

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas – PCE

FÁBIO AUGUSTO GIANNINI

CICLOS DOS NEGÓCIOS: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA AS
FLUTUAÇÕES DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO
COMPREENDIDO ENTRE 1992 E 2007

MARINGÁ
2009

FÁBIO AUGUSTO GIANNINI

CICLOS DOS NEGÓCIOS: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA AS
FLUTUAÇÕES DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO
COMPREENDIDO ENTRE 1992 E 2007

Dissertação apresentada ao Programa de
Mestrado em Economia da Universidade
Estadual de Maringá-PR, como requisito
parcial para obtenção do título de **Mestre em
Economia**.

Orientadora: Prof. Dr. Maria Helena Ambrosio
Dias.

MARINGÁ
2009

AGRADECIMENTOS

A minha família, meu irmão Rodrigo e minha irmã Camila e, em especial a minha mãe e ao meu pai, por tudo que tenho conquistado na vida; e a meu irmão Marcelo pelo seu exemplo de força e perseverança;

À minha namorada Renata, que no convívio do dia-a-dia soube compreender a minha ausência em vários momentos;

À Prof^a D^{ra} Maria Helena Ambrósio Dias pela dedicação na orientação do trabalho, não só pelos conhecimentos transmitidos, paciência, compreensão e por fazer-se presente em todo momento em que precisei, mas também pelos incentivos e, por fim, pelo exemplo de ser humano ético, inteligente, trabalhador;

Aos demais professores e funcionários do Curso de Pós-Graduação em Economia da UEM, Joilson Dias, José L. Parré, Alexandre Florindo, Natalino H. Medeiros, Antonio C. Lugnani, Marina S. da Cunha, Amália M. G. Godoy, Ricardo L. Lopes, Jaime Trintin e Denise H. S. Becca, que contribuíram direta e indiretamente para o meu aperfeiçoamento profissional;

Aos fiéis companheiros, Juliano Galle, Karen, João, Aulo, Kleber e Vinícios, pelo apoio, entusiasmo e amizade;

Aos demais colegas de classe Gilberto, Anderson, Aracely, Marcela e Juliano, dos quais pude absorver conhecimento;

Aos demais amigos que conviveram comigo neste período, Eduardo, Giovanni, Waleska e todas as outras pessoas que por falta de espaço ou deslize não coloquei aqui;

Aqui vão meus sinceros agradecimentos.

GIANNINI, Fábio Augusto. Ciclos dos Negócios: Um Estudo Empírico Para as Flutuações da Economia Brasileira no Período Compreendido entre 1992 e 2007. 2009. 146 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2009.

RESUMO

Esta pesquisa tem como objetivo testar a relevância dos choques nominais sobre a economia real, contrastando as teorias dos ciclos reais dos negócios e a teoria novo-keynesiana de ciclos, para a economia brasileira, durante o período compreendido entre 1992 e 2007. Isto sob a hipótese de que os ciclos existentes na economia brasileira advindos de política econômica podem ser explicados por pelo menos uma das correntes de pensamento econômico. A análise empírica de séries temporais é utilizada para identificação do componente cíclico das séries. Para testar a hipótese estabelecida, modelos com vetores autorregressivos (VAR) são aplicados, os quais são adequados para séries estacionárias. Apresenta-se ainda, as funções de impulso-resposta e a análise de exogeneidade. Os resultados econométricos indicam que tanto choques tecnológicos quanto os monetários são capazes de gerar ciclos dos negócios na economia brasileira, ou seja, ambas as correntes, RBC e novo-keynesianos, explicam em parte as variações cíclicas da economia brasileira. Entretanto, a teoria dos ciclos reais dos negócios nega a existência de ciclos advindos de choques monetários, haja vista o entendimento de que a moeda é neutra, não havendo qualquer efeito sobre o produto decorrente de alterações da oferta monetária. Tal fato nos leva a interpretar os ciclos dos negócios na economia brasileira sob a ótica novo-keynesiana.

Palavras-Chave: teoria dos ciclos dos negócios, economia brasileira, séries temporais.

GIANNINI, Fábio Augusto. Ciclos dos Negócios: Um Estudo Empírico Para as Flutuações da Economia Brasileira no Período Compreendido entre 1992 e 2007. 2009. 146 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2009.

ABSTRACT

This dissertation aims to test the importance of the nominal shocks over real economy, contrasting the real business cycle theory and the new-keynesian theory for the Brazilian economy, studying the period between 1992 and 2007. Under the hypothesis of that the existing cycles in the Brazilian economy from economic policy can be explained by one of schools of economic thought. This work presents an analysis of time series, inside of the identification of the cyclical component of the variables. Testing the hypothesis established, it uses vector auto-regression models (VAR), that it is adjusted for stationary series. Also, the impulse-response functions are used as an instrument and we show the analysis of exogeneity. The results indicate that technological and monetary shocks are able to bring business cycles at the Brazilian economy. It agrees with new Keynesian thoughts, because the Real Business Cycle Theory does not accept cycle sources from monetary shocks. Hence, based on the econometrics results, we interpret the business cycles of Brazilian economy like the new Keynesian theory.

Key-words: *business cycle theory, Brazilian economy, time series.*

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	vii
LISTA DE TABELAS	ix
INTRODUÇÃO	12
Capítulo I. CICLOS ECONÔMICOS E SUAS ABORDAGENS TEÓRICAS.....	16
INTRODUÇÃO.....	16
1.1. SÉRIES TEMPORAIS E SEUS COMPONENTES.....	16
1.2. CARACTERÍSTICAS DOS CICLOS ECONÔMICOS.....	17
1.3. A EVOLUÇÃO DAS TEORIAS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS.....	19
1.3.1. Novos-Clássicos.....	21
1.3.1.1. A primeira geração: Ciclos Monetários.....	21
1.3.1.2. A segunda geração: Ciclos Reais.....	25
1.3.2. A Abordagem Novo-Keynesiana dos Ciclos de Negócios.....	27
1.4. APLICAÇÕES EMPÍRICAS DE MODELOS DE CICLOS DOS NEGÓCIOS...	32
1.4.1. Aplicações para a Economia Brasileira.....	32
1.4.2. Aplicações em Nível Internacional.....	36
Capítulo II. FLUTUAÇÕES RECENTES NA ECONOMIA BRASILEIRA.....	42
INTRODUÇÃO.....	42
2.1. TRANSFORMAÇÕES NA ESTRUTURA DA ECONOMIA BRASILEIRA.....	42
2.2. CHOQUES EXTERNOS E CRISES INTERNAS.....	49
Capítulo III. ANÁLISE EMPÍRICA DOS CICLOS DE NEGÓCIOS NA ECONOMIA BRASILEIRA.....	61
INTRODUÇÃO.....	61
3.1. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS.....	62

