seja, o número de combinações lineares entre as variáveis que as torna estacionárias.

Obter as relações cointegrantes (r) é mais conveniente por meio do método proposto por Johansen (2000), que determina a dimensão das relações cointegrantes e estima a matriz de vetores cointegrantes normalizada α . Esse procedimento de teste parte da maximização de uma função de máxima verossimilhança para cada valor possível 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. Inicialmente testando a hipótese nula $r = 0$. Se a hipótese for rejeitada, passamos para $r = 1$, e assim por diante, até onde não possamos mais rejeitar a hipótese nula. A partir da definição do r podemos determinar o número de tendências comuns (k), que é igual à diferença entre o número de variáveis incluídas no modelo e o número de vetores de cointegração obtidos pelo teste de Johansen, ou seja, $k = N - r$.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Assumindo que o *rank* da matriz Π seja r e que ela possa ser representada pelo produto de uma matriz γ de ordem $N \times r$ e uma matriz α' de ordem $r \times N$, tal que $\Pi = \gamma \cdot \alpha'$, em que a matriz α' é composta pelos vetores de cointegração e a matriz γ pode ser interpretada como as velocidade de ajustamento dos parâmetros ao equilíbrio de longo prazo. Geralmente, a combinação linear $\alpha' X_t$ é estacionária, enquanto todas as outras combinações linearmente independentes serão não estacionárias¹⁵. Assim, assumindo que todos os elementos de X_t são não estacionários, ou seja, integrados de ordem um - $I(1)$, temos que ΔX_t é $I(0)$. Dessa forma, na equação (4) o termo $\alpha' X_t$ é também $I(0)$. Claramente existem muitas formas de escrever γ e

¹⁵ É o equivalente a assumir que ΔX_t tem uma representação de médias móveis com uma soma finita de coeficientes e, portanto, uma variância finita.

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).

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

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

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

$$E_t(T_{it+k}) = T_{it}$$

$$E_t(C_{it+k}) \rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \quad (5)$$

$$E_t(X_{it+k}) = T_{it} \text{ quando } k \rightarrow \infty$$

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

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

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

e α_p , γ_p são matrizes $N \times (N - r)$ com a propriedade que $\alpha_p' \alpha_p = \gamma_p' \gamma_p = 0$ e é assumido que α_p , γ_p tem posto pleno. Por γ_p' ter apenas $N - r$ linhas, esta representação gera apenas $N - r$ tendências estocásticas entre as N variáveis. Essa representação necessita que T_t seja

um processo *random walk*¹⁶, de modo que as previsões de longo prazo de X_t sejam simplesmente os valores correntes de T_t e, portanto a previsão de longo prazo depende dos $N - r$ valores distintos estimados. Ou seja,

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

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

2.3.4. Ciclos Comuns

Se os ciclos entre os setores demonstram o mesmo comportamento, então dizemos que existe uma correlação serial comum entre eles e existe uma combinação linear das séries que pode ser obtida mediante uma combinação das tendências sem os ciclos, isto é, as combinações lineares de ΔX_t que sejam aleatórias, podem ser combinações que não contenham ciclos. Tais combinações são ditas vetor de co-caracterização (Engler e Issler 1993) e deve satisfazer as seguintes condições¹⁷:

$$\begin{aligned} \tilde{\alpha}'\Pi &= 0 \rightarrow \tilde{\alpha}' \cdot \gamma \cdot \alpha' = 0_{s \times n} \\ \tilde{\alpha}'\Gamma_i &= 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1. \end{aligned} \quad (9)$$

ou seja, não apenas Π deve ter o rank reduzido, mas também todos os Γ 's e até o espaço nulo de todos devem ser comuns. Seja s o número máximo de vetores linearmente independentes

¹⁶ Podendo ser expresso da seguinte forma $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$, em que τ_t é um vetor k -dimensional de passeios aleatórios com intercepto μ e um ruído branco φ_t . De modo que a solução é dada por $\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j$.

¹⁷ Ver Gutierrez e Gomes, 2006

que satisfazem (9) e $\tilde{\alpha}$ uma matriz $N \times s$, então o produto entre $\tilde{\alpha}$ e os dados elimina toda a correlação serial comum entre as variáveis ($\tilde{\alpha}'\Delta X_t = \tilde{\alpha}'\varepsilon_t$) e o termo $\tilde{\alpha}'\Delta X_t$, após um processo de integração, será um *random walk* sem a componente cíclica, de forma que $\tilde{\alpha}'X_t = \tilde{\alpha}'T_t$ são combinações lineares compostas apenas de tendências estocásticas. Ou seja, o vetor que remove a correlação serial de ΔX_t , também remove o componente cíclico dos termos que compõem o vetor X_t .

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

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

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

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

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

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

2.3.5. Decomposição tendência e ciclo individual

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

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

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

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

2.3.6. Teste para a existência de ciclos comuns

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

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

dado que ε_t é um ruído branco. Devemos verificar as correlações canônicas entre ΔX_t e $(\hat{\alpha}'X_{t-1}, \Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1})$, que é denotado como conjunto condicionante. O objetivo do teste é encontrar uma combinação linear dos ΔX_t 's que seja ortogonal ao conjunto condicionante, e que seja um ruído branco. Um teste de razão de verossimilhança pode ser utilizado para verificar a hipótese de que existem ciclos comuns entre os setores. O teste da razão de verossimilhança tem uma distribuição χ^2 com $s(np + r) - s(n - s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema. O teste consiste em verificar as seguintes hipóteses¹⁸:

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

em 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.

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

2.4. RESULTADO DOS TESTES E ESTIMAÇÃO

Nesta seção, apresentamos os resultados dos testes de raiz unitária, cointegração e ciclos comuns, bem como a estimação empírica do modelo de tendências e ciclos comuns. Os

¹⁸ O teste foi realizado por meio do software Structural VAR, desenvolvido por Warne (2004), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos comuns. Existe uma diferença entre o teste de Vahid e Engle (1993) e o teste de Warne (2008). O primeiro teste é corrigido pelo número de *lags* do VEC. Já no segundo teste, não há essa correção $-T \sum_{i=s+1}^{s+g} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$.

testes de raiz unitária e cointegração foram realizados por meio dos softwares J-multi e Eviews, pois possuem recursos que nos permite incluir quebras estruturais nos testes univariados e multivariados.

Para estimarmos o modelo proposto, é preciso determinar através dos dados, três importantes termos: O primeiro é a ordem de defasagem do modelo p . O segundo é o rank do espaço de cointegração (r), que determina o número de tendências comuns ($N - r$) entre as variáveis. E o terceiro, é o *rank* do espaço de co-caracterização (s), que determina o número de ciclos comuns ($N - s$). A estimação do modelo foi realizada utilizando o algoritmo desenvolvido por A. Warne¹⁹, através do software RATS.

Tabela 2.1 - Teste de Raiz Unitária

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

As estatísticas $\tau_{(\mu)}$ e $\tau_{(t)}$ são referentes aos testes com intercepto e com intercepto e tendência, respectivamente.

*Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem foi determinada de acordo com o critério de Schwarz.

Como já havíamos antecipado, na subseção Séries de Tempo, assumimos que existe uma quebra na tendência das séries de Agropecuária, Indústria e Serviços. Contudo, executamos testes sem considerar a quebra e testes levando em consideração a quebra. Na tabela 2.1, encontram-se os resultados dos testes ADF e KPSS para testes realizados especificando intercepto e intercepto e tendência.

¹⁹ Algoritmo disponível em <http://www.texlips.net/warne/index.html>

Tabela 2.2 - Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural

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

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

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

Empregamos também o teste de raiz unitária proposto por Kwiatkowski *et. al.* (1992), que testa a hipótese nula de estacionaridade. Como visto na tabela 2.1, a hipótese de estacionaridade é rejeitada ao nível de significância de 5%, com exceção da Agropecuária, que é estacionária quando incluímos uma tendência na especificação do teste. Para os testes executados com as variáveis em primeira diferença, as variáveis se mostram estacionárias. Dessa forma, assim como verificado pelo teste ADF, os dados são integrados em primeira ordem.

Contudo, devido às evidências de quebra na tendência, aplicamos os testes de raiz unitária com quebra proposto por Lanne *et. al.* (2002) e Perron (1997). A tabela 2.2 apresenta os resultados dos testes, que nos revelam a não estacionaridade dos dados dentro do período de análise. Portanto, os resultados dos testes mostram uma não estacionaridade dos dados em nível, mas estes são estacionários em diferença.

Partindo dos resultados encontrados até aqui, podemos testar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo²⁰ entre os setores da economia brasileira. Para tal, empregamos o teste de cointegração com quebra estrutural de Johansen (2000), assumindo uma quebra na tendência no primeiro trimestre de 2003. Os resultados são apresentados na tabela 2.3.

Tabela 2.3 - Teste de Cointegração

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

Teste realizado incluindo uma constante no vetor de cointegração. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz.

Conforme a tabela acima, rejeitamos a hipótese de não haver cointegração ($r = 0$) ao nível de 5% de significância pela estatística de traço. A hipótese da existência de pelo menos uma relação cointegrantes ($r \leq 1$) entre as variáveis, também é rejeitada, mas não rejeitamos a hipótese de pelo menos dois vetores de cointegração. Dessa forma, determinamos que existam duas relações de longo prazo entre a produção dos setores. Portanto, existe uma tendência estocástica comum no sistema, já que o número de tendências é determinado pela diferença entre o número de variáveis ($N = 3$) e o número de vetores de cointegração ($r = 2$) no sistema. Com base nesse resultado, podemos dizer que a dinâmica temporal dos setores brasileiros é determinada por um componente agregado comum e por características individuais presentes em cada setor.

O teste de quebra estrutural de Chow foi realizado considerando uma quebra nos parâmetros no primeiro trimestre de 2003. Com base nos resultados do teste, apresentado no

²⁰ Essa relação de equilíbrio refere-se a qualquer relação de longo prazo entre variáveis que não sejam estacionárias, sem que haja qualquer relação com fatores econômicos como forças de mercado ou regras de comportamento do indivíduo (Enders, 2010).

Anexo 1, rejeitamos a hipótese nula de não haver mudanças nos parâmetros do VEC estimado. Os vetores de cointegração normalizados (α') são apresentados na tabela 2.4.

Tabela 2.4 - Vetor de Cointegração Normalizado

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

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

Na literatura, os vetores de cointegração são interpretados como a elasticidade de longo prazo entre os setores, mostrando quais os impactos que as oscilações em um setor podem ocasionar nos demais setores, no longo prazo²¹. Tomando o primeiro vetor normalizado, temos a relação de equilíbrio de longo prazo entre o PIB da Agropecuária e o PIB do setor de Serviços, representado da seguinte forma, $Agro = 0,283.Serv$. Essa expressão nos dá a resposta, de longo prazo, dos choques permanentes de um setor sobre o outro setor. Logo, conforme a expressão acima, um choque permanente positivo de 1%, que ocorre no setor de serviços, tem um efeito permanente positivo de 0,28 pontos percentuais sobre o setor agropecuário brasileiro no longo prazo. Ou seja, mudanças estruturais que provoquem um aumento permanente na produção do setor, causa um efeito positivo sobre o setor agropecuário brasileiro no longo prazo.

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

A relação de equilíbrio de longo prazo entre o setor de serviços e o setor industrial, obtida através do segundo vetor de cointegração, $Ind = 0,721.Serv$, mostra que os impactos

²¹ Ver Tavares (2009) e Hernández (2003).

de longo prazo dos choques permanentes, oriundos do setor de serviços, levam a um efeito positivo na ordem de 0,72 pontos percentuais sobre o PIB setor industrial brasileiro. Observe que, menos que a relação entre os setores seja inelástica no longo prazo, os efeitos das mudanças tecnológicas ocorridas no setor de serviços brasileiro, tem gerado, no período pós-Plano Real, um impacto positivo, levando a aumentos permanentes no setor industrial brasileiro. Em comparação com o setor agropecuário, é visível que existe uma maior interação entre o setor industrial e o setor de serviços brasileiro.

Quanto à relação entre o PIB do setor industrial e o PIB do setor agropecuária, podemos obter o equilíbrio entre os dois setores, através de uma simples manipulação matemática. A relação entre os dois setores é representada por $Agro = 0,392.Ind$. A partir dessa relação, podemos concluir que os choques permanentes do setor industrial têm um impacto maior sobre a agropecuária, do que os choques do setor de serviços. Quando comparados, verificamos que as inovações tecnológicas e as mudanças na produtividade ocorridas no setor industrial trazem um benefício maior ao setor agropecuário do que aqueles originados no setor de serviços.

2.4.1. Teste de Ciclos Comuns

Na metodologia proposta por Vahid e Engle (1993), a soma do número de vetores de cointegração e de co-caracterização não pode exceder o número de variáveis no sistema ($N = 3$). Devido à existência de dois vetores de cointegração, só é possível encontrarmos no máximo um vetor de co-caracterização e, portanto, dois ciclos comuns entre os dados. O resultado do teste é apresentado na tabela 2.5.

Tabela 2.5 - Teste de Ciclos Comuns

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

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

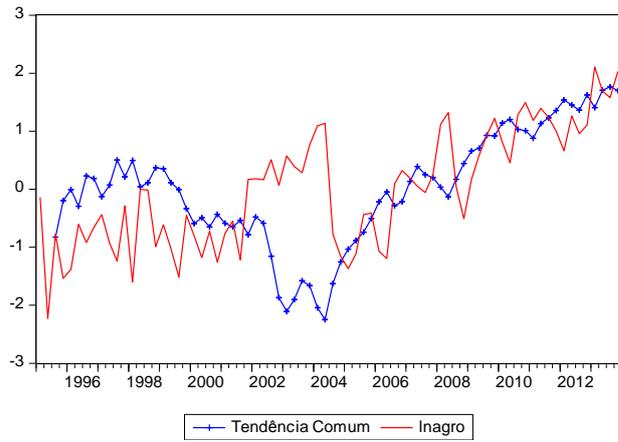
Portanto, a um nível de 5% de significância e com 7 graus de liberdade, não devemos rejeitar a hipótese nula para a existência de pelo menos dois ciclos comuns governando o comportamento de curto prazo dos três setores da economia brasileira. A partir desses resultados, passamos para a estimação do vetor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

2.4.2. Análise de co-movimentos de longo prazo

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

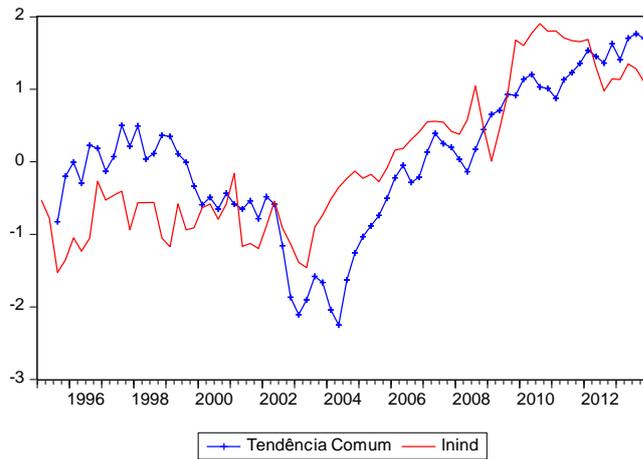
O resultado do teste de cointegração revelou a existência de uma tendência estocástica comum, ou seja, no longo prazo os setores apresentam um comportamento comum. Estimamos a tendência comum e comparamos com o desempenho apresentado pelos setores nos últimos anos. Nas figuras 2.2, 2.3 e 2.4, temos a trajetória da tendência comum estimada e do logaritmo do PIB dos setores.

Figura 2.2 - Tendência Estocástica Comum e Agropecuária



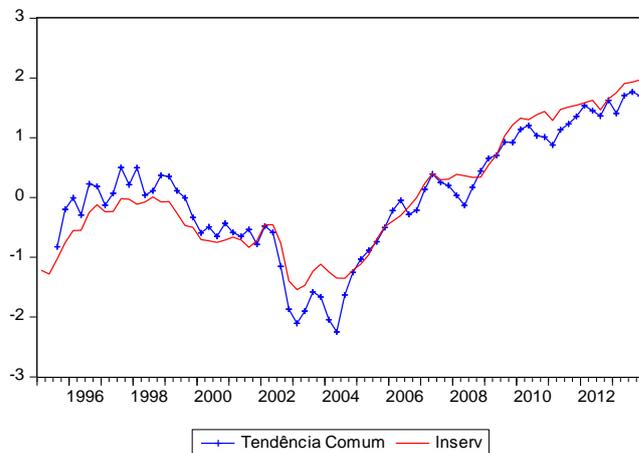
Fonte: Elaboração do autor

Figura 2.3 - Tendência Estocástica Comum e Indústria



Fonte: Elaboração do autor

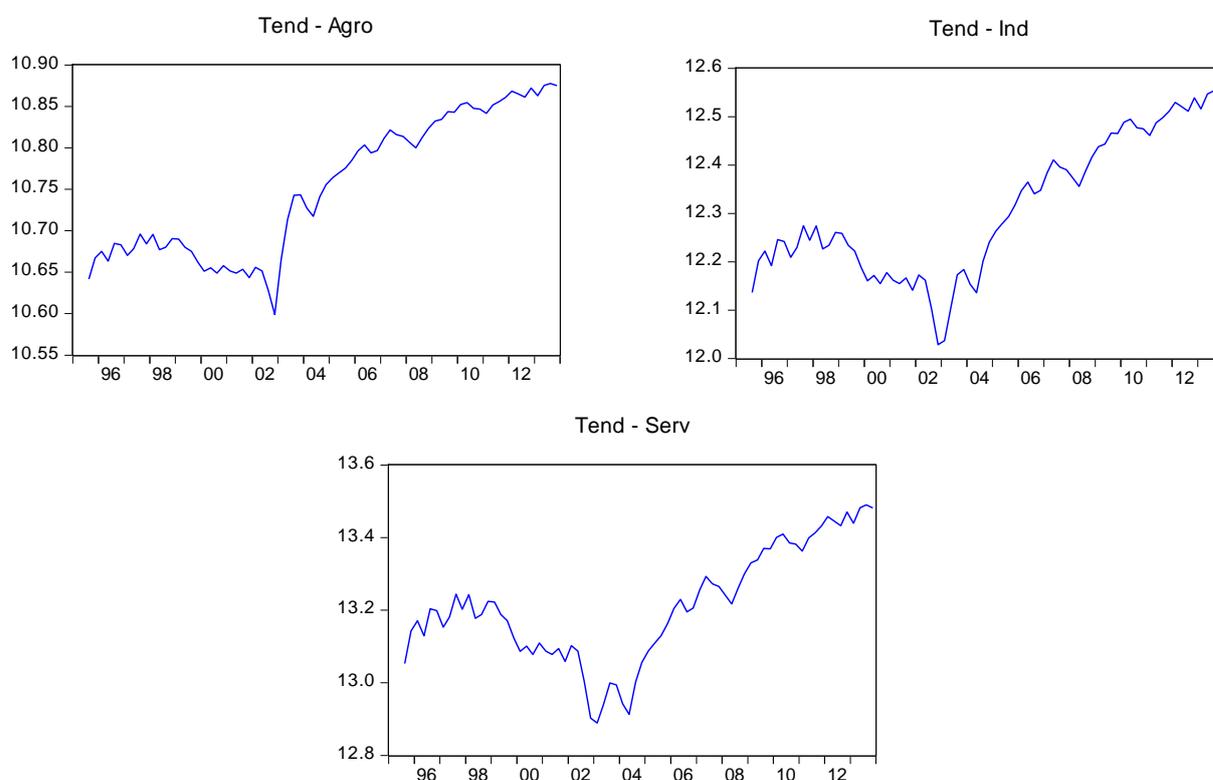
Figura 2.4 - Tendência Estocástica Comum e Serviços



Fonte: Elaboração do autor

A tendência comum estimada está bem ajustada ao comportamento das séries, mostrando que a dinâmica dos setores da economia brasileira é guiada por uma tendência estocástica comum. Podemos destacar que entre 2001 e 2004 o PIB agropecuário não seguiu a tendência seguida pelos outros setores. Pelo visto houve um aumento considerável na produção desse setor nesse período. Segundo o relatório do Banco Central de 2001, houve um aumento de 18,4% em relação ao ano anterior, foi devido a políticas de investimento e pela utilização de novas tecnologias, já que não houve aumento significativo na área de colheita entre 2000 e 2001. A queda observada em 2004 ocorreu devido a adversidades climáticas que provocaram um recuo na produtividade média de mais de 11% no setor. Observamos que indústria e agropecuária tem um comportamento mais volátil do que o setor de serviços, que apresenta uma dinâmica mais suave. Comparando os gráficos 2.2, 2.3 e 2.4, observamos que a tendência estocástica tem uma trajetória mais próxima do setor de serviços, esse comportamento pode encontrar uma resposta na importância relativa que o setor tem na composição da produção da economia brasileira. Sendo o setor responsável por mais de 69% do valor adicionado da produção em 2013.

Figura 2.5 - Tendências individuais dos setores



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

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

Tabela 2.6 - Correlação entre a tendência comum e as tendências individuais

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

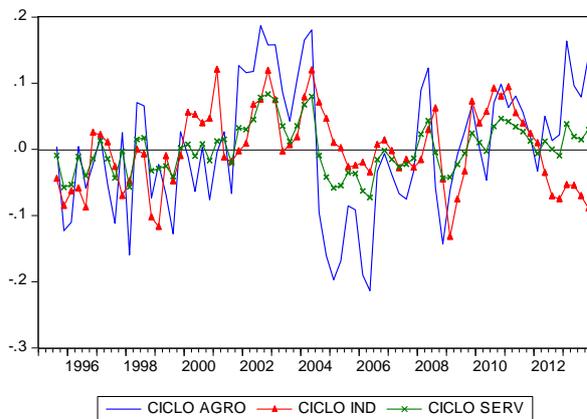
Fonte: Elaboração do autor

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

2.4.3. Ciclos individuais e ciclos comuns estimados

Conforme verificado pelos testes de cointegração e co-caracterização, os nossos resultados se enquadram no caso especial. Nosso próximo passo é proceder à estimação dos ciclos comuns e ciclos individuais dos setores. Relembrando, no caso em que $r + s = N$ é possível estimar o ciclo comum e a tendência comum como uma combinação linear das variáveis do modelo. Os ciclos individuais podem ser encontrados na figura 2.6.

Figura 2.6 - Ciclos individuais



Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 2.7 - Correlação entre os ciclos comuns e os ciclos individuais

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

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2.8 - Estatísticas descritivas dos ciclos individuais e ciclos comuns

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

Fonte: Elaboração do autor

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

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

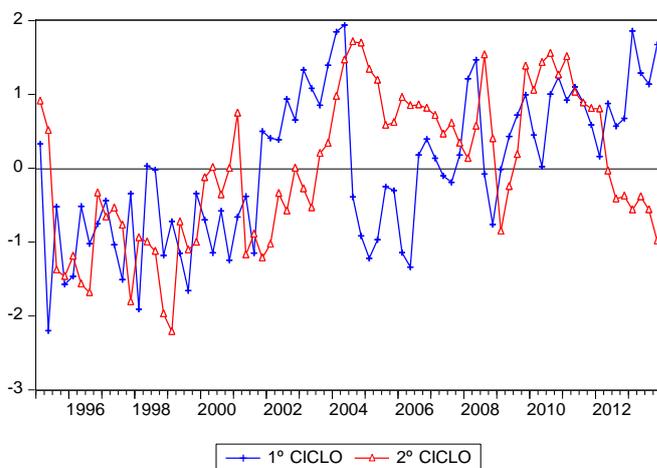
Entre os ciclos estimados, observamos pelo desvio padrão reportado na tabela 8, que o setor agropecuário é o mais volátil entre os três, seguido por indústria e serviços. Analisando os valores de máximo e mínimo, identificamos a agropecuária como o setor com os maiores valores extremos.

Na figura 2.7, encontram-se os dois ciclos comuns estimados para os setores da economia brasileira, gerados a partir dos vetores de cointegração normalizados (α'). Ou seja, pelos resultados obtidos, concluímos que os ciclos dos setoriais são gerados por dois

componentes idiossincráticos. Embora o primeiro ciclo seja responsável pelas trajetórias dos ciclos do setor agropecuário e do setor de serviços, corroborando o comportamento similar em períodos de expansão e recessão da economia.

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

Figura 2.7 - Ciclos Comuns estimados



Fonte: Elaborado pelo autor.

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

exceção do primeiro ciclo comum que se mostra capaz auxiliar na previsão do segundo ciclo comum.

Tabela 2.9 - Causalidade de Granger entre os ciclos¹

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

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

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

Tabela 2.10 - Causalidade de Granger entre as tendências¹

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

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

Em contrapartida, aos resultados do teste de causalidade para as tendências, indicam uma grande capacidade preditiva das tendências individuais entre si e da tendência comum na previsão das flutuações de longo prazo dos setores. Sob a ótica da teoria dos Ciclos Reais de

Negócios, as flutuações cíclicas são ocasionadas por choques permanentes que, por sua vez, são gerados por mudanças tecnológicas e de produtividades. Portanto, choques permanentes oriundos de um setor específico, tem influência na explicação do comportamento de longo prazo dos outros setores.

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

2.4.4. Datação dos ciclos de negócios setoriais

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

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

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

Com relação à amplitude, os períodos de recessão são menores do que os períodos em que a produção do setor está em recuperação. A figura 8 apresenta a trajetória das variáveis e os períodos de contração na produção dos setores. Conforme a figura 2.8, em 2004 e 2008 foram os anos com queda mais acentuada na agropecuária. A queda na produção em 2004 ocorreu devido a fatores climáticos, já a queda de 2008 e o período entre 2010 e 2012, são explicados pelos choques externos originados pela crise internacional que causou uma forte queda nos preços das commodities agrícolas.

Tabela 2.11 - Datação dos *turning points* dos ciclos de negócios nos setores brasileiros

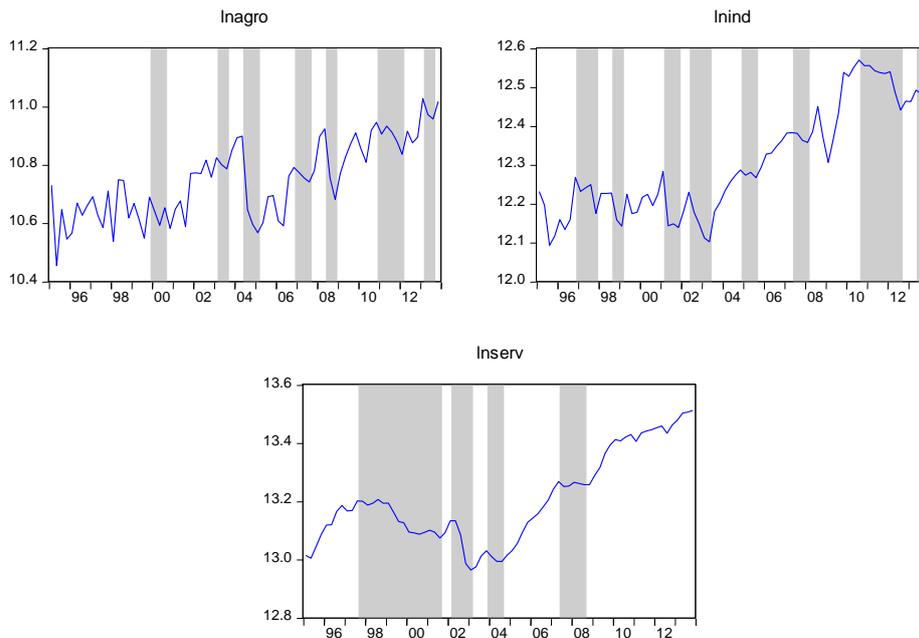
Agropecuária		Indústria		Serviços	
Picos	Vales	Picos	Vales	Picos	Vales
1999.IV	1998.I	1996.IV	1995.III	1997.III	2001.III
2003.I	2000.IV	1998.III	1997.IV	2002.I	2003.I
2004.II	2003.III	2001.I	1999.I	2003.IV	2004.III
2006.IV	2005.I	2002.II	2001.IV	2007.II	2008.III
2008.II	2007.III	2004.IV	2003.II		
2010.IV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

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto à indústria, foram identificados mais períodos de contração e expansão, sendo 8 picos e 8 vales no total. Assim como a agropecuária, o setor industrial brasileiro experimentou mais períodos de expansão do que recessão, levando a ganhos acumulativos positivos sobre o PIB do setor. O maior intervalo de expansão ocorreu entre 2008.I e 2010.III, com dez trimestre de aumento da produção no setor. Assim como na agropecuária, o maior intervalo em que houve contração na produção da indústria foi entre 2010 e 2012, um período de 2 anos com redução na produção agregada do setor. O cenário econômico brasileiro nesse

período apresentava um aumento na taxa de juros em resposta ao aumento da inflação, que atingiu o teto da meta em 2011, e um aumento na taxa de câmbio. Esses fatores dentre outros, podem explicar a queda na produção dentro desse período.