3.1.1. Material e Estatística Descritiva.....	62
3.1.2. Método de Filtragem e Características dos Ciclos.....	65
3.1.2.1. Filtro Hodrick-Prescott (HP).....	65
3.1.2.2. Características dos Ciclos.....	66
3.2. PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS E RESULTADOS.....	80
3.2.1. Testes Preliminares para a Aplicação do VAR.....	81
3.2.1.1. Testes de Raiz Unitária.....	81
3.2.1.2. Teste de Defasagens.....	84
3.2.1.3. Teste de Causalidade de Granger.....	86
3.2.1.4. Teste de Estabilidade.....	90
3.2.1.5. Teste de Normalidade.....	91
3.2.2. O Modelo VAR e suas Aplicações Para os Ciclos Econômicos no Brasil.....	93
3.2.3. Análise Impulso-Resposta.....	101
3.2.4. Análise de Exogeneidade	106
COMENTÁRIOS FINAIS.....	111
REFERÊNCIAS.....	112
APÊNDICE.....	118

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação do Ciclo dos Negócios.....	18
Figura 2 – Produtividade da Indústria de Transformação (1982-2002).....	43
Figura 3 – Preços (1990T1 - 2008T1).....	45
Figura 4 – Índice das Horas Trabalhadas na Indústria (1992T1 - 2007T3).....	46
Figura 5 – Rendimento Médio Real (1990T1 - 2007T2).....	46
Figura 6 – Índice do Papel Moeda em Poder do Público (1992T1 – 2007T4).....	47
Figura 7 – Taxa de Crescimento Anual do PIB Real (1990 - 2006).....	49
Figura 8 – Choques Percebidos pela Economia Brasileira (1990 - 2008).....	50
Figura 9 – Formação Bruta de Capital Fixo (1991T1 - 2007T3).....	55
Figura 10 – Índice do PIB Real Anual (1990 - 2006).....	56
Figura 11 – IBOVESPA* (1990T1 – 2008T1).....	57
Figura 12 – Taxa de Juro Nominal – Over/Selic (1995T1 - 2007T4).....	58
Figura 13 – Preços (1995T1 - 2008T1).....	59
Figura 14 – Ciclos e Tendências: Variáveis Reais.....	68
Figura 15 - Ciclos e Tendências: variáveis nominais.....	69
Figura 16 – Componente Cíclico do PIB (1992T1 - 2007T3).....	70
Figura 17 – Componente Cíclico da FBCF (1992T1 - 2007T3).....	70
Figura 18 – Componente Cíclico do Rendimento Médio Real (1992T1 - 2007T3).....	71
Figura 19 – Componente Cíclico das Horas Trabalhadas (1992T1 - 2007T3).....	72
Figura 20 – Componente Cíclico da Produtividade (1992T1 - 2002T4).....	72
Figura 21 – Componente Cíclico do Juro Real (1992T1 - 2007T3).....	73
Figura 22 – Componente Cíclico da Moeda - M1 (1992T1 - 2007T3).....	74
Figura 23 – Componente Cíclico do Índice Bovespa (1992T1 - 2007T3).....	74
Figura 24 – Componente Cíclico do Juro Nominal (1992T1 - 2007T3).....	75
Figura 25 – Relação entre os Agregados.....	77
Figura 26 – Impulso Resposta - Modelo 1.....	102
Figura 27 – Choque Monetário sobre o PIB - Modelo 4.....	103
Figura 28 – Choque Monetário sobre o Juro Nominal - Modelo 5.....	103
Figura 29 – Choque Monetário sobre os Salários Reais - Modelo 6.....	104
Figura 30 – Choque Monetário sobre o Emprego - Modelo 7.....	104
Figura 31 – Choque de Produtividade sobre o Emprego - Modelo 8.....	105

Figura E.1. - Impulso Resposta – Modelo 1.....	140
Figura E.2. - Impulso Resposta – Modelo 2.....	141
Figura E.3. - Impulso Resposta – Modelo 3.....	141
Figura E.4. - Impulso Resposta – Modelo 4.....	142
Figura E.5. - Impulso Resposta – Modelo 5.....	142
Figura E.6. - Impulso Resposta – Modelo 6.....	143
Figura E.7. - Impulso Resposta – Modelo 7.....	143
Figura E.8. - Impulso Resposta – Modelo 8.....	144
Figura E.9. - Impulso Resposta – Modelo 9.....	144
Figura E.10. - Impulso Resposta – Modelo 10.....	145

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas dos Agregados Econômicos (1992T1 – 2007T3).....	64
Tabela 2 – Descrições das Variáveis.....	67
Tabela 3 – Características dos Ciclos da Economia Brasileira	76
Tabela 4 – Correlação entre as Variáveis da Análise: Co-movimento.....	77
Tabela 5 – Fases de Expansão e Contração da Economia Brasileira (1992q2 – 2007q3).	79
Tabela 6 – Apresentação dos Modelos.....	81
Tabela 7 - Teste <i>Dickey-Fuller</i>	83
Tabela 8 - Teste de <i>Phillips-Perron</i>	83
Tabela 9 – Seleção de Defasagens (modelos 1 a 10).....	86
Tabela 10 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 1.....	87
Tabela 11 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 2.....	87
Tabela 12 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 3.....	87
Tabela 13 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 4.....	88
Tabela 14 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 5.....	88
Tabela 15 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 6.....	89
Tabela 16 - Teste de Causalidade de Granger – modelo 7.....	89
Tabela 17 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 8.....	90
Tabela 18 – Teste Jarque-Bera	92
Tabela 19 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 1.....	94
Tabela 20 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 2.....	95
Tabela 21 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 3.....	96
Tabela 22 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 4.....	96
Tabela 23 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Juro Nominal – Modelo 5.	97
Tabela 24 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Salário – Modelo 6.....	97
Tabela 25 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 7.....	98
Tabela 26 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 8.....	98
Tabela 27 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 9.....	99
Tabela 28 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo da Formação de Capital – Modelo 10.....	100