Figura 2.8 - Períodos de contração dos setores



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

Já no setor de serviços, vemos um comportamento diferente dos demais setores da economia brasileira. De acordo com a tabela 10, esse setor teve menos períodos de mudanças nos ciclos com 4 picos e 4 vales e um acumulado positivo quando comparamos os intervalos onde a produção do setor se recupera e desacelera. No entanto, o setor vivenciou um período extenso de contração na sua produção entre 1997 e 2001. A crise internacional causou uma fraca contração no setor, que se recupera após 2008 e volta a se expandir por um longo intervalo com mais de cinco anos, com exceção de pequenas quedas no desempenho nos anos de 2010 e 2012, mas que não se configuram como uma contração.

2.5. CONCLUSÕES

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

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

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

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

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

Esse trabalho tenta lançar uma luz sobre as relações de curto e longo prazo entre os setores da economia brasileira no período de estabilização da economia brasileira. Com o objetivo de incentivar pesquisas futuras, uma análise mais específica poderia ser feita, no sentido de desagregar cada setor e observar suas flutuações no curto e longo prazo; e testar a existência de sincronia entre os ciclos dos setores.

2.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, H.; KWARK, N. S.; VAHID, F. Does International Trade Synchronize *Business cycle*? **Monash University Working Paper** 8, 1999.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central**, Relatório Anual – 2001. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acessado em 02 de junho de 2014.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central**, Relatório Anual – 2002. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acessado em 02 de junho de 2014.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central**, Relatório Anual – 2004. Disponível em: www.bcb.gov.br. Acessado em 02 de junho de 2014.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, OLIVIER J.; QUAH, DANNY. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. **The American Economic Review**, v. 79, n. 4, 1989.
- BRACKE, PHILIPPE. Stata module to implement the Harding and Pagan(2002) business cycle dating algorithm. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457288.html>, 2012.
- BURNSIDE, C. Detrending and Business Cycle Facts: A Comment. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 513-532, 1998.
- BYRNE, JOSEPH P.; PERMAN, ROGER. Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature. **Working paper**, Department of Economics, University of Glasgow, UK, 2006.
- CALCAGNINI, G. Common Trends and Common Cycles in International Labor Productivity. **Economics Letters**, v. 48, p. 179-184, 1995.
- CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 475-512, 1998.
- CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 533-540, 1998.

CERRO, A.M.; PINEDA, J. Do Common Cycles Exist in Latin American Countries? **Latin American Research Abstracts**, n. 17, Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, Center for Latin American Economics, 2002.

CHAUVET, MARCELLE. The Brazilian Business and Growth Cycles. **Revista Brasileira de Economia**. v. 56, p. 75-106, 2002.

CHEUNG, YIN-WONG; WESTERMANN, F. Sectoral Trend and Cycles in Germany. **Empirical Economics**, v. 28, p. 141-156, 2003.

CLARK, PETER K. The Cyclical Component of U.S. Economic Activity. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 102, n. 4, 1987.

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

CUBADDA, G., CENTONI, M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. **Economics Letters**, v. 80, p. 45-51, 2003.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Comércio Exterior da Agropecuária Brasileira: Principais Produtos e Mercados**, ed. 2012. Disponível em: www.agricultura.gov.br

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

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

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

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

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

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

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

ANEXO - 1**Teste de Chow para Quebra Estrutural**

On the reliability of Chow-type tests..., B. Candelon, H. Lütkepohl, *Economic Letters* 73 (2001), 155-160

sample range: [1995 Q2, 2013 Q4], T = 75
tested break date: 2003 Q1 (31 observations before break)
break point Chow test: 33.1443
bootstrapped p-value: 0.0200
asymptotic χ^2 p-value: 0.0009
degrees of freedom: 12
sample split Chow test: 19.2452
bootstrapped p-value: 0.0100
asymptotic χ^2 p-value: 0.0038
degrees of freedom: 6
Chow forecast test: 0.5478
bootstrapped p-value: 0.9700
asymptotic F p-value: 0.9987
degrees of freedom: 132, 75

3. CAPÍTULO - CRESCIMENTO BALANCEADO E O EFEITO DOS CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA.

3.1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, investigar a importância dos choques permanentes e transitórios se tornou um importante ramo da macroeconomia aplicada, pois possibilita aos agentes e ao governo observar como as principais variáveis econômicas respondem aos choques originados por mudanças políticas e tecnológicas e por fatores externos à economia.

Uma das principais questões discutidas na literatura macroeconômica recente é qual tipo de choque causa o ciclo de negócios. A teoria dos Ciclos Reais afirma que os choques permanentes, principalmente os originados por mudanças tecnológicas (choques de oferta), são os responsáveis pelas flutuações macroeconômicas. Por sua vez, a teoria Keynesiana assume as flutuações nos ciclos sendo gerada por choques transitórios (choques de demanda) de natureza monetária (Cubadda e Centori, 2003). Os efeitos dos choques de demanda são refletidos principalmente sobre preços e salário. Enquanto os choques de oferta, que incluem os choques de produtividade, são mais prováveis ter um efeito de longo prazo sobre o produto. Assim os movimentos no produto são dominados por choques de demanda no curto prazo e por choques de oferta no longo prazo. (Blanchard, 1989)

Dentro da teoria dos Ciclos Reais, o trabalho de King *et. al.* (1991) surge como uma referência no estudo dos efeitos das inovações permanentes e transitórias sobre as principais variáveis macroeconômicas. Segundo os autores, as inovações permanentes são originadas por mudanças na produtividade (ou tecnológicas) do fator trabalho e atinge a economia por meio de uma tendência estocástica comum entre o consumo privado, investimento privado e produto nacional *per capita*. A partir de um modelo de crescimento neoclássico fundamentado em um arcabouço econométrico desenvolvido por Beveridge e Nelson (1981), Stock e Watson (1988) e Engle e Granger (1987), os autores constroem um modelo estrutural multivariado assumindo que a produtividade é um processo de passeio aleatório compartilhado pelas variáveis do sistema. Logo, as mudanças na produtividade repercutem em todas as variáveis, causando mudanças permanentes sobre as mesmas.

Esse artigo seminal tornou-se referência na literatura macroeconômica, sendo utilizado como base para o desenvolvimento de novas formas de entender e interpretar as flutuações econômicas (Mellander *et. al.* (1992) e como exercício empírico em trabalhos inovadores, que desenvolvem novos métodos econométricos para estudar os efeitos das flutuações e como elas se propagam pela economia (Issler e Vahid, 2001; Cubadda e Centori, 2003; Camacho, 2005).

Nas últimas décadas, o Brasil passou por várias mudanças no seu cenário econômico, como a implantação do Plano Real; a adoção do sistema de metas de inflação e do câmbio flutuante; as mudanças na condução das políticas monetárias e fiscais para combater a inflação; e as mudanças ocasionadas por crises internacionais. Todos esses fatores geram impactos sobre o comportamento dos agentes no curto e no longo prazo, causando mudanças nas decisões de consumo e investimento por parte dos consumidores e das firmas, respectivamente. Essas mudanças se refletem nos movimentos das principais variáveis macroeconômicas, como consumo agregado, investimento e, por consequência, na produção agregada do país.

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, no ano de 2013 a participação percentual do consumo das famílias na composição do Produto Interno Bruto – PIB brasileiro foi de aproximadamente 62%, enquanto o investimento (formação bruta de capital fixo mais variação de estoques) foi responsável por 18%. Essa composição não ocorre apenas em 2013, conforme o *report* informativo do IBGE, a participação dessas duas variáveis tem se mantido dentro desse patamar pelos últimos treze anos. Em períodos de crise ou mudanças políticas, a participação dessas variáveis sofre alteração, como por exemplo, a crise de 2008, que diminuiu a participação do consumo para 58,9% e aumentou a do investimento para 20,7%.

Essas mudanças na composição e as flutuações no PIB são respostas das variáveis aos choques originados internamente ou em outras economias. Diante desse cenário, entender como consumo, investimento e produto respondem às mudanças políticas e econômicas são ferramentas úteis para os *policy makers* articularem políticas mais adequadas para cada cenário. Da mesma forma, entender qual a importância relativa dos choques de oferta e de demanda também se configura como uma informação útil aos agentes econômicos.

O objetivo desse ensaio é utilizar o modelo básico de crescimento neoclássico sugerido por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991) para verificar as relação de equilíbrio de estado estacionário entre o consumo *per capita*, investimento *per capita* e

produto *per capita*, apresentado pela economia brasileira nas últimas décadas. Averiguar quais os impactos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis e qual a importância relativa deles na explicação do comportamento temporal das variáveis. A base de dados empregada é composta por dados trimestrais entre os anos de 1991 e 2013 e foram obtidas nos sites do IPEADATA e do IBGE.

Além dessa introdução, esse ensaio está subdividido em mais três seções e as considerações finais. A segunda seção apresenta um apanhado da literatura empírica; na terceira seção, temos o modelo teórico e o instrumental econométrico; a quarta seção apresenta as evidências empíricas encontradas sobre a economia brasileira; por último, temos as considerações finais.

3.2. LITERATURA EMPÍRICA

A literatura empírica sugere a existência de uma relação entre as oscilações do *business cycle* e as flutuações na tendência de variáveis macroeconômicas. No campo teórico, duas correntes se destacam na explicação dos determinantes das flutuações de importantes variáveis macroeconômicas, por exemplo, consumo, investimento e produção. Uma delas, a teoria dos Ciclos Reais de Negócios, afirma que os choques associados a mudanças de produtividade e mudanças tecnológicas são os fatores causadores das flutuações; por sua vez, a Teoria Keynesiana supõe que as mudanças na demanda geram os movimentos transitórios causadores das flutuações macroeconômicas. Nessa seção fazemos um apanhado dos principais artigos da literatura empírica abordando o modelo básico de crescimento neoclássico sugerido por King *et. al.* (1991) e os trabalhos que utilizam modelos multivariados cointegrados.

Estimando um modelo desenvolvido para uma pequena economia aberta, na linha do modelo proposto por King *et. al.* (1991), Mellander *et. al.* (1992) trás um avanço à literatura ao permitir a existência de um setor externo no modelo de crescimento neoclássico. Os autores avaliam os efeitos das inovações permanentes e transitórias na economia da Suécia utilizando como variáveis: consumo público e privado real *per capita*, investimento doméstico real *per capita*, produto doméstico *per capita* e termos de troca (que é a razão entre o índice de preços das exportações e o índice de preços das importações), com periodicidade anual, iniciando em 1871 e terminando em 1986. Como conclusão, foram identificadas duas

tendências estocásticas comuns, interpretados como uma tendência estocástica externa e a tendência estocástica doméstica, e dois ciclos comuns entre as variáveis do modelo. Os choques permanentes domésticos são importantes para explicar as variações no investimento, mas não explicam as oscilações nos termos de troca. Outro resultado encontrado mostrou que a tendência estocástica comum estimada difere daquela encontrada pelo modelo de crescimento neoclássico para uma pequena economia aberta.

No trabalho de Engle e Issler (1993), analisam-se os co-movimentos de curto e longo prazo entre países da América Latina, através de um modelo de Tendências e Ciclos Comuns. Empregando dados anuais do PIB real *per capita* de México, Brasil e Argentina no período de 1948 a 1988, os autores encontraram duas tendências estocásticas comuns e um ciclo comum entre as três economias, revelando 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 irão tomar. Além disso, os ciclos estimados mostram a existência de uma correlação negativa com aqueles estimados para a economia dos Estados Unidos, sugerindo que o produto da América Latina comporta-se de forma contra-cíclica em relação ao produto dos Estados Unidos.

Na mesma linha teórica estudada por King *et. al.* (1991), Issler e Vahid (2001) aplicam 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. Segundo os autores, há um ganho de eficiência na estimação gerado pelas restrições de cointegração e correlação serial comum sobre a estimação dos parâmetros de um modelo multivariado. As conclusões do trabalho revelam uma importância relativa dos choques transitórios de 50% na explicação das variações do produto no período de dois anos. Quanto ao investimento, as oscilações transitórias são responsáveis por mais de 80% das suas flutuações. 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.

Hjelm (2001) estima a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre a taxa de câmbio real (Japão – Suécia) e sobre a produtividade total dos fatores de Japão e Suécia no período de 1966 e 1996. As estimações identificaram a existência de uma relação de cointegração entre a produtividade total dos fatores e a taxa de câmbio real dos dois

países. Foram identificados dois choques permanentes e um choque transitório determinando as flutuações das variáveis. Os choques permanentes foram identificados como mudanças na produtividade dos dois países e a flutuação transitória foi assumida como um choque de natureza monetária. A estimação do modelo indicou uma maior importância dos choques de produtividade na explicação dos movimentos da taxa real de câmbio no longo prazo.

Em Kim e Piger (2002), o objetivo é investigar a assimetria nas flutuações econômicas dos Estados Unidos, por meio de um modelo de fatores dinâmicos. A partir de um modelo de crescimento baseado em King *et. al.* (1991) e definindo o consumo como uma tendência estocástica comum, os autores assumem a existência de uma tendência estocástica comum e de um componente transitório comum entre o logaritmo do produto nacional bruto, consumo de bens duráveis e investimento doméstico bruto *per capita* da economia americana, entre os anos de 1995 e 1998. Os resultados indicaram a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo e de curto prazo entre as variáveis. Outro resultado mostrou que as mudanças permanentes na tendência comum (consumo) geram uma mudança permanente nas variáveis, mas que há uma assimetria nas respostas das variáveis aos choques.

Cubbada e Centoni (2003) trazem um avanço à análise dos choques permanentes e transitórios ao propor uma fundamentação estatística para avaliar as contribuições das inovações permanentes e transitórias na explicação das flutuações cíclicas em um sistema cointegrado. A metodologia desenvolvida pelos autores permite mensurar os efeitos permanentes e transitórios por meio de bandas de frequência (*frequency band*) e calcula os intervalos de confiança por *bootstrap*. Para ilustrar a metodologia proposta, os autores procederam a um exercício empírico estimando um modelo de crescimento neoclássico proposto por King *et. al.* (1991). Os resultados indicaram que os choques de produtividade não são o principal determinante das flutuações de consumo, investimento e produto dos Estados Unidos, entre os anos de 1947 e 2001.

Em Narayan (2008), a importância dos choques transitórios e permanentes dentro do horizonte dos ciclos de negócios é investigada para a economia do Reino Unido, no período de 1950 a 2004. O modelo teórico assumido pelo autor é um modelo de crescimento neoclássico baseado em King *et. al.* (1987, 1991). As variáveis do modelo são renda *per capita*, o consumo *per capita* e o investimento *per capita*, com periodicidade trimestral. A decomposição dos componentes transitórios e permanentes indicou que, no curto prazo, as flutuações da renda *per capita* e do consumo *per capita* são determinadas principalmente pelos choques permanentes. Esse resultado está de acordo com os resultados propostos pelo

modelo de Ciclos Reais de Negócios. O investimento *per capita*, por sua vez, é afetado principalmente pelos choques transitórios, estando de acordo com o proposto pela teoria Keynesiana de ciclos de negócios.

Trompieri *et. al.* (2007) analisam o produto, a taxa de câmbio 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 resultados dos 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 indicou a existência de um ciclo entre as variáveis. A função impulso resposta e da decomposição da variância revelou que o produto agrícola 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. Segundo os autores, esse comportamento do produto agrícola se deve a associação do câmbio e da taxa de juros criada pela política econômica adotada no período.

Verificar a existência de movimentos comuns entre México e Estados Unidos é o foco da análise de Hernández (2003). Com dados trimestrais entre o período de 1993 a 2001, o autor identificou uma relação de equilíbrio de curto e longo prazo entre as economias dos 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 dos ciclos comuns revelaram que uma variação de 1% na economia americana, originado por um choque transitório, gera um impacto transitório na economia mexicana de 3,78%.

Dentro da vasta literatura empírica sobre tendências estocásticas comuns, encontramos um trabalho que utilizam um modelo não linear, para identificar os efeitos das inovações permanentes e transitórias sobre as variáveis que compõem o modelo neoclássico básico. Camacho (2005) investiga a existência de uma relação cointegrante com mudanças de regime de Markov entre as variáveis do modelo e a partir daí constrói um método para estimar a tendência estocástica com *Markov – Switching*. Para verificar o modelo proposto, o autor realiza um exercício empírico com dados consumo *per capita*, investimento privado *per capita* e produto *per capita*, da economia americana entre 1953 e 2002. Os resultados evidenciaram uma forte influencia da tendência estocástica sobre as flutuações das variáveis dentro do horizonte do *business cycle*.

Uma investigação sobre a existência de cointegração e co-caracterização entre o PIB real brasileiro e o PIB real americano foi conduzida por Tavares (2009). Utilizando dados trimestrais no período de 1990 a 2007, o autor identificou a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o produto das duas economias. Contudo, os testes também indicaram uma quebra de tendência nos dados e adotou-se a metodologia de Gregory e Hansen (1996) para o teste de cointegração com quebra, que revelou a existência de cointegração entre as séries. Foram estimadas duas sub-amostras para os períodos 1990-1998 e 1999-2007. Os resultados mostraram que a elasticidade de longo prazo aumentou após as mudanças nas políticas macroeconômicas iniciadas a partir de 1998. As tendências estimadas apresentaram comportamento antagônico nas sub-amostras, tendo comportamento positivo na segunda. A magnitude dos ciclos diminuiu na segunda sub-amostra, 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.

Como podemos observar por essa breve revisão, o modelo de crescimento neoclássico básico foi bastante explorado pela literatura internacional nos últimos anos, evidenciando que esse tipo de metodologia pode nos fornecer um arcabouço teórico fundamental para investigarmos os fatores responsáveis pelas flutuações macroeconômicas brasileiras nas últimas décadas.

3.3. MODELO TEÓRICO E INSTRUMENTAL ECONOMETRICO

O modelo empregado nesse ensaio é frequentemente utilizado na análise de crescimento econômico, mas ele também auxilia a investigar os fenômenos dinâmicos, de uma forma mais ampla, envolvendo as escolhas de consumo, esforços do trabalho e investimento (King *et. al.* 1988a). Apresentamos uma descrição de um simples modelo de Ciclos Reais de Negócios com efeitos permanentes gerados por choques de produtividade e mudanças tecnológicas, baseados nos trabalhos de King *et. al.* (1988a, 1988b, 2001), King *et. al.* (1991), Mellander *et. al.* (1992) e Issler e Vahid (2001).

Nosso objetivo é apresentar a descrição e solução do modelo macroeconômico neoclássico, considerando o alicerce teórico desse ensaio, sobre os determinantes das flutuações de importantes variáveis macroeconômicas brasileiras. Essa seção teórica será

dividida em três partes: a primeira apresenta o modelo de crescimento com trajetória de crescimento exógena e determinística, apresentando as funções e restrições que compõem o cenário econômico; na segunda parte, apresentamos o modelo supondo que a produtividade é regida por um processo de crescimento estocástico; na última parte, descrevemos o instrumental econométrico necessário para estimarmos os efeitos das inovações permanentes e transitórias sobre as variáveis. Esse modelo teórico é o foco central da discussão desse ensaio, onde são apresentadas as hipóteses a serem verificadas, tomando como cenário a economia brasileira.

3.3.1. Modelo básico de crescimento neoclássico

Iniciamos a descrição teórica a partir do ambiente econômico, onde a população é composta por muitos agentes idênticos, com número suficiente para que cada escolha individual não tenha influência sobre as quantidades agregadas. As preferências do consumidor são descritas por uma função utilidade, onde o indivíduo escolhe entre consumo e lazer num horizonte de tempo infinito.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t), \quad \beta < 1 \quad (1)$$

C_t representa o consumo no período t e L_t é o lazer no período t . Ambos são assumidos como bens permutáveis e a função utilidade é crescente com relação a consumo e lazer. A função é, por hipótese, estritamente crescente, côncava, continuamente duas vezes diferenciável e satisfaz uma condição do tipo Inada, garantindo que a solução ótima para consumo e lazer, caso exista, será sempre uma solução interior.

Para cada agente, a economia produz um único bem final em cada ponto do tempo. A função de produção neoclássica com tecnologia, assume retornos constantes de escala.

$$Y_t = A_t F(K_t, N_t X_t) \quad (2)$$

em que, o estoque de capital (K_t) é predeterminado em $t - 1$, N_t é a quantidade de mão de obra e A_t é o termo que capta as variações temporárias na produtividade total dos fatores. A função de produção é, por hipótese, côncava, duas vezes diferenciável, contínua, satisfaz a condição de Inada e ambos os fatores são essenciais para a produção do bem.

As variações tecnológicas permanentes são restritas à produtividade do fator trabalho X_t . No modelo há apenas uma *commodity*, que pode ser consumida ou investida, sendo usada na produção no próximo período. A evolução da acumulação de capital segue um processo dinâmico, onde o estoque de capital no período seguinte depende do capital disponível no presente, descontado a taxa de depreciação (δ_K) mais o investimento bruto (I_t) (quantidade do produto armazenada para ser utilizada na produção no próximo período).

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K)K_t + I_t \quad (3)$$

Em cada período, o indivíduo está sujeito a duas restrições. A primeira, diz respeito às horas destinadas a trabalho e lazer. Cada agente aloca uma parcela do seu tempo em horas trabalhadas e em horas de lazer, de forma que a soma dos dois não exceda o total de horas disponível em cada período (aqui assumimos o numerário normalizado igual a 1); a segunda restrição está relacionada a alocação do produto disponível nessa economia. O uso total da *commodity*, entre consumo e investimento, não deve exceder a renda total disponível na economia²².

$$L_t + N_t \leq 1 \quad (4)$$

$$C_t + I_t \leq Y_t \quad (5)$$

O modelo construído sob as condições estabelecidas satisfaz os critérios que tornam o Segundo Teorema do Bem-Estar válido, garantindo que a acumulação de capital ótima será realizada num ambiente de equilíbrio competitivo. (King *et. al.* 1988a). Ou seja, visto que

²² Há também as restrições de não negatividade, $L_t \geq 0, N_t \geq 0, C_t \geq 0, I_t \geq 0$.

todos os agentes são idênticos, no equilíbrio competitivo não haverá comércio intertemporal e a solução pode ser encontrada, a partir do problema de otimização da utilidade do agente individual, dadas as restrições.

Algumas economias industrializadas apresentam um crescimento sustentado durante longos períodos de tempo em variáveis como consumo *per capita* e produto *per capita*, mas se comportam de forma diferente entre as diferentes economias. Esse crescimento se mostra constante e é interpretado na literatura como uma taxa de crescimento de estado estacionário (*steady state*). (King *et. al.*, 1988a)

Precisamos impor restrições adicionais as preferências e a tecnologia para obtermos o equilíbrio de *steady state*. Sob as hipóteses acima, para que as mudanças tecnológicas tenham efeito permanente, precisamos expressar as mudanças por meio de uma função de produção Cobb-Douglas cujas mudanças tecnológicas são do tipo *labor augmenting*.

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (N_t X_t)^\alpha \quad (6)$$

e $N_t X_t$ se refere as unidades efetivas de trabalho. Como as mudanças na produtividade total dos fatores (A_t) são assumidas temporárias, as influências desse fator não são importantes para a análise do crescimento no *steady state*. Isso implica que, dadas a função de produção (equação (3)) e a equação de acumulação (equação (3)), as taxas de crescimento no *steady state* do produto, consumo, capital e investimento são todas iguais a taxa de crescimento do progresso tecnológico *labor augmenting*.

Portanto, qualquer solução de *steady state* factível necessita que todas as taxas de crescimento sejam iguais. Visto que a quantidade de tempo destinado ao trabalho (N) não se altera a única taxa de crescimento constante factível é zero (as horas de trabalho não crescem no estado estacionário)²³. Dessa forma, temos que

$$\gamma_Y = \gamma_C = \gamma_K = \gamma_I = \gamma_X \quad (7)$$

²³ $\gamma_W = \frac{W_{t+1}}{W_t}$

Pela restrição da *commodity*, $Y_t = C_t + I_t$, se $I_t > 0$ a taxa de crescimento de estado estacionário do consumo e investimento devem ser iguais a taxa de crescimento do produto. ($\gamma_Y = \gamma_C = \gamma_I$); pela equação de acumulação do capital, a taxa de crescimento do investimento deve ser igual a taxa de crescimento do capital, no *steady state*; e $\gamma_Y = \gamma_K = \gamma_X$ surge da suposição de retornos constantes de escala. Portanto, se existe o equilíbrio de estado estacionário, ele será o ponto em que o logaritmo do consumo, investimento e produto crescem a uma taxa determinada pelo progresso tecnológico *labor augmenting*. (Kim e Piger, 2002)

Para assegurar a factibilidade do equilíbrio de estado estacionário e a compatibilidade com a solução de equilíbrio competitivo, é necessário impor que a elasticidade intertemporal do consumo seja constante em relação aos níveis de consumo; a renda e o efeito substituição associados com o crescimento sustentado na produtividade do trabalho, não devem auterar a oferta de mão de obra. Tais restrições permite trabalharmos com um tipo específico de funções utilidade com elasticidade substituição intertemporal do consumo constante e igual a $1/\sigma$.

$$u(C, L) = \frac{1}{(1 - \sigma)} C^{1-\sigma} v(1 - N), \text{ para } 0 < \sigma < 1 \text{ e } \sigma > 1 \quad (8)$$

$$u(C, L) = \log(C) + v(1 - N); \text{ para } \sigma = 1 \quad (9)$$

A solução de estado estacionário para o modelo neoclássico básico pode ser obtida pela maximização da função utilidade, em termos *per capita*, sujeito as restrições de possibilidade de produção e acumulação de capital²⁴. A função Lagrangeano é descrita na equação (10).

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^*)^t u(c_t, 1 - N_t) + \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_t [A_t F(k_t, N_t) - c_t - \gamma_X k_{t+1} + (1 - \delta_K) k_t] \quad (10)$$

²⁴ Função utilidade *per capita*: $U = (X_0^{1-\sigma}) \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^*)^t \left[\frac{1}{(1-\sigma)} c_t^{1-\sigma} v(L_t) \right]$, para $\sigma \neq 1$;
 $U = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^*)^t [\log(c_t) + v(L_t) + \log(X_t)]$, para $\sigma = 1$. Para mais detalhes, ver King et. al. (1988a, 1988b)

Condições de primeira ordem – CPO:

$$D_1 u(c_t, 1 - N_t) - \lambda_t = 0 \quad (11)$$

$$D_2 u(c_t, 1 - N_t) - \lambda_t A_t D_2 F(k_t, N_t) = 0 \quad (12)$$

$$\beta^* \lambda_{t+1} [A_{t+1} D_1 F(k_{t+1}, N_{t+1}) + (1 + \delta_K)] - \lambda_t \gamma_X = 0 \quad (13)$$

$$A_t F(k_t, N_t) + (1 - \delta_K) k_t - \gamma_X k_{t+1} - c_t = 0 \quad (14)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (\beta^*)^t \lambda_t k_{t+1} = 0 \quad (15)$$

em que D_i é a primeira derivada parcial com relação ao i -ésimo argumento; $\lambda_t = \Lambda_t / (\beta^*)^t$; a equação (15) é a condição de transversalidade e o estoque de capital inicial é dado (k_0).

Pela CPO, as quantidades *per capita* ótimas são as sequências de mudanças na produtividade ($\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$), consumo ($\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$), trabalho ($\{N_t\}_{t=0}^{\infty}$), estoque de capital ($\{k_t\}_{t=0}^{\infty}$) e preço sombra ($\{\lambda_t\}_{t=0}^{\infty}$) que satisfazem conjuntamente todas as condições obtidas pelo processo de maximização. As restrições impostas à função de produção e as preferências garantem que as CPO (equações (11) – (15)) são condições necessárias e suficientes para o ótimo. A principal característica do modelo com tecnologia estacionária é que o estoque de capital converge monotonicamente para um ponto estacionário (King *et. al.* 1988a).