Tabela 29 – Testes de Exogeneidade.....	110
Tabela A.1 – Seleção de defasagens – modelo 1.....	118
Tabela A.2 – Seleção de defasagens – modelo 2.....	118
Tabela A.3 – Seleção de defasagens – modelo 3.....	118
Tabela A.4 - Seleção de defasagens – modelo 4.....	118
Tabela A.5 - Seleção de defasagens – modelo 5.....	119
Tabela A.6 - Seleção de defasagens – modelo 6.....	119
Tabela A.7 - Seleção de defasagens – modelo 7.....	119
Tabela A.8 - Seleção de defasagens – modelo 8.....	119
Tabela A.9 - Seleção de defasagens – modelo 9.....	119
Tabela A.10 - Seleção de defasagens – modelo 10.....	120
Tabela B.1 - Jarque-Bera Test – Modelo 1.....	120
Tabela B.2 -Jarque-Bera Test – Modelo 2.....	121
Tabela B.3 - Jarque-Bera test – Modelo 3.....	121
Tabela B.4 - Jarque-Bera Test – Modelo 4.....	122
Tabela B.5 - Jarque-Bera Test – Modelo 5.....	122
Tabela B.6 - Jarque-Bera Test – Modelo 6.....	123
Tabela B.7 - Jarque-Bera Test – Modelo 7.....	123
Tabela B.8 - Jarque-Bera Test – Modelo 8.....	124
Tabela B.9 - Jarque-Bera Test – Modelo 9.....	124
Tabela B.10 - Jarque-Bera Test – Modelo 10.....	125
Tabela C.1 – Teste de Estabilidade – Modelo 1.....	126
Tabela C.2 – Teste de Estabilidade – Modelo 2.....	127
Tabela C.3 – Teste de Estabilidade – Modelo 3.....	127
Tabela C.4 – Teste de Estabilidade – Modelo 4.....	127
Tabela C.5 – Teste de Estabilidade – Modelo 5.....	128
Tabela C.6 – Teste de Estabilidade – Modelo 6.....	128
Tabela C.7 - Teste de Estabilidade – Modelo 7.....	128
Tabela C.8 – Teste de Estabilidade – Modelo 8.....	128
Tabela C.9 – Teste de Estabilidade – Modelo 9.....	129
Tabela C.10 – Teste de Estabilidade – Modelo 10.....	129
Tabela D.1 – Resultado do VAR (equação do PIB) – Modelo 1.....	130
Tabela D.2 – Resultado do VAR (equação do PIB) – Modelo 2.....	131

Tabela D.3 – Resultado do VAR (equação do PIB) – Modelo 3	131
Tabela D.4 – Resultado do VAR (equação do PIB) – Modelo 4	132
Tabela D.5 – Resultado do VAR (equação do juro nominal) – Modelo 5	132
Tabela D.6 – Resultado do VAR (equação do rendimento médio real) – Modelo 6.....	132
Tabela D.7 – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – Modelo 7	133
Tabela D.8 – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – Modelo 8	133
Tabela D.9 – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – Modelo 9	134
Tabela D.10 – Resultado do VAR (equação da formação de capital) – Modelo 10	135
Tabela F.1. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 4	142
Tabela F.2. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 5	142
Tabela F.3. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 6	143
Tabela F.4. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 7	143
Tabela F.5. – Teste de exogeneidade da produtividade – modelo 8	144
Tabela G.1. Teste de causalidade de granger - modelo 4.....	144
Tabela G.2. Teste de causalidade de granger - modelo 5.....	145
Tabela G.3. Teste de causalidade de granger - modelo 6.	145
Tabela G.4. Teste de causalidade de granger - modelo 7.....	146
Tabela G.5. Teste de causalidade de granger - modelo 8.....	156

INTRODUÇÃO

A economia brasileira tem presenciado choques externos e internos. As crises externas e mudanças institucionais na economia mundial trouxeram flutuações para a economia nacional. Internamente, políticas econômicas de estabilização têm sido implementadas, por vezes amenizando as crises, e, por outras, aprofundando problemas da economia brasileira, ampliando a volatilidade dos mercados.

Ao observar a economia brasileira apenas nos últimos anos já é possível perceber a relevância dos estudos dos ciclos econômicos para este país. A partir da década de 90, o país passou por uma série de transformações, como a abertura econômica, a estabilização monetária e a mudança do papel do Estado, que afetaram os agregados econômicos. Além disso, a economia brasileira passou por vários choques internos e externos, incluindo a crise do México (1994), a crise da Ásia (1997), a crise da Rússia (1998), a crise cambial brasileira (1999), o atentado terrorista de 11 de setembro (2001), o período de transição governamental de 2002 e a atual crise hipotecária americana (2007), tornando a economia muito volátil, gerando flutuações bruscas. Quando esses choques ocorrem, a economia brasileira absorve os seus efeitos, haja vista as relações econômicas entre os países. Em situações como essas, faz-se necessário entender o funcionamento das flutuações econômicas, para que as autoridades fiscais e monetárias possam estabelecer políticas eficientes para amenizar os efeitos das mesmas.

No que tange à crise do México em 1994, por exemplo, verifica-se o sucesso do governo brasileiro em amenizar, ou mesmo evitar, a fuga de capitais. No entanto, o México, devido ao seu desequilíbrio macroeconômico, sofreu especulações dos investidores que acreditavam que o país não seria capaz de manter a cotação de sua moeda em dólar, provocando um ataque contra a mesma. Então, o México foi obrigado a desvalorizar a moeda e a recorrer à ajuda internacional. O Brasil, por outro lado, para escapar dos ataques especulativos e manter a cotação da moeda, elevou drasticamente as taxas de juros. Porém, esse mecanismo gerou efeitos colaterais muito fortes, como o baixo crescimento econômico a partir de 1995. Além disso, esse efeito foi intensificado pelo fato de o crescimento anterior ter ocorrido com base no crédito ao investimento, e tais investimentos ainda se encontravam em fase de maturação. Com efeito, houve expansão acentuada da inadimplência, propiciando a quebra no sistema de crédito bancário. Essa crise não se espalhou devido à atuação do Banco

Central, como prestador de última instância, através do Proer e do Proes¹. No entanto, sempre que uma perturbação ocorria, o Brasil precisava elevar novamente as taxas de juros, o que ocorreu durante a crise Asiática (1997) e a Russa (1998). Essas altas taxas de juros levaram a um aumento considerável das obrigações fiscais, colocando em xeque o sistema de bandas cambiais utilizadas até então (Vasconcellos *et al*, 2004).