Com base nos resultados do processo de otimização, pode-se chegar a um sistema linear de equações em diferenças, onde as variáveis são expressas em termos de desvios do ponto estacionário²⁵. Sob a hipótese de condição tecnológica *labor augmenting* crescer em proporções constantes, o resultado do processo indica que as flutuações transitórias de cada variável são influenciadas pelos desvios do estoque de capital com relação ao valor de *steady state* (\hat{k}_t).

$$\hat{c}_t = \pi_{ck} \hat{k}_t$$

$$\hat{i}_t = \pi_{ik} \hat{k}_t \quad (16)$$

$$\hat{y}_t = \pi_{yk} \hat{k}_t$$

²⁵ Esse método de aproximação será omitido dessa seção por não se tratar do foco dessa análise, para mais detalhes ver (King *et. al.* 2001).

$$\hat{N}_t = \pi_{nk} \hat{k}_t$$

em que \hat{c}_t , \hat{l}_t , \hat{y}_t , \hat{N}_t são os desvios percentuais em relação aos respectivos valores de estado estacionário. O termo π_{jk} expressa a elasticidade da variável com relação ao desvio do capital do estado estacionário.

Essas conclusões implicam que produto, consumo e investimento *per capita* são, sob a ótica das séries temporais, uma tendência determinística. No entanto, existem evidências que essas variáveis não apresentam um comportamento de tendência estacionária. A literatura considera que essas séries são tendências estocásticas estacionárias em primeira diferença, ou seja, consumo, investimento e produto, são processo de passeio aleatório. Beveridge e Nelson (1981) mostrou que series temporais integradas em primeira ordem, podem ser representadas como a soma de um termo permanente *random walk* e um termo transitório estacionário. Como nosso objetivo é trabalhar com variáveis que supostamente são processos $I(1)$, assumiremos algumas hipóteses adicionais transformando o modelo neoclássico básico em um modelo com *steady state* estocástico²⁶.

3.3.2. Modelo de crescimento com tendência estocástica

Na seção anterior, o índice de crescimento da condição técnica *labor augmenting* (X_t), cresce a uma taxa constante proporcional $\left(\gamma_X = X_{t+1}/X_t\right)$ e no equilíbrio de estado estacionário, todas as variáveis possuem uma tendência determinística comum. Contudo, sob o arcabouço estocástico, nós supomos que o crescimento tecnológico é representado por um passeio aleatório, em que o logaritmo do progresso tecnológico é representado por,

$$\phi(L)\Delta \log(X_t) = \log(\gamma_X) + \theta(L)\varepsilon_t \quad (17)$$

²⁶ Ver Kim e Piger (2002).

Os termos $\phi(L)$ e $\theta(L)$ são polinômios do operador de defasagem L ; e todas as raízes do polinômio característico estão, por hipótese, fora do círculo unitário. Sendo o crescimento tecnológico um processo $I(1)$, Beveridge e Nelson (1981) mostram que podemos decompor $\log(X_t)$ em um componente permanente *random walk* e num processo estocástico estacionário. Modelando o passeio aleatório com intercepto, temos

$$\log(X_t^P) = \log(\gamma_X) + \log(X_{t-1}^P) + \varepsilon_t^P \quad (18)$$

$$\log(X_t^P) = \log(X_0) + t \cdot \log(\gamma_X) + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{t-i}^P \quad (19)$$

ε_t^P é um termo proporcional à ε_t e representa os desvios do crescimento atual com relação a média; $\log(\gamma_X)$ mede a taxa média de crescimento da produtividade. Perceba que os choques em ε_t^P , ocorridos no tempo t , causam uma mudança permanente sobre $\log(X_t^P)$ e por consequência em $\log(X_t)$. Quando essa hipótese é estabelecida, o sistema linear de equações em diferenças, que descreve a evolução temporal do produto, consumo, investimento, horas e tecnologia é a soma de uma tendência estocástica comum e de um componente estacionário.

$$\begin{aligned} \log(Y_t) &= \log(X_t^P) + \bar{y} + \hat{y}_t \\ \log(C_t) &= \log(X_t^P) + \bar{c} + \hat{c}_t \\ \log(I_t) &= \log(X_t^P) + \bar{i} + \hat{i}_t \end{aligned} \quad (20)$$

em que, $\bar{y}, \bar{c}, \bar{i}$ são os valores de estado estacionário de $\log\left(\frac{Y_t}{X_t^P}\right)$, $\log\left(\frac{C_t}{X_t^P}\right)$,

$\log\left(\frac{I_t}{X_t^P}\right)$, respectivamente. Os elementos $\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t$ são os desvios dos valores de produto,

consumo e investimento, dos seus respectivos valores de *steady state*, em outras palavras, são variáveis aleatórias que captam os efeitos transitórios sobre as variáveis.

Pela equação (20), as mudanças permanentes na produtividade e ou tecnologia, induzem à mudanças na trajetória do equilíbrio de longo prazo do consumo, investimento e produto *per capita*. A partir dessas equações podemos construir duas combinações lineares que eliminam a tendência estocástica. As combinações $\log(I_t) - \log(Y_t)$ e $\log(C_t) - \log(Y_t)$ são estacionárias e cointegradas no sentido de Engle e Granger (Vahid e Issler, 2001), ou seja, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o logaritmo do consumo *per capita* e produto *per capita* e entre investimento *per capita* e produto *per capita*. Ao eliminar os efeitos permanentes da produtividade, podemos traçar o comportamento de curto prazo das variáveis por meio dos termos de desvios ($\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t$).

Combinar linearmente essas variáveis tem uma implicação teórica em termos de cointegração. Seja $Z_t = [\ln i \quad \ln c \quad \ln y]'$ o vetor composto pelo logaritmo das variáveis investimento *per capita*, consumo *per capita* e produto *per capita* no tempo t . Como já mencionamos, cada variável é um processo de tendência estocástica estacionário em primeira diferença, por causa do comportamento *random walk* da produtividade. Logo, as implicações teóricas desse comportamento nos dizem que as variáveis compartilham de uma tendência estocástica comum (também interpretada como crescimento balanceado²⁷). Ou seja, na terminologia de cointegração, existem dois vetores linearmente independentes $\alpha_1 = (1, 0, -1)'$ e $\alpha_2 = (0, 1, -1)'$ que separadamente geram combinações estacionárias de Z_t ²⁸. (King *et. al.* 1991)

Diante dessa fundamentação teórica, o nosso objetivo é verificar se o logaritmo do consumo *per capita*, investimento *per capita* e produto *per capita* apresentado pela economia brasileira nas últimas décadas podem ser representados por uma tendência estocástica estacionária em primeira ordem; verificar empiricamente se existem uma combinação linear estacionária entre elas e se essa combinação está de acordo com os pressupostos teóricos; Constatar a existência de uma tendência estocástica comum; e observar o comportamento de curto e longo prazo das variáveis com relação as inovações permanentes (choques de produtividade ou tecnológicos) e as inovações transitórias ($\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t$).

O instrumental econométrico empregado nessa análise consiste de teste de raiz unitária para verificar se as variáveis são $I(1)$; o teste de cointegração de Johansen, para encontrar uma

²⁷ Ver King *et. al.* (1991).

²⁸ Na literatura, a combinação linear $\log(C_t) - \log(Y_t)$ e $\log(I_t) - \log(Y_t)$ recebe o nome de *great ratios*. Devido à existência de uma tendência estocástica comum entre as variáveis, o logaritmo da razão entre consumo e produto e investimento e produto, são processos estocásticos estacionários.

possível relação de equilíbrio de longo prazo, indicando que existe um crescimento balanceado de longo prazo; e caso as variáveis satisfaçam as condições anteriores, aplicar a metodologia multivariada proposta por Warne (1993) e avaliar o comportamento das variáveis frente aos choques permanentes e transitórios, por meio da função impulso resposta e da decomposição da variância do erro de previsão.

3.3.3. Cointegração e Crescimento balanceado

O modelo de tendências comuns consiste de um vetor de tendências e um vetor de variáveis estacionárias, onde nenhum componente pode ser observado isoladamente. De acordo com a literatura, modelos lineares são geralmente compostos pela soma de um termo puramente não determinístico e um termo de erro serialmente não correlacionado no tempo. Esse modelo tem duas características que são importantes para o tipo de análise que estamos propondo para a economia brasileira: primeiramente, ele possibilita a inclusão de um elemento estocástico na tendência, permitindo que alguns choques tenham um efeito permanente sobre a economia; se houverem menos tendências do que variáveis, o modelo permite que exista uma relação de *steady state* entre as variáveis (Warne, 1993).

Sendo $Z_t = [\ln i \quad \ln c \quad \ln y]'$ um vetor de séries de tempo, composto pelas variáveis do modelo teórico. Podemos representar o vetor como a soma de dois componentes.

$$Z_t = Z_t^p + Z_t^s \quad (21)$$

em que, Z_t^p representa um vetor de tendências estocásticas e o termo Z_t^s representa a componente transitória, composta por resíduos estacionários. Se as variáveis forem integradas em primeira ordem, ou seja, se as séries são estacionárias em primeira diferença, então pode existir uma relação de longo prazo estacionária entre elas. Se esse equilíbrio de longo prazo existir, dizemos que a combinação linear das variáveis é estacionária e as variáveis são cointegradas. Particularmente, o número de tendências comuns entre os dados e a forma como eles se relacionam é determinado pelas restrições de cointegração impostas pela estimação do

Vetor de Correção de Erros – VEC. De forma que, $\alpha'Z_t^p = 0$ e $\alpha'Z_t = \beta'Z_t^s$ e α' é o vetor de cointegração.

Contudo, tal restrição não especifica e nem sugere se essa tendência está relacionada a choques gerados por mudanças na condução de políticas econômicas ou mudanças tecnológicas. Para sermos capazes de interpretar as tendências como mudanças tecnológicas ou políticas, precisamos garantir algumas condições de identificação (Warne, 1993). Para construir tais condições, devemos inicialmente considerar um modelo multivariado, onde podemos definir o vetor Z_t , 3-dimensional composto pelos dados, cuja dinâmica é determinada por $k \leq 3$ tendências estocásticas comuns. Especificamente, o modelo na forma estrutural é descrito por,

$$Z_t = z_0 + Y\tau_t + \Phi(L)v_t \quad (22)$$

O termo L representa o operador de defasagem²⁹; o vetor v_t de dimensão 3 é composto por termos de erro. Por suposição, um ruído branco com média zero e matriz de variância – covariância igual a identidade³⁰ e $v_s = 0$ para todo $s \leq 0$; e o termo z_0 é estacionário. A matriz polinomial $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j$ é absolutamente somável e $\Phi(L)v_t$ é estacionário.

As tendências ou componente de crescimento do vetor Z_t são descritas pelo termo $Y\tau_t$, tal que a matriz de coeficientes Y tem dimensão $3 \times k$ e posto igual a k . Ou seja, as tendências são linearmente independentes entre si e Y é interpretado como os efeitos das inovações da tendência comum sobre as variáveis. Se as tendências são linearmente determinísticas, então $\tau_t = \mu t$, e $\Delta\tau_t = \mu$ (μ é um vetor de dimensão k composto apenas por constantes). Como estamos tratando com tendências estocásticas lineares, devemos modelar τ_t como um passeio aleatório (*random walk*) com intercepto, de forma que³¹,

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t \quad (23)$$

²⁹ $L^j Z_t = Z_{t-j}$, para qualquer inteiro j .

³⁰ $E(v_t) = 0$ e $E(v_t v_t') = I_3$, tal que I_3 é uma matriz identidade de dimensão n .

³¹ Por hipótese φ_t é um ruído branco. $E(\varphi_t) = 0$ e $E(\varphi_t \varphi_t') = I_k$

O termo φ_t é um vetor estrutural de choques independentes com dimensão k , que causam efeitos permanentes sobre Z_t , se Υ for diferente de zero. Esses choques estruturais podem dar origem às flutuações transitórias em torno da tendência, já que o termo v_t pode conter elementos de φ_t . Logo, solucionando (3) e substituindo em (2) podemos reescrever a equação, da seguinte forma:

$$Z_t = z_0 + \Phi(L)v_t + \Upsilon[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j] \quad (24)$$

Assim, o vetor de tendências estocásticas é representado pela solução de um processo *random walk* com intercepto, multiplicado pela matriz Υ , ou seja, $Z_t^p = \Upsilon[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]$ e o vetor de componentes transitórios é composto apenas por termos estacionários, definido por $Z_t^s = z_0 + \Phi(L)v_t$. Além disso, se o número de tendências comuns for menor do que o número de variáveis incluídas no modelo ($k < 3$), então existe exatamente $r = 3 - k$ vetores linearmente independentes à matriz estimada Υ . Portanto, sob as hipóteses assumidas e dada a ortogonalidade entre os r vetores e as colunas de Υ , existe uma matriz α composta pelos r vetores que satisfazem a condição $\alpha'\Upsilon = 0$. Logo, $\alpha'\{ \Upsilon[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j] \} = \alpha'Z_t^p = 0$.

Garantida essa condição, a matriz α de dimensão $3 \times r$ elimina a tendência estocástica de todos os elementos de Z_t e a nova variável ($w_t = \alpha'Z_t$), gerada pelo processo, é estacionária mesmo que todos os elementos de Z_t , sejam individualmente não estacionários. (Mellander *et. al.*, 1992).

Se φ_j e v_t forem correlacionados, os distúrbios da tendência (φ_j) podem influenciar não apenas o crescimento, mas também, as flutuações em torno da tendência. Dessa forma, os k primeiros elementos de v_t são dados por φ_j e os r elementos restantes são compostos pelo vetor ψ_t de dimensão r , representando os choques transitórios que atingem Z_t . (Oliveira Júnior *et. al.*, 2008)

Ao trabalharmos com um modelo estrutural, estamos interessados em saber como a hipótese de crescimento balanceado (tendência estocástica comum) pode restringir as relações entre as variáveis (King. *et. al.*, 1991). Por se tratar de uma análise multivariada, podemos assumir que o vetor Z_t é representado por um VAR irrestrito de ordem p , que devemos

estimar na forma reduzida, através da imposição de restrições para identificar os choques estruturais que atingem as variáveis.