Logo, levanta-se a seguinte questão: a política econômica pode ser utilizada como instrumento de estabilização e suavização de choques na economia brasileira? O estudo das flutuações econômicas com fundamentação na teoria dos ciclos pode auxiliar a identificar as fases de crise e prosperidade nas economias, de tal forma a permitir a antecipação de movimentos abruptos no sistema econômico e a implementação de políticas que possam amenizar os momentos de crise e prolongar as fases de prosperidade.

Desde que as sociedades prefiram uma trajetória de crescimento relativamente estável, com menos incertezas, é importante que os “*policymakers*” conheçam as fontes dos ciclos econômicos – isto é, se as flutuações da atividade econômica são atribuíveis primeiramente a movimentos (ou choques) de demanda ou da oferta.

Com efeito, os economistas despendem muitos esforços visando construir modelos econômicos que expliquem as variações de agregados como o produto, o emprego, a moeda, preços, investimento, entre outros. Tais modelos são conhecidos como modelos de ciclos de negócios e, atualmente, existe uma grande discussão a respeito do tema. Na teoria econômica vêm se destacando duas correntes principais de pensamento macroeconômico que visam explicar tais fenômenos, os novos-clássicos e os novos-keynesianos. Tais correntes debatem sobre a participação de causas reais ou monetárias para as flutuações das atividades dos negócios.

Além do campo teórico, o estudo dos elementos comuns nos padrões dos componentes cíclicos dos agregados econômicos, e os fatores que afetam esses padrões, têm exigido esforço considerável de pesquisa empírica macroeconômica nos últimos anos. Uma gama de autores, incluindo Kose e Yi (2005), Sayan (2006), Cunha e Moreira (2006), Ellery e Gomes (2005), direcionaram seus estudos na documentação das propriedades dos ciclos, usando uma diversidade de métodos.

Dada a relevância do tema, a presente dissertação tem como objetivo geral testar a teoria dos ciclos econômicos reais (novo-clássico) e a teoria novo-keynesiana de ciclos para a

¹ Proer foi o programa de estímulo à reestruturação e fortalecimento do sistema financeiro nacional, que realizou fusões, transferências acionárias e abertura para os bancos estrangeiros. Já o Proes foi o programa de incentivo à redução do setor público estadual na atividade bancária, onde foram feitos empréstimos da União para cobrir os déficits desses bancos (VASCONCELLOS *et al*, 2004).

economia brasileira, estudando o período compreendido entre 1992 e 2007. Isto sob a hipótese de que os ciclos existentes na economia brasileira são em parte advindos de política econômica e podem ser explicados por pelo menos uma dessas correntes de pensamento econômico. Como há um consenso sobre a importância dos fatores reais para os ciclos da atividade econômica, a presença de fatores nominais como fonte das flutuações econômicas torna-se a questão principal a ser testada neste trabalho. De forma complementar, esta dissertação testará os efeitos dos choques externos e internos presenciados pela economia brasileira sobre os ciclos econômicos.

A maioria dos trabalhos de ciclos de negócios advoga em favor de uma ou outra corrente de pensamento. O presente trabalho inova no ponto em que trabalha com ambas as correntes (ciclos reais de negócios e novos-keynesianos) e argumenta a presença de fontes monetárias e reais – inovações tecnológicas – para os ciclos de negócios. Em outras palavras, os ciclos econômicos são fruto tanto das inovações tecnológicas, que ocorrem de forma exógena, quanto de políticas econômicas, no caso, a política monetária.

Para tanto, este trabalho fará uma análise de séries temporais, dentro da identificação do componente cíclico das séries. Para testar a hipótese estabelecida, utilizar-se-á de modelos com vetores auto-regressivos (VAR), que é adequado para séries estacionárias. Ainda dentro do contexto de vetores auto-regressivos, serão realizados outros procedimentos econométricos. Para dar maior consistência aos resultados obtidos, serão feitos os seguintes testes: testes de raiz unitária, teste de seleção de defasagem, teste de causalidade, teste de estabilidade, teste de normalidade e teste de exogeneidade. Apresentar-se-á, ainda, as funções de impulso-resposta. As variáveis analisadas nessa pesquisa são: o produto, o estoque de capital, o nível de emprego, os salários reais, a produtividade, a taxa de juro real e nominal, a moeda e o mercado financeiro. Para testar a hipótese dos ciclos reais analisar-se-á o efeito das mudanças na produtividade – representando as mudanças tecnológicas – sobre os ciclos de variáveis reais, como o produto e o emprego. E avaliar-se-á a hipótese novo-keynesiana através dos efeitos da mudança da quantidade de moeda – no conceito M1 – sobre os ciclos de alguns agregados macroeconômicos.

Esta dissertação está dividida em três partes, além desta introdução e dos comentários finais. O capítulo 1 apresenta conceitos básicos sobre os ciclos econômicos, necessários para entender a essência das teorias dos ciclos econômicos. Além disso, é feita uma breve apresentação das duas principais correntes teóricas de pensamento sobre ciclos econômicos, demonstrando como o conhecimento evoluiu no tempo, com o objetivo de proporcionar aos leitores uma introdução às abordagens macroeconômicas sobre ciclos econômicos, não tendo

de forma alguma a pretensão de esgotar o assunto. E, por final, é apresentada uma série de trabalhos recentes aplicados aos ciclos dos negócios no Brasil e, também, na literatura internacional.

No capítulo 2, é realizada uma análise dos fatos ocorridos na economia brasileira, no que tange às flutuações dos principais agregados econômicos, a partir de 1990. Este capítulo tem como objetivo estudar as variáveis que serão utilizadas na pesquisa, conhecendo assim seus comportamentos. Além disso, o capítulo 2 reforça a importância da realização de estudos de ciclos econômicos no Brasil, já que mostra como as flutuações estão presentes na economia brasileira.

O capítulo 3 está reservado para a apresentação do material, análise descritiva, onde são expostas as principais características dos ciclos brasileiros a partir de 1990, e também a análise inferencial. É apresentado a metodologia econométrica utilizada e seus resultados. E, finalmente, a última parte dessa dissertação é reservada para os comentários finais.

Capítulo I. CICLOS ECONÔMICOS E SUAS ABORDAGENS TEÓRICAS

INTRODUÇÃO

Muitas pesquisas foram direcionadas à identificação das características comuns nos ciclos econômicos, a partir do século XX, incluindo neste escopo Burns e Mitchell (1947), Long e Plosser (1983), entre muitos outros. Dada à relevância do assunto, na determinação das políticas econômicas, gerou-se uma grande discussão sobre as fontes dessas flutuações, evidenciando duas correntes de pensamento, os novos-clássicos e os novos-keynesianos. Mais recentemente, dado os avanços metodológicos, uma série de trabalhos aplicados foi realizada com a intenção de verificar essas teorias na prática.

Para demonstrar tal evolução este capítulo está dividido em quatro partes. A primeira apresenta uma introdução à análise de séries temporais, fundamental para o estudo de ciclos econômicos. A segunda parte mostra as principais características comuns das flutuações econômicas verificadas. A terceira parte está reservada para a evolução das teorias de ciclos de negócios. E, finalmente, a quarta parte apresenta uma série de trabalhos aplicados na economia brasileira e na literatura internacional.

1.1. SÉRIES TEMPORAIS E SEUS COMPONENTES

O estudo de séries temporais é fundamental em uma diversidade de situações, como o direcionamento de políticas governamentais, previsões no mercado financeiro, entre muitas outras. As séries temporais têm se constituído num dos principais instrumentos de análise nas mais vastas áreas do conhecimento. O destaque encontra-se nos estudos que utilizam metodologias econométricas e, também, nos estudos da evolução de muitos outros índices que medem o nível da atividade econômica (Arita e Dias, 1999).

Entende-se como série temporal um conjunto de observações ordenadas no tempo, como, por exemplo, cotações diárias da bolsa de valores, ou mesmo o resultado trimestral do produto de uma economia. Graficamente, uma série temporal seria representada por uma função matemática $y = f(t)$, onde t refere-se ao tempo. Assim, esta função seria capaz de

descrever o comportamento de uma determinada variável de interesse (y), em função do tempo. Uma série temporal é composta por quatro componentes fundamentais, (i) o ciclo, (ii) a tendência, (iii) a sazonalidade e (iv) o componente errático.

O componente cíclico apresenta a influência de fatores aleatórios, indicando as fases de expansão e contração da economia, com duração variável. Este componente é interpretado como parte dos desvios em torno da tendência temporal da série, na média, caso os ciclos sejam regulares, o seu valor ficará próximo de zero. As variações cíclicas podem decorrer de fenômenos naturais cíclicos como períodos de chuva, ou de calor mais intensos. Além disso, podem estar relacionados a fenômenos socioeconômicos, como os períodos de recessão e expansão, os quais são o foco desta dissertação.

O componente tendencial indica a direção geral da variável estudada, que exprime um movimento evolutivo decorrente da influência de fatores que atuam com o passar do tempo. Este componente é muito utilizado nos estudos de crescimento econômico.

A sazonalidade das séries representa os movimentos de curta duração (períodos menores que um ano), refletindo a influência de fatores cuja atuação é periódica, no sentido de aumentar ou reduzir a intensidade do fenômeno, conforme as estações climáticas dos anos.

E, por fim, o componente errático, também chamado de irregular ou residual, expressa um movimento de curta duração e de variabilidade, e deve ser totalmente aleatório. Vários são os fatores (casuais) que podem gerar o componente errático em uma série temporal, como secas, greves e enchentes.

1.2. CARACTERÍSTICAS DOS CICLOS ECONÔMICOS

Durante a primeira metade do século passado, vários foram os trabalhos desenvolvidos com o intuito de entender os ciclos econômicos. Um trabalho pioneiro e de grande destaque é o de Burns e Mitchell (1947), que apresenta duas características básicas dos ciclos. Essas são (i) o *co-movement*, entre as variáveis; e (ii) a divisão dos ciclos em fases de expansão e contração. Long e Plosser (1983) acrescentam outra característica geral dos ciclos de negócios, a “persistência”. Esta última refere-se a que, dado uma série individual, se uma variável está acima de sua tendência, então ela permanecerá acima por algum tempo, sendo o raciocínio inverso verdadeiro.

Para complementar a idéia, segundo Dias (1998), os ciclos econômicos representam flutuações, periódicas ou não, que ocorrem nos principais agregados econômicos, apresentando fases específicas de contração e expansão (recuperação e prosperidade), além de picos e fundos. É possível observar esta idéia na figura 1.

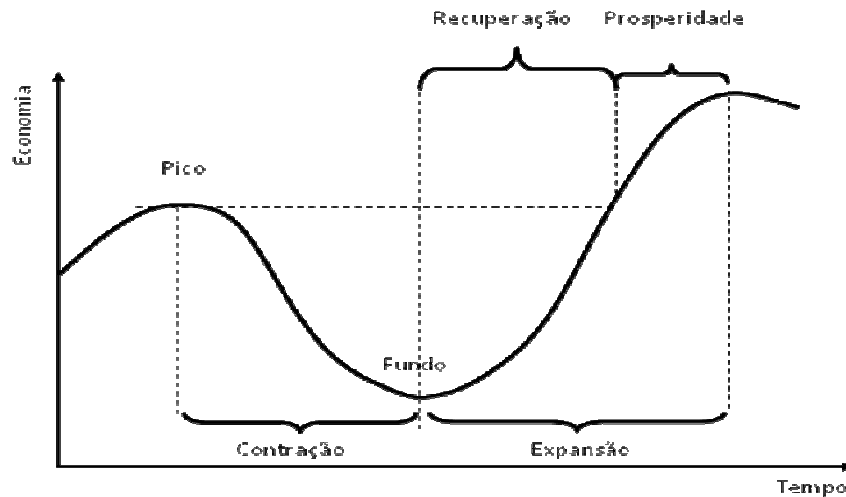


Figura 1 – Representação do Ciclo dos Negócios

É relevante destacar que o ciclo econômico é o desvio do produto em relação a sua tendência. Assim, para estudar os ciclos é necessário apresentar os componentes de uma série temporal, que é composto do componente cíclico, x_t^c , da tendência, da sazonalidade e do componente errático. No estudo de ciclos, apenas o componente cíclico da série deve ser utilizado. Este último é obtido através de métodos de filtragem, que retiram os outros componentes.