Suponha um VAR irrestrito escrito da seguinte forma,

$$A(L)Z_t = \rho + \varepsilon_t \quad (25)$$

O vetor de distúrbios ε_t é por hipótese um ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância (Σ) positiva definida. O termo $A(L)$ é uma matriz polinomial 3×3 , tal que $A(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^p A_j \lambda_j$ e o $\det[A(\lambda)] = 0 \Leftrightarrow |\lambda| \geq 1$; λ são os autovalores de $A(L)$.

Como estamos trabalhando com variáveis que, por hipótese, são um processo de raiz unitária, podemos reescrever a equação (25) de forma que ela seja estacionária. Usando o Teorema de Representação de Granger – TRG, temos que,

$$A^*(L)\Delta Z_t = \rho - \gamma w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

em que, $w_{t-1} = \alpha' Z_{t-1}$, $A^*(L) = I_3 - \sum_{j=1}^p A^*_j \lambda_j$, $A^*_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i$; $i = 1, \dots, p-1$ e γ é uma matriz composta por parâmetros de ajustamento. Assumindo que as variáveis que compõem o nosso modelo estrutural são não estacionárias e cointegradas (*great ratios*), então existem r vetores de cointegração e pelo TRG³² o *rank* de $A(1) = r$ e $A(1) = \gamma\alpha'$. As matrizes γ e α são de dimensão $3 \times r$ e as colunas de α são chamadas de vetores de cointegração. A existência de cointegração implica que o processo w_t é conjuntamente estacionário. Sob a ótica do nosso modelo estrutural, se considerar o vetor de cointegração como um equilíbrio de *steady state* dos elementos de Z_t , então o termo γw_{t-1} representa as correções das mudanças em Z_t devido ao erro em relação ao equilíbrio de longo prazo³³.

Visto que os elementos do nosso vetor de variáveis são um processo de raiz unitária, então ΔZ_t é um processo estacionário e pela decomposição de Wold, podemos representar o VAR como um vetor de médias móveis VMA.

³² Ver Engle e Granger (1987), pág. 255.

³³ Ver Warne (1993), pág. 5.

$$\Delta Z_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (27)$$

em que $C(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^{\infty} C_j \lambda^j$ e a matriz $C(\lambda)$ pode ser escrita da seguinte forma, $C(\lambda) = C(1) + (1 - \lambda)C^*(\lambda)$ ³⁴. Rearranjando a equação (7) e resolvendo recursivamente por *backward-looking*, obtemos:

$$Z_t = z_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t \quad (28)$$

$$\xi_t = \rho + \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

e $\delta = C(1)\rho$. Reescrevendo a equação (8) em conformidade com a equação (4), temos

$$Z_t^p = C(1)[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j] \quad (30)$$

$$Z_t^s = y_0 + C^*(L)v_t \quad (31)$$

Garantindo a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis do modelo, a matriz $C(1)$ tem posto reduzido, indicando que apenas os $k = 3 - r$ elementos de $C(1)\varepsilon_t$ resultaram em efeitos permanentes independentes sobre Z_t . (Warne, 1993).

Dessa forma, podemos encontrar uma igualdade entre a representação inicial do componente permanente e transitório com a representação obtida pela decomposição de Wold (eq. (30) e (31)).

$$Y\varphi_t = C(1)\varepsilon_t$$

$$YY' = C(1)\Sigma C(1)' \quad (32)$$

$$Y\mu = C(1)\rho$$

³⁴ $C^*(\lambda) = \sum_{i=0}^{\infty} C^*_i \lambda^i$ é absolutamente somável e $C^*_j = -\sum_{i=j+1}^{\infty} C_i$; $i \geq 0$.

Portanto, para estimarmos a matriz (Y) composta pelos parâmetros correspondentes aos efeitos dos choques permanentes sobre as variáveis, precisamos obter informações sobre os parâmetros das matrizes $C(1)$ e Σ , que são obtidas através de um VAR restrito e pela equação (26), respectivamente. Observe que a matriz $C(1)$ é encontrada por meio da estimação do modelo irrestrito na equação (25) e estamos trabalhando com um modelo cointegrado, como descrito em (26). Logo, precisamos reescrever a equação (26) de uma forma que seja possível estimar os valores de $C(1)$.

Defina uma matriz não singular M de ordem 3, dada por $[S'_k \quad \alpha]'$, em que as linhas da matriz $k \times 3$, S_k satisfazem $S_{i,k}C(1) \neq 0$ para todo $i \in \{1, \dots, k\}$. Defina γ^* uma matriz 3×3 da forma $[0 \quad \gamma]$; duas matrizes polinomiais $D(\lambda) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-\lambda)I_r \end{bmatrix}$ e $D_{\perp}(\lambda) = \begin{bmatrix} (1-\lambda)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$; $\theta = M\rho$ e $\eta_t = M\varepsilon_t$. Munido dessas expressões, podemos representar a equação (26) como um VAR condicionado aos vetores de cointegração e o resultado do processo é definido como VAR restrito. O processo para obter o modelo restrito é descrito a seguir: pré-multiplique a equação (26) pela matriz M ,

$$MA^*(L)\Delta Z_t = M\rho - M\gamma w_{t-1} + M\varepsilon_t \quad (33)$$

$$MA^*(L)\Delta Z_t = \theta - M\gamma w_{t-1} + \eta_t \quad (34)$$

Agora defina uma variável aleatória 3 – dimensional x_t , tal que $x_t = D_{\perp}(\lambda)MZ_t$ e sabendo que $(1-\lambda)I_3 = D(\lambda)D_{\perp}(\lambda)$ e $\gamma w_t = \gamma^*x_t$, podemos expressar o sistema restrito como se segue,

$$B(L)x_t = \theta + \eta_t \quad (35)$$

$$B(\lambda) = M[A^*(\lambda)M^{-1}D(\lambda) + \gamma^*\lambda] \quad (36)$$

No modelo restrito, a matriz polinomial representa a dinâmica de curto prazo do modelo, enquanto os termos $(D_{\perp}(\lambda), D(\lambda))$ e M representam a integração e cointegração das variáveis, respectivamente. Os parâmetros da equação (35) podem ser estimados por máxima verossimilhança gaussiana incluindo uma constante e p defasagens³⁵. As matrizes M e $D_{\perp}(\lambda)$, necessárias para construir a variável x_t , podem ser construídas tomando como base os valores

³⁵ Para mais detalhes sobre o Teorema de Representação de Grange da equação (35) e as condições que garantem a estimação dos componentes das matrizes, ver Warne (1993) e Mellander *et. al.* (1992).

de equilíbrio de longo prazo, ou seja, os vetores de cointegração (α). Em outras palavras, o espaço gerado pelas linhas de α' são suficientes para determinarmos as matrizes M e $D_{\perp}(\lambda)$.

Temos duas formas de estimar os valores dos elementos que compõem a matriz α . O primeiro é pelo método de Máxima Verossimilhança proposto por Johansen (2000), que nos permite estimar e analisar os vetores de cointegração; o segundo é através de um modelo estrutural derivado a partir de um modelo econômico, em que os vetores de cointegração representam uma relação de estado estacionário entre as variáveis.

Após definirmos os elementos de α e usando as relações em (32), a expressão que identifica os choques permanentes e os choques transitórios, a partir do vetor de inovações estruturais v_t , pode ser obtida por meio das equações abaixo.

$$\varphi_t = (YY')^{-1}Y'C(1)\varepsilon_t \quad (37)$$

$$\psi_t = (\gamma'\Sigma^{-1}\gamma)^{-1/2}\gamma'\Sigma^{-1}\varepsilon_t \quad (38)$$

As equações acima têm algumas características que devem ser observadas. As inovações permanentes são dadas por φ_t e estão associadas aos choques na tendência comum; as inovações permanentes (φ_t) e transitórias (ψ_t) são independentes entre si; e inovações transitórias são mutuamente independentes.

Definida a metodologia utilizada para verificarmos os efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis do modelo, nosso próximo passo é proceder com os testes de raiz unitária e cointegração; estimar o modelo estrutural e verificar a validade da restrição teórica imposta sobre a relação de longo prazo dessas três variáveis.

3.4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

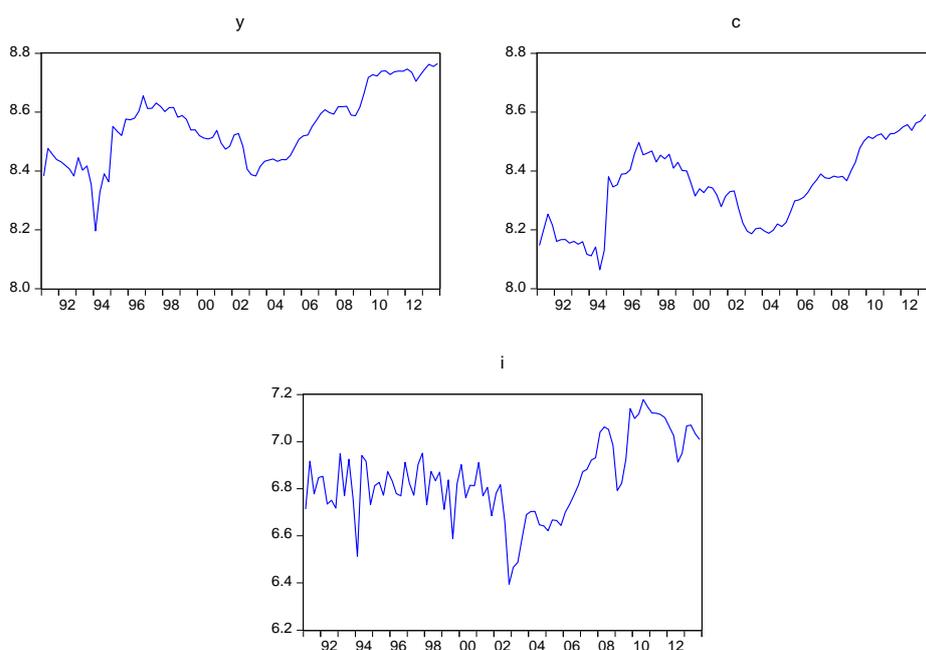
3.4.1. Base de Dados

A base de dados utilizada nesse ensaio é composta por três séries de tempo com periodicidade trimestral. Tendo como fonte de referência o IPEADATA, obtivemos as séries

de Produto Interno Bruto (Y_t), Consumo Final (C_t) e Investimento³⁶ (I_t), entre o primeiro trimestre de 1991 ao último trimestre de 2013, sendo no total, 92 observações para cada variável. A escolha desse intervalo temporal se deu pela disponibilidade de dados trimestrais para essas variáveis.

Os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna – IGP-DI e ajustados sazonalmente via filtro Census X-12. Os resultados do processo de otimização, discutido na seção “Modelo Teórico e Instrumental Econométrico”, foram obtidos considerando as variáveis em termos *per capita*. Portanto, procedemos à criação das variáveis em termos *per capita*.

Figura 3.1 - Comportamento temporal do logaritmo das variáveis produto *per capita* (y), consumo *per capita* (c) e investimento *per capita* (i).



Fonte: IPEADATA, IBGE. Elaborado pelo autor. Variáveis em logaritmo.

Devido à indisponibilidade de dados trimestrais da população residente brasileira, fez-se necessário a criação de uma série com essa periodicidade, por meio de uma interpolação dos dados³⁷ anuais disponíveis no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística –

³⁶ Variável composta pela formação bruta de capital fixo mais variação de estoques.

³⁷ O método utilizado foi a interpolação cúbica. Escolhemos esse tipo de procedimento por ser uma metodologia utilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE na interpolação de dados populacionais.

IBGE. A partir da construção da série trimestral criamos as séries *per capita*. As variáveis logaritmizadas são apresentadas na figura 3.1³⁸.

O modelo de crescimento neoclássico assume que as variáveis do modelo são um processo integrado de primeira ordem $I(1)$. Logo, faz-se necessário verificar se essa hipótese condiz com o comportamento apresentado pelos dados da economia brasileira nos últimos anos. Uma forma de verificarmos essa hipótese é através dos testes de raiz unitária. Na próxima subseção, serão empregados métodos amplamente explorados pela literatura para testar a estacionaridade de série econômicas.

3.4.2. Análise de estacionaridade

A produtividade do trabalho, segundo a hipótese assumida, é um processo *random walk* que determina o comportamento do produto, consumo e investimento *per capita*³⁹. Para verificar se essa suposição é factível para a economia brasileira aplicamos quatro diferentes testes de raiz unitária. Inicialmente aplicando os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, e Shin - KPSS (1992) para verificar a hipótese de raiz unitária e de estacionaridade, respectivamente. Contudo, como pode ser observar na figura 1, existem quebras nas séries e esses testes não são robustos na presença de quebras estruturais. Observando a figura 1 identificamos uma quebra em 1994 originada pela mudança na política econômica, com a implantação do Plano Real; outra quebra estrutural ocorre nos dados do investimento no ano de 2002, possivelmente em resposta aos aumentos consecutivos na taxa de juros ocorridos naquele ano, em resposta às fortes pressões inflacionárias.

Dessa forma, empregamos mais três testes adicionais: o teste de Lanne *et. al.* (2002), o de Zivot-Andrews (1992) e o teste proposto por Lumsdaine-Papell (1997), que possibilitam verificar a hipótese de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes de raiz unitária com quebra utilizados apresentam duas características distintas. No primeiro, Lanne *et. al.* (2002), a data da quebra é determinada exogenamente e o teste permite a inclusão de apenas uma

³⁸ O processo de otimização do modelo é construído assumindo restrições em termos de consumo privado *per capita*, investimento privado *per capita* e produto nacional privado *per capita*. Os dados empregados nessa análise diferem das variáveis do modelo teórico. Contudo, encontramos precedentes na literatura que nos permite trabalhar com variáveis que incluem os gastos do governo com consumo e no investimento. Ver Mellander *et. al.* (1992) e Narayan (2008).

³⁹ Para evitar a repetição desnecessária de termos, as palavras produto, consumo e investimento referem-se, respectivamente, ao logaritmo do produto *per capita*, consumo *per capita* e investimento *per capita*.

quebra; já o teste de Zivot-Andrews (1992), a data de quebra é determinada endogenamente; e o teste de Lumsdaine-Papell (1997), a data da quebra é determinada endogenamente e o teste permite a existência de múltiplas quebras na série. Esse último teste foi empregado nos dados do investimento devido às quebras observadas nos dados. Os resultados dos testes são apresentados na tabela 3.1.