Com efeito, é possível definir o pico (P_t); do componente cíclico, $\{x_t^c\}_{t=0}^{\infty}$, como: $\{P_t \in IR \mid P_t = (\max_{0 \leq s \leq t} x_s^c)\}$. De forma análoga, defini-se o fundo do ciclo (F_t), como: $\{F_t \in IR \mid F_t = (\min_{0 \leq s \leq t} x_s^c)\}$. As fases de contração e expansão ocorrem sempre que $x_t^c - x_{t-1}^c \leq 0$ e $x_t^c - x_{t-1}^c > 0$, respectivamente. Já a fase de recuperação (R_t) pode ser definida como $\{R_t \in IR \mid x_t^c = (x_t^c - x_{t-1}^c > 0) \text{ e } x_t^c \leq P_t (\max_{0 \leq s \leq t} x_s^c)\}$. Com a mesma linha de raciocínio, é possível descrever a fase de prosperidade (Pr), sob a forma $\{Pr_t \in IR \mid x_t^c = (x_t^c - x_{t-1}^c > 0) \text{ e } x_t^c > P_{t-1} (\max_{0 \leq s \leq t} x_s^c)\}$. Por fim, chama-se de ponto de

inflexão quando no período $t-1$, se está em uma contração (expansão) e, em t , ocorre uma expansão (contração).

Cabe ressaltar ainda que o ciclo é mensurado de pico a pico ou fundo a fundo, e sua amplitude é medida de pico a fundo. Outra característica salutar a ser mencionada é a volatilidade, que normalmente é mensurada pelo desvio-padrão do componente cíclico. A persistência da série x_t^c diz respeito à auto-correlação serial, que pode ser mensurada pelo coeficiente de correlação linear entre x_t^c e x_{t-1}^c . O *co-movement* pode ser observado através da correlação entre as séries de interesse.

É possível ainda classificar os agregados macroeconômicos por outros focos. Quanto à direção que seguem ao longo do ciclo, os mesmos podem ser chamados, conforme exposto por Dias (1998) e Magalhães (1999), como (i) cíclicos, ou seja, quando a variável acompanha o movimento do ciclo, (ii) contra-cíclico, quando a variável caminha na direção contrária a do ciclo, e finalmente (iii) acíclica, quando não existe relação entre a direção do ciclo com o da variável.

Por fim, com relação ao *timing*, é possível caracterizar as variáveis como (i) *leading*, quando tendem a se moverem previamente ao produto, (ii) *lagging*, quando tendem a se moverem a *posteriori* ao movimento do produto e (iii) *coincidente*, caso o movimento ocorra simultaneamente ao movimento o produto (Magalhães, 1999).

1.3. A EVOLUÇÃO DAS TEORIAS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS

A teoria dos ciclos de negócios, apesar de ser relativamente recente, já passou por significativas evoluções. Durante as décadas de 50 e 60, não havia discordâncias significativas de cunho científico quanto aos ciclos de negócios. Deste modo, este período ficou conhecido como o “consenso macroeconômico” ou, na época, síntese neoclássica keynesiana. Como explicitado por Mankiw (1988), nesta época era muito mais fácil ser economista, pois havia um consenso quanto ao funcionamento da economia, que se baseava no modelo IS-LM e na curva de Phillips. As previsões econômicas e o estabelecimento de políticas eram feitas através dessa idéia.

Entretanto, na década de 1970, devido aos gastos governamentais com a guerra dos Estados Unidos e ao primeiro choque do petróleo, iniciou-se uma pressão sobre os níveis de preços, levando a um período de estagflação. Então, surgiu parte das críticas sobre a teoria

keynesiana, pois não se verificava mais evidências empíricas à curva de Phillips. Além disso, por outro lado, ocorreram críticas de cunho teórico, devido à falta de fundamentos microeconômicos e ao tratamento inadequado das expectativas, que na sua maioria eram assumidas constantes. Esses críticos ficaram conhecidos como novo-clássicos, sendo Lucas, considerado o líder dessa corrente, levando assim à quebra da chamada síntese neoclássica keynesiano (Mankiw, 1988 e Magalhães, 1999).

Após a então “síntese macroeconômica”, foram introduzidas as expectativas racionais, para a qual havia duas hipóteses: a fraca, em que os agentes fazem o melhor uso das informações disponíveis e os erros do passado não influenciam nas expectativas do presente; e a hipótese forte, segundo a qual os agentes sempre acertam (pelo menos na média) o valor efetivo da variável estimada.

A partir desta nova concepção de formação de expectativas, surgiu a abordagem de equilíbrio de Lucas e dos novos-clássicos, que são considerados a primeira geração desta corrente. Mais tarde, surgiram os modelos dos ciclos reais de negócios, que são a segunda geração da abordagem Novo-Clássica para flutuações, que apesar de mudarem o foco sobre as causas dos ciclos, continuam utilizando os mesmos pressupostos básicos. E, finalmente, surge uma corrente de defensores da teoria keynesiana, denominados novos-keynesianos, que resgatam a rigidez de preços da teoria keynesiana, porém utilizam expectativas racionais e apresentam fundamentos microeconômicos que justificam as rigidezes dos preços e salários. Atualmente, os novos-clássicos (ciclos reais e ciclos monetários de Lucas) e os Novos-keynesianos são as duas principais correntes que abordam tal assunto.

Esta seção tem como objetivo principal apresentar de forma sucinta as duas correntes, novos-clássicos e novos-keynesianos, demonstrando como o conhecimento evoluiu no tempo, assim como apresentar alguns trabalhos recentes dentro deste contexto. Desta forma, a seção está dividida em três partes, a primeira aborda os novos-clássicos (primeira e segunda geração), a segunda apresenta os novos-keynesianos, e, por fim, a terceira parte apresenta alguns trabalhos recentes sobre ciclos econômicos.

1.3.1. Novos-Clássicos

1.3.1.1. A primeira geração: Ciclos Monetários

O grande precursor dessa geração foi Robert E. Lucas, que desenvolveu uma abordagem alternativa importante para o *trade-off* inflação-desemprego. Para o autor, a moeda é uma das fontes dos ciclos econômicos. Lucas, em vários trabalhos, como Lucas (1975), desenvolveu a idéia de que a relação do tipo de Phillips resultava não de salários baixos ou ajustamento de preços, mas sim de erros individuais sobre questões macroeconômicas, devido a que os agentes possuíam informações incompletas. Logo, os agentes não sabem se a variação do preço de seu produto é decorrente de uma mudança na demanda agregada ou devido a uma mudança na demanda relativa ao seu produto (McCallum, 1989).

O agente somente deveria elevar a sua produção se a causa da variação fosse em consequência da demanda relativa de seu produto, e não a demanda agregada. Como suas informações são incompletas (Ω_{t-1}), a variação nos preços implica em um aumento da oferta do produto z menor do que se o agente soubesse que a causa fosse de fato a demanda relativa. Para entender melhor o modelo de Lucas, considere que a oferta do produtor individual no mercado de z seja dada por:

$$Y_t(z) = f [P_t(z) - P_t], \quad f' > 0 \quad (1.1)$$

Em que:

$Y_t(z)$ é a oferta do produto z ,

$P_t(z)$ é o logaritmo do preço de z ,

P_t é o logaritmo do nível geral de preços.

De modo racional, as expectativas dos produtores de z com relação ao nível geral de preços é igual à expectância matemática do nível geral de preços dado o preço do produto z com informação incompleta. Então, é possível escrever a expectativa de P_t no mercado de z como:

$$E_z P_t = E (P_t / P_t(z), \Omega_{t-1}) \quad (1.2)$$

Lucas demonstrou que esta percepção é uma média ponderada, logo θ seria o fator de ponderação e

$$E_z P_t = \theta P_t(z) + (1 - \theta) E_{t-1} P_t \quad (1.3)$$

Assim, introduzindo as expectativas na equação que descreve a oferta do produto no mercado z , qual seja:

$$Y_t(z) = y^*(z) + \gamma [P_t(z) - E_z P_t]$$

Implicando, que:

$$Y_t(z) = y^*(z) + \gamma [P_t(z) - \theta P_t(z) - (1 - \theta) E_{t-1} P_t]$$

Rearranjando a equação resulta:

$$Y_t(z) = y^*(z) + \gamma(1 - \theta) [P_t(z) - E_{t-1} P_t] \quad (1.4)$$

Considerando todos os mercados, a oferta agregada da economia, de acordo com Lucas, seria:

$$Y_t = y^* + \gamma(1 - \theta) [P_t - E_{t-1} P_t]. \quad (1.5)$$

Onde y^* é o produto normal² da economia. Subtraindo y^* de ambos os lados da equação (1.5) se obtém uma medida relativa, ou seja, obtêm-se a equação dos desvios da oferta agregada em relação a seu nível normal. Assim, é possível verificar que fatores deslocam a oferta do seu nível normal. Vejamos,

$$Y_t - y^* = \gamma(1 - \theta) [P_t - E_{t-1} P_t] \quad (1.6)$$

Da equação (1.6), podemos obter as primeiras conclusões do modelo da curva de oferta de Lucas. Se P_t for maior que $E_{t-1} P_t$, então $(Y_t - y^*)$ será positivo, logo $Y_t > y^*$. Da

² Produto normal é aquele que mantém a economia estável, de acordo com o qual os preços esperados são iguais aos preços verificados.

mesma forma, o raciocínio inverso é verdadeiro. Em outras palavras, quando o nível de preços é maior que o esperado, então a produção é alta.

Além disso, outra forma de interpretar o modelo de Lucas é através da ótica da inflação. Manipulando (1.6), tem-se:

$$Y_t - y^* = \gamma(1 - \theta) [P_t - P_{t-1} - E_{t-1} P_t + P_{t-1}]$$

Sabendo que $P_{t-1} = E_{t-1} P_t$, e com algumas manipulações algébricas, obtém-se:

$$Y_t - y^* = \gamma(1 - \theta) [\Delta P_t - E_{t-1}(\Delta P_t)] \quad (1.7)$$

Da equação (1.7) pode-se extrair que, caso $\Delta P_t > E_{t-1}(\Delta P_t)$, então $Y_t > y^*$. Em outras palavras, se a inflação hoje é maior do que a esperada, então a produção é alta, implicando em um *trade-off* inflação-produto. Logo, variações antecipadas dos preços não afetam o produto, mas as surpresas sim. A idéia central frisada por Lucas é fundamental para a evolução da teoria econômica no que se refere à análise de choques de demanda e de oferta sobre o produto, pois salienta a importância das expectativas para as relações entre as variáveis agregadas.

Lucas (1975) apresenta um exemplo teórico de um ciclo de negócio, que é um modelo econômico no qual o produto real sofre oscilações não explicadas pela disponibilidade dos fatores de produção. O mecanismo gerador desses movimentos são choques não sistemáticos de políticas econômicas, monetária e fiscal em especial. Como resultado, o nível de preço, o investimento e a taxa de juros nominal possuem comportamento procíclico associado ao produto.

Dessa forma, os modelos que incorporaram esta idéia, a partir do artigo de Lucas (1972), e agregando as contribuições de Sargent e Wallace (1976), são chamados de Modelos de Ciclos Monetários, já que uma das fontes principais de flutuações econômicas são as surpresas monetárias.

Concomitantemente, muitos trabalhos foram desenvolvidos com o intuito de criticar as bases dessa abordagem Novo-clássica, tanto no campo empírico como no teórico. Em relação à curva de oferta de Lucas, os próprios novo-clássicos da época, como apontado por McCallun (1989) e Romer (2006), argumentavam que a hipótese de informação imperfeita se tornava pouco aceitável, pois os indivíduos poderiam estimar os movimentos agregados dos preços com considerável previsão e baixo custo. Logo, era difícil perceber como os indivíduos

poderiam ser significativamente confundidos entre os movimentos dos níveis de preços relativos e agregados. Tal questão é testada por Barro e Hercowitz (1980), cujo trabalho critica a teoria de percepção equivocada abordada por Lucas. A principal conclusão dos autores é que a discrepância entre os relatórios iniciais e finais, publicados pelo Banco Central Americano -Federal Reserve-, das taxas de crescimento da moeda não possuem poder de explicação para o desemprego e o produto. Replicando

The overall conclusions are, first, the measures of unperceived money growth based on the data revisions add nothing to the explanation of unemployment and output, and second, the measure of unanticipated money growth (DMR) does not have explanatory power because of a proxying for the unperceived money growth measures (BARRO e HERCOWITZ, 1980, p.7).