Tabela 3.1 - Teste de Estacionaridade

		<i>y</i>		<i>c</i>		<i>i</i>	
		$\tau_{(\mu)^*}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(\mu)}$	$\tau_{(t)}$
ADF ¹	Nível	-0,819	-1,717	-0,907	-1,539	-1,848	-2,325
	1ª diferença	-5,747	-5,726	-8,890	-8,856	-9,606	-9,568
	V. críticos	-2,86 (nível)		-3,41 (1ª diferença)			
KPSS ²	Nível	1,581	0,327	1,275	0,324	1,032	0,466
	1ª diferença	0,076	0,067	0,108	0,1	0,038	0,035
	V. críticos	0,463 (nível)		0,146 (1ª diferença)			
Lanne <i>et. al.</i> ³ (2002)	Nível	-1,399	-1,686	-0,808	-1,698	-2,158	-3,354
	1ª diferença	-5,823	-4,311	-9,178	-7,123	-6,292	-5,633
	V. críticos	-2,88 (nível)		-3,03 (1ª diferença)			
		<i>y</i>	<i>c</i>	<i>i</i>	v. críticos		
Zivot-Andrews	$\tau_{(\mu)}$	-2,828	-3,044	-3,994	-4,93		
	$\tau_{(t)}$	-2,847	-2,850	-4,725	-5,08		
Lumsdaine-Papell ⁴			Nível	1ª diferença	v. críticos		
	$\tau_{(\mu)}$	-5,157	-7,2085	-6,160			
	Tendência	-4,692	-6,9638	-6,620			
	$\tau_{(t)}$	-6,828	-7,7803	-6,750			

*As estatísticas $\tau_{(\mu)}$ e $\tau_{(t)}$ são referentes às especificações do teste incluindo o intercepto e com intercepto e tendência, respectivamente. Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem segue o critério de Schwarz. ¹O teste ADF assume a hipótese nula de raiz unitária nos dados. ²A estacionaridade é a hipótese nula assumida pelo teste KPSS. ³Teste realizado considerando uma shift dummy; ⁴O teste tem sob hipótese nula que a série é um processo de raiz unitária com múltiplas quebras.

Os resultados dos testes ADF e KPSS sugerem que produto, consumo e investimento são não estacionários em nível, mas estacionários em primeira diferença nas duas especificações de teste selecionadas. Esse resultado configura que todas as séries são um processo de passeio aleatório conforme pressupõe a teoria. As evidências encontradas com os

testes ADF e KPSS também são observadas nos resultados dos testes com quebra de Lanne *et al.* (2002), em que consideramos exogenamente a quebra no ano de 1994 e no teste de Zivot-Andrews que determina endogenamente as datações das quebras. O teste Lumsdaine-Papell (1997), aplicado apenas para a série de investimento, indica a estacionaridade em primeira diferença dessa série.

Esses resultados corroboram a hipótese teórica do modelo, indicando que as variáveis são influenciadas pelo comportamento *random walk* da produtividade. Confirmado esse pressuposto teórico, nosso próximo passo é verificar a existência de uma relação cointegrante entre consumo, investimento e produto e testar a validade da restrição teórica sobre os vetores de cointegração imposta pelo modelo.

3.4.3. Restrição teórica e teste de cointegração

Por meio de um processo de otimização e sob as hipóteses do modelo de crescimento estocástico, chegamos à conclusão de que consumo, investimento e o produto são cointegradas no sentido de Engle e Granger (1987), ou seja, existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis. Conforme apresentado, as combinações $\log(c_t) - \log(y_t)$ e $\log(i_t) - \log(y_t)$ eliminam a tendência estocástica dos dados e geram duas restrições teóricas sobre a matriz de cointegração α_{Nxr} . De acordo com essa restrição, para o vetor de variáveis

dado por $Z_t = \begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}$, existem dois vetores de cointegração teórica, dada por, $\alpha = [\alpha_1 \quad \alpha_2] =$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix}.$$

O teste de cointegração de Johansen é a técnica empregada para verificar a validade da restrição entre os dados. Escolhemos o procedimento de Johansen (2000) por se tratar de um método robusto à existência de mudanças estruturais nos dados. O teste não identifica a data de quebra endogenamente, portanto, devido à implantação do Plano Real em 1994, determinamos exogenamente a data de quebra no trimestre em que o plano entrou em vigor. A tabela 3.2 reporta os resultados do teste, considerando uma dummy de quebra em 1994.

Tabela 3.2 - Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural

Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	Valor - p
$r = 0$	79,11	41,41	0.000
$r \leq 1$	32,25	24,66	0.003
$r \leq 2$	5,12	11,92	0,495

Teste realizado incluindo uma constante no vetor de cointegração. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz.

Conforme a tabela acima, a hipótese nula de não haver cointegração ($r = 0$) deve ser rejeitada ao nível de 5% de significância pela estatística de traço. A hipótese da existência de pelo menos uma relação cointegrantes ($r \leq 1$), entre as variáveis, também é rejeitada, mas não rejeitamos haver pelo menos dois vetores de cointegração. Dessa forma, os resultados do teste corroboram a teoria econômica e existem duas relações cointegrantes estacionárias entre os dados. Esse procedimento também nos fornece o vetor de cointegração normalizado tal que as r primeiras linhas no vetor são normalizadas para uma matriz identidade. Então, de acordo com os resultados, a matriz de cointegração $\alpha_{3 \times 2}$ empírica assume a seguinte forma: $\alpha =$

$$[\alpha_1 \quad \alpha_2] = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1.304 & -1.090 \\ (0.187) & (0.059) \end{bmatrix}. \text{ Os valores entre parênteses correspondem aos erros padrão}$$

dos vetores e indicam que a estimação é significativa ao nível de 5%.

Para verificar se os vetores restritos são consistentes com os dados apresentados pela economia brasileira, estimamos um Vetor de Correção de Erros – VEC impondo restrições sobre os parâmetros dos vetores de cointegração⁴⁰. Aplicamos o método proposto por Boswijk (1995) para testar a validade da restrição teórica sobre o espaço de cointegração gerado pelos

vetores estimados. Sob a hipótese nula o teste assume $\mathcal{H}_0: \alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix} \vartheta$, em que ϑ é um

vetor arbitrário, ou seja, o vetor estrutural é um subespaço 3-dimensinal que gera todas as possíveis relações cointegrantes entre as variáveis. O resultado do teste de Razão de Verossimilhança reporta um p -valor igual a (0.158), indicam que não podemos rejeitar, ao

⁴⁰ VEC estimado usando uma dummy para captar os efeitos da mudança no plano econômico. O número de defasagens foi determinado pelo critério de Schwarz.

nível de 5% de significância, a hipótese de que as restrições são válidas⁴¹. Em outras palavras, existe uma relação de equilíbrio entre a razão investimento – produto e consumo – produto para a economia brasileira no período 1991 – 2013.

King *et. al.* (1991) assumem que existe uma tendência estocástica comum (crescimento balanceado) entre consumo, investimento e produto, devido ao comportamento da produtividade e das mudanças tecnológicas. Segundo Warne (1993), existem $N - r$ tendências estocásticas comuns em um modelo cointegrado, em que N é o número de variáveis no sistema e r é o número de relações cointegrantes entre elas. Portanto, dados o número de variáveis ($N = 3$) e o *rank* de cointegração ($r = 2$), existe uma tendência estocástica comum determinando a dinâmica de crescimento de longo prazo do consumo, investimento e produto brasileiro nas últimas décadas. Esse resultado é consistente com a hipótese de crescimento balanceado (tendência estocástica comum) entre as séries.

3.4.4. Crescimento balanceado e os choques de produtividade.

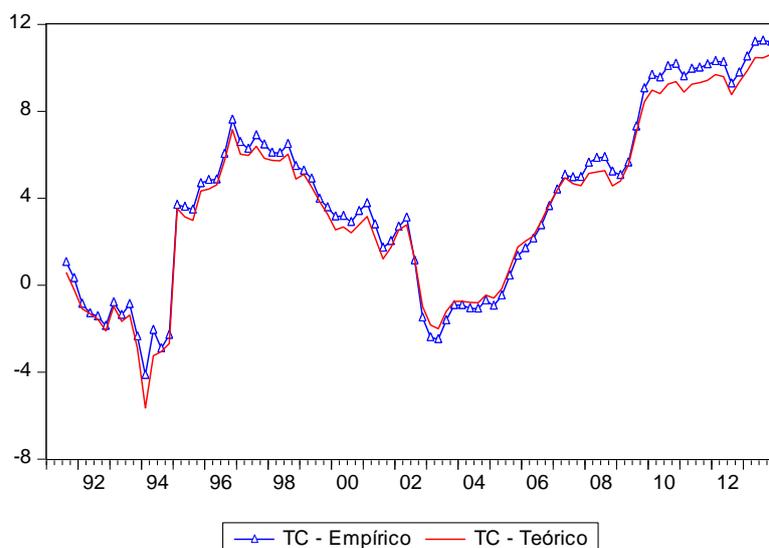
Após confirmarmos as hipóteses do modelo, partimos para a estimação da tendência estocástica comum, ou seja, estimar a taxa de crescimento balanceado entre as três variáveis do modelo. Além disso, estimamos os efeitos permanentes e transitórios dos choques de produtividade e a sua importância relativa sobre as flutuações do consumo, investimento e produto utilizando a função impulso resposta e a decomposição da variância do erro de previsão.

Para estimar a tendência comum, utilizamos a rotina⁴² para RATS, desenvolvida por Warne (1993), que utiliza os vetores de cointegração estimados para gerar a tendência comum. Foram empregadas duas especificações de vetores: a primeira é definida pelo vetor estrutural teórico; a segunda é a matriz de cointegração revelada pelos dados. A tendência comum teórica, diz respeito à tendência gerada a partir do vetor de cointegração teórico e a tendência comum empírica é gerada pelos vetores de cointegração estimados pelo teste de Johansen (2000). A figura 2 mostra as duas tendências estimadas.

⁴¹ Valor χ^2 igual a 4,577; teste implementado por meio do software Eviews 8.

⁴² Disponível em <http://www.texlips.net/awarne/>.

Figura 3.2 - Tendência comum teórica e empírica



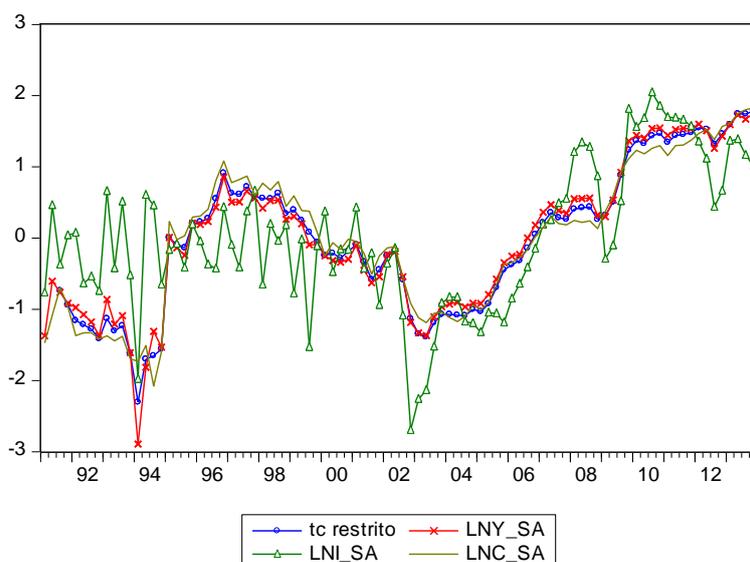
Elaborado pelo autor.

Conforme a figura 3.2 existe uma proximidade entre as duas tendências, corroborando os resultados do teste de razão de verossimilhança, indicando que o modelo teórico tem uma boa capacidade para explicar as flutuações das variáveis.

A hipótese de crescimento balanceado significa que as variáveis crescem a taxas constantes no longo prazo. Conforme podemos observar, a implantação do Plano Real causou uma mudança no crescimento das três variáveis. A estabilidade do novo plano gerou um aumento nas taxas de crescimento entre 1994 e 1996. A partir daí consumo, investimento e produto passam a decrescer até o ano de 2002. Esse foi um período bastante conturbado para a economia brasileira, devido aos choques externos gerados pelas crises do México, Rússia, Argentina, e pela crise de confiança no Real, que obrigou o governo a adotar o câmbio flutuante em 1999.

No ano de 2002, houve um forte aumento na inflação, levando as autoridades monetárias a elevar a taxa básica de juros para conter as pressões sobre o nível de preços da economia. Todos esses fatores podem estar relacionados com o desempenho das variáveis no período entre 1994 e 2002. Após 2002, a tendência comum apresenta uma tendência crescente, com exceção no ano de 2008, indicando os possíveis efeitos da crise internacional sobre a economia brasileira.

Figura 3.3 - Consumo, investimento, produto e tendência comum.



Elaborado pelo autor.

A trajetória temporal das séries e da tendência estocástica comum pode ser encontrada na figura 3.3. O consumo e produto tem um comportamento bem próximo daquele apresentado pela tendência comum, indicando que as duas séries são mais influenciadas por mudanças permanentes do que pelas transitórias. Essa impressão inicial será fortalecida pela decomposição da variância estimada. Quanto ao investimento é evidenciado um comportamento mais volátil em relação às outras variáveis.

A matriz Υ mede os efeitos de longo prazo da tendência comum sobre as variáveis. De acordo com os valores estimados, consumo, investimento e produto reagem de forma positiva e significativa as mudanças tecnológicas. Esse resultado fortalece a hipótese de crescimento balanceado entre as séries do modelo⁴³.

⁴³ Da mesma forma, estimamos os efeitos de longo prazo da tendência comum irrestrita.