Houve também críticas de cunho empírico ao modelo de Lucas. Na mesma época, através de outra abordagem, onde existem rigidezes de ajustamento nominais, Mishkin (1980), apresentou um trabalho no qual alterações na política monetária antecipada também eram capazes de afetar o produto. Assim, este autor rejeita o modelo de Lucas, o qual somente políticas não antecipadas afetariam a economia. O autor ainda enfatiza que movimentos antecipados na política monetária não possuem um impacto maior, sobre o produto e o emprego, do que movimentos não antecipados. Nas suas palavras:

The title of this paper asks the question “Does Anticipated Monetary Policy Matter?”. The empirical analysis here responds with a strong yes. A closer look at models with money growth as the aggregate demand policy variable reveals that the neutrality proposition of the MRE³ hypothesis is rejected, particularly when long lag lengths are allowed to enter output and unemployment equations. Furthermore, contrary to the implications of the hypothesis, unanticipated movements in monetary policy do not have a larger impact on output and unemployment than anticipated movements (MISHKIN, 1980, p.31).

Essas críticas levam ao surgimento de modelos que apesar de enquadrados como “novos-clássicos”, enfatizam, ao invés de fatores monetários como fonte principal dos ciclos, fatores reais. Essa abordagem, conhecida como Teoria dos Ciclos Reais dos Negócios é objeto de estudo da próxima seção.

³ MRE (*Macro Rational Expectations*) se refere às expectativas racionais macroeconômicas.

1.3.1.2. A segunda geração: Ciclos Reais dos Negócios

Durante a década de 80 surgiram vários trabalhos com o intuito de explicar os ciclos econômicos, com um enfoque diferente do até então abordado. Os vários artigos publicados neste campo de estudo trabalham a idéia de mecanismos propagadores de choques reais. Os principais choques seriam o tecnológico e as mudanças nos gostos e preferências dos agentes, em detrimento da importância dos choques nominais, destacados na primeira geração dessa corrente. Toda esta linha de pensamento parte de esquemas de equilíbrio walrasiano simplificado⁴, e ficaram conhecidos como a Teoria dos Ciclos Reais dos Negócios (Magalhães, 1999). É relevante destacar que essa corrente é mais extrema que os próprios clássicos ao admitirem que os preços sejam totalmente flexíveis, mesmo no curto prazo. Assim a dicotomia clássica é mantida, já que as variáveis nominais como a oferta de moeda e o nível de preços não exercem impacto sobre as variáveis reais, como o emprego e a produção.

Os modelos da teoria dos ciclos reais de negócios entendem as variáveis macroeconômicas como resultado de decisões de muitos agentes individuais, agindo de forma a maximizar suas utilidades, sujeitos a restrições orçamentárias e à possibilidade de produção da economia, ou seja, possuem explícitos fundamentos microeconômicos. Então, o intuito desta corrente é explicar como os agentes maximizadores e racionais respondem a mudanças, ao longo do tempo, no ambiente econômico, e quais as implicações destas decisões sobre as variáveis agregadas (Plosser, 1989).

Dessa forma, essa teoria procede do pressuposto de que existem grandes flutuações na taxa de mudança tecnológica. Entende-se por choques tecnológicos todos aqueles que forem capazes de alterar a função de produção, mesmo que estes não sejam relacionados a tecnologia, como desastres ambientais ou preço da energia. Por causa dessas flutuações na tecnologia, ocorrem flutuações nos preços relativos, os indivíduos alteram a oferta de trabalho racionalmente e também o consumo. De acordo com essa corrente de pensamento, as flutuações são uma resposta natural e eficiente da economia, dado uma mudança na tecnologia disponível (Mankiw, 1990).

Apesar do foco central dos choques reais serem em produtividade, destacado na literatura, outros choques reais ocorrem das preferências ou gostos, e políticas

⁴ No equilíbrio walrasiano os preços se ajustam para igualar a oferta com a demanda em todos os mercados simultaneamente. O sistema determina a quantidade de todos os produtos e serviços e seus preços relativos (Mankiw, 1989).

governamentais, como gastos do governo ou tributação, conforme Plosser (1989). Assim, os modelos de ciclos reais não precisam ficar restritos a choques de produtividade. O objetivo é entender o comportamento das variáveis econômicas agregadas em resposta a mudanças no ambiente econômico.

Um dos trabalhos mais reconhecidos desta corrente foi o de Kydland e Prescott (1982). Para explicar as variações cíclicas dos agregados econômicos, a co-variância entre o produto real e outras variáveis, além da autocovariância do produto, os autores alteram o modelo de crescimento de equilíbrio⁵, inserindo neste a teoria dos ciclos dos negócios. Os autores inovam na forma em que observam a tecnologia, criticando as funções neoclássicas de investimento até então utilizadas. Segundo os autores, a estrutura neoclássica é inconsistente com a associação positiva entre o preço sombra do capital e do investimento, conforme encontrado em trabalhos empíricos. Nesse trabalho, os autores utilizam um período de maturação de projetos de investimento (*time-to-build technology*) que é consistente com as flutuações de curto prazo no preço sombra do capital, porque no curto prazo o capital é ofertado inelasticamente. Isso implica também que a oferta de longo prazo é infinitamente elástica, então na média o preço relativo do investimento é independente da taxa de investimento-produto. Após estas alterações os autores criam uma economia artificial e se utilizam da calibragem e chegam a bons resultados no ajustamento, para dados da economia dos Estados Unidos no pós-guerra, dada a simplicidade do modelo.

Outro trabalho relevante no assunto foi o de Long e Plosser (1983), que assim como Kydland e Prescott (1982), partem de um modelo simplificado e desenvolvem uma teoria de flutuações econômicas, entretanto, constroem um modelo com vários setores. Assumindo que um determinado produto tem muitas alternativas de emprego, isso faz com que um choque não só se propague sobre sua produção, no tempo, mas, também, que os efeitos futuros serão propagados entre os setores da economia. Com efeito, estes autores demonstram como os choques econômicos setoriais se disseminam na economia como um todo, afetando o produto agregado. É desse modo, também, que os autores explicam algumas características dos ciclos econômicos, como a persistência e o movimento conjunto, no consumo, insumos e produção.

Apesar das controvérsias dentro da corrente novo-clássica, existe uma questão consensual que diz respeito à neutralidade da moeda. Para explicar este ponto, King e Plosser (1984) introduzem no modelo de ciclos reais de negócios, a moeda e o setor bancário. No