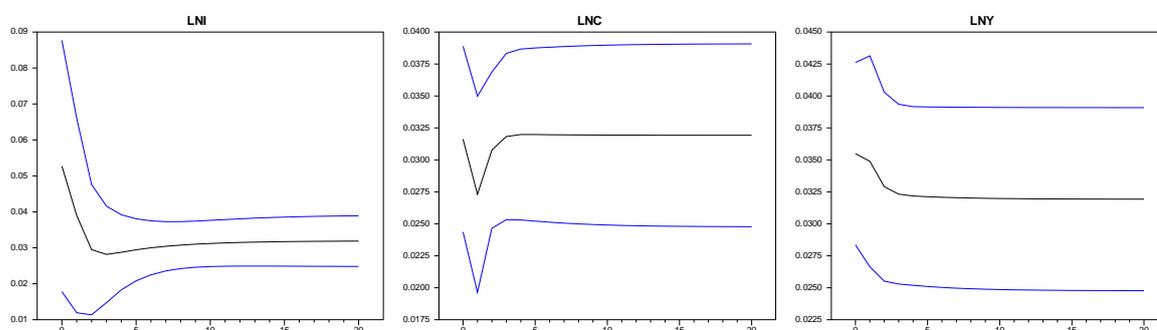
$$\begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}_t = z_0 + \begin{bmatrix} 0,036 \\ (0,003) \\ 0,030 \\ (0,003) \\ 0,028 \\ (0,003) \end{bmatrix} \tau_t + \Phi(L)v_t. \text{ Os resultados do modelo irrestrito também mostram um efeito positivo e}$$

significante das inovações permanentes na tendência comum sobre as variáveis. Tais efeitos tem um impacto maior sobre o investimento, mas bem próximo daquele obtido pelo modelo teórico.

$$\begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}_t = z_0 + \begin{bmatrix} 0,031 \\ (0,003) \\ 0,031 \\ (0,003) \\ 0,031 \\ (0,003) \end{bmatrix} \tau_t + \Phi(L)v_t \quad (39)$$

Sob as suposições de identificação apresentadas na subseção “Cointegração e tendência estocástica comum”, podemos estimar os efeitos das inovações permanentes (choques na tendência comum, ou seja, choques no crescimento balanceado) e os efeitos transitórios (desvios dos valores correntes em relação aos seus respectivos valores de *steady state*), por meio da função impulso resposta. As Figuras 3.4 e 3.5 mostram a resposta das variáveis num período de vinte trimestres aos dois choques transitórios e ao choque permanente⁴⁴.

Figura 3.4 - Impulso Resposta nas inovações permanentes



Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

De acordo com a figura 3.4, as mudanças permanentes têm um impacto positivo sobre as variáveis no primeiro trimestre. Inicialmente os choques de produtividade causam um efeito positivo sobre o investimento brasileiro, mas que decrescem nos dois trimestres seguintes e converge para o equilíbrio após 12 trimestres. Em outras palavras, o investimento leva em torno de quatro anos para se ajustar as mudanças tecnológicas. Já o produto, responde

⁴⁴ Choque de um desvio padrão. Intervalos de confiança de 95%.

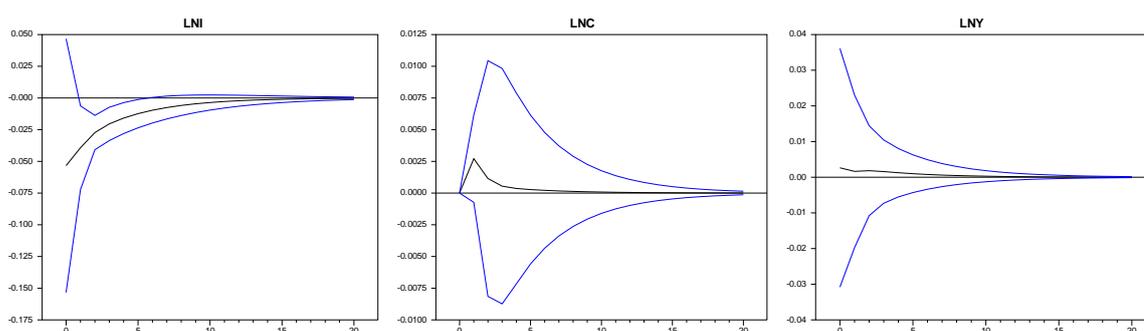
de forma expansiva no primeiro trimestre, mas decresce ao longo de nove trimestres seguintes, quando o efeito do choque se dissipa.

O consumo, por sua vez, reage de forma positiva, mas decresce dentro do primeiro trimestre e volta ao nível inicial a partir do terceiro trimestre, onde converge para o equilíbrio depois de seis trimestres. O comportamento do consumo indica que os agentes ajustam suas escolhas de consumo dentro de um ano e meio.

Devido às características dos dados, identificamos a existência de dois choques transitórios influenciando a dinâmica de curto prazo das variáveis do sistema. Os choques transitórios refletem as oscilações de curto prazo de consumo, investimento e produto. Em outras palavras, são os desvios das variáveis ao seu respectivo estado estacionário.

Dentro do horizonte de ciclos de negócios, as inovações temporárias são interpretadas com flutuações geradas por mudanças na política fiscal, preferências e investimentos autônomos (Narayan, 2008). Como todas as variáveis do modelo são reais, a teoria econômica sugere que os choques transitórios são de natureza nominal, sendo induzidas por mudanças monetárias (Hjelm, 2001).

Figura 3.5 - Função Impulso Resposta na 1ª inovações transitórias



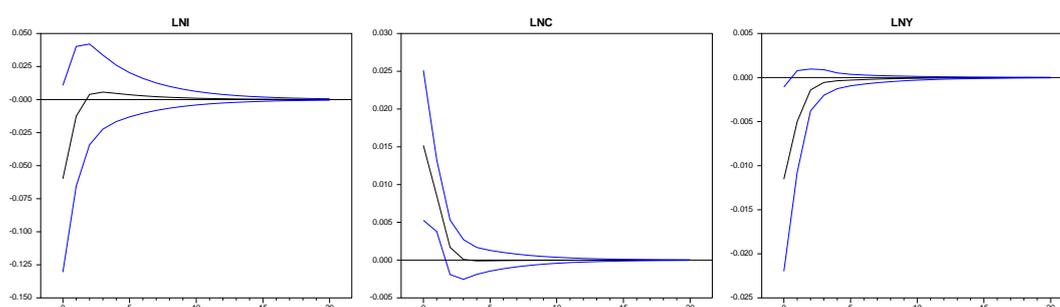
Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

Conforme podemos observar nas figuras 3.5 e figura 3.6, o consumo responde positivamente aos dois choques transitórios no curto prazo. As oscilações transitórias geram um aumento no consumo no curto prazo e uma diminuição no investimento, conforme o primeiro gráfico. Por sua vez, o produto responde positivamente, mas de forma pouco

expressiva. O segundo choque transitório tem o mesmo efeito observado anteriormente. Contudo, o produto responde negativamente as oscilações transitórias.

A resposta de consumo e investimento as mudanças transitórias parecem estar de acordo com a interpretação dada aos choques transitórios. Se a natureza dos choques é de origem monetária, os efeitos de mudanças na condução da política monetária, no sentido de elevar a taxa de juros, causam uma resposta negativa do investimento e por consequência, um aumento no consumo. Em outras palavras, com o aumento nos juros, o custo de investir aumenta e diminui o custo de consumir, no curto prazo. Os efeitos de tais mudanças se dissipam dentro de 15 trimestres aproximadamente, indicando que esse tipo de inovação tem impacto somente no curto prazo.

Figura 3.6 - Função Impulso Resposta na 2ª inovações transitórias



Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

Após verificarmos os resultados da função impulso resposta, procedemos na estimação da decomposição da variância do erro de previsão. Esse instrumento será utilizado para verificarmos a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das variáveis. A decomposição da variância foi construída assumindo um horizonte de 20 trimestres.

Examinando a tabela 3.3, podemos notar que dentro de um horizonte de quatro trimestres, mais de 60% das flutuações no investimento são ocasionadas por choques transitórios. Após 12 trimestres, os choques permanentes passam a prevalecer sobre os choques transitórios na explicação das flutuações do investimento.

Tabela 3.3 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Períodos		1º C. transitório	2º C. transitório	C. Transitório ¹	C. Permanente
1	<i>i</i>	0.309 (0.592)	0.389 (0.465)	0.698 (0.192)	0.302 (0.192)
	<i>c</i>	0.000 (0.000)	0.188 (0.127)	0.188 (0.127)	0.812 (0.127)
	<i>y</i>	0.005 (0.065)	0.095 (0.089)	0.100 (0.112)	0.900 (0.112)
4	<i>i</i>	0.363 (0.066)	0.248 (0.178)	0.610 (0.156)	0.390 (0.156)
	<i>c</i>	0.002 (0.006)	0.076 (0.019)	0.078 (0.021)	0.922 (0.021)
	<i>y</i>	0.003 (0.003)	0.033 (0.015)	0.037 (0.015)	0.963 (0.015)
8	<i>i</i>	0.314 (0.214)	0.198 (0.166)	0.512 (0.361)	0.488 (0.361)
	<i>c</i>	0.001 (0.004)	0.038 (0.009)	0.039 (0.011)	0.961 (0.011)
	<i>y</i>	0.002 (0.013)	0.018 (0.007)	0.020 (0.013)	0.980 (0.013)
12	<i>i</i>	0.264 (0.285)	0.165 (0.173)	0.429 (0.446)	0.571 (0.446)
	<i>c</i>	0.001 (0.003)	0.025 (0.006)	0.026 (0.008)	0.974 (0.008)
	<i>y</i>	0.002 (0.012)	0.012 (0.004)	0.014 (0.012)	0.986 (0.012)
16	<i>i</i>	0.226 (0.301)	0.140 (0.174)	0.367 (0.466)	0.633 (0.466)
	<i>c</i>	0.001 (0.002)	0.019 (0.005)	0.019 (0.006)	0.981 (0.006)
	<i>y</i>	0.001 (0.010)	0.009 (0.003)	0.011 (0.010)	0.989 (0.010)
20	<i>i</i>	0.197 (0.297)	0.122 (0.169)	0.319 (0.459)	0.681 (0.459)
	<i>c</i>	0.000 (0.002)	0.015 (0.004)	0.016 (0.005)	0.984 (0.005)
	<i>y</i>	0.001 (0.009)	0.008 (0.003)	0.009 (0.008)	0.991 (0.008)

* Os valores em parênteses são referentes ao erro padrão. ¹.Referente ao efeito acumulado dos dois choques transitórios. Fonte: elaboração do autor.

Quanto a consumo e produto, suas flutuações são dominadas pelos choques permanentes. Como podemos observar, tanto no horizonte entre 1 e 20 trimestres, mais de 90% das flutuações no produto e consumo são explicadas pelos choques de produtividade ou variações tecnológicas. Esses resultados evidenciam uma regra dominante nas flutuações das duas variáveis. Os resultados do consumo brasileiro apontam para mudanças suaves ao longo do tempo e a baixa influência dos fatores transitórios nas variações do consumo. Indicando que apenas mudanças que tem efeito permanente sobre a renda dos agentes podem alterar o consumo. As políticas com efeitos temporários sobre a renda, não são capazes afetarem o consumo.

3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse ensaio foi verificar se um modelo neoclássico básico poderia explicar as flutuações macroeconômicas do consumo, investimento e produto *per capita* brasileiro entre 1991 e 2013. O arcabouço teórico desse ensaio é fundamentado no modelo de crescimento neoclássico estocástico proposto por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991), em que o logaritmo das variáveis consumo *per capita*, investimento *per capita* e produto *per capita* são integrados de ordem um ($I(1)$) e existe uma componente estocástica comum, representando a produtividade.

As evidências empíricas estão de acordo com as suposições teóricas do modelo. As variáveis apresentam um comportamento de passeio aleatório e existe um equilíbrio de longo prazo entre elas, apontando uma relação de estacionaridade entre consumo – produto e investimento – produto. A hipótese de crescimento balanceado entre as variáveis foi verificada e representam um impacto positivo, significativo e de mesma magnitude sobre as variáveis.

Os choques de produtividade refletem numa mudança positiva nas variáveis, embora exista uma queda no consumo nos primeiros trimestres. Esses choques são responsáveis pela maior parte das flutuações do consumo e do produto brasileiro no longo prazo, fortalecendo a hipótese teórica dos ciclos reais, que assume que as flutuações dos ciclos de negócios são geradas pelos choques de produtividade (choques de oferta).

Os choques transitórios estimados geram uma resposta positiva por parte do consumo no curto prazo, enquanto o investimento responde negativamente aos choques. Esse comportamento está de acordo com a restrição teórica imposta pelo modelo, segundo a qual, os indivíduos devem alocar seus recursos entre consumo e investimento (equação 5). Portanto, no curto prazo, os choques transitórios gerados na economia fazem com que o custo do consumo se torne menor, em relação ao custo de investir, fazendo com que o consumidor opte por gastar seus recursos com consumo.

Esse ensaio pode ser estendido para um modelo teórico incluindo setor externo e verificando a existência de correlação serial comum e de uma tendência estocástica comum não linear entre as variáveis do sistema.

3.6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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. A traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 79, n. 5, p. 1146 – 1164, 1989.

BOSWIJK, H. P. **Identifiability of Cointegrated Systems**. Working Paper. University of Amsterdam, 1995.

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.

CAMACHO, MAXIMO. Markov – Switching Stochastic Trends and Economic Fluctuations. **Journal of Economic Dynamic & Control**, v. 29, p. 135-158, 2005.

CAMPBELL, John Y.; MANKIW, Gregory. Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Flutuations. **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 cycle*: A Cautions Note. **Empirical Economics**, 24, p. 529-535, 1999.

CUBADDA, G.; CENTONI M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. **Economics Letters**, v. 80, p. 45-51, 2003.

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

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

HAMILTON, JAMES D. **Time series analysis**, 1 ed. Princeton University Press, 1994.

ENGLE, ROBERT F.; GRANGER, C. W.J. co-Integration and Error Correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251 – 276, 1987.

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 Econometriche Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.

HJELM, GORAN. Total Factor Productivity and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy: The Relative Importance of Permanent and Transitory Shocks. **Working Paper**, 2001.

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

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, acesso em 04 de maio de 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>, acesso em 04 de maio de 2014.

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

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.

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

KIM, CHANG-JIN; PIGER, JEREMY. Common Stochastic Trends, Common Cycles, and Asymmetry in Economic Fluctuations. **Journal of Monetary Economics**. v. 49, p. 1189-1211, 2002.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; STOCK, JAMES H.; WATSON, MARK W. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 819-840, 1991.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and *Business cycle*: I. The Basic Neoclassic Model. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 195-232, 1988a.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and *Business cycle*: II. New Directions. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 309-341, 1988b.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix. **Working Paper**, 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.

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

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

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

NARAYAN, PARESH K. Understanding the Importance of permanent and Transitory shocks at Business Cycles horizons for the UK. **Physica A**, p. 2879 – 2888, 2008.

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

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

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

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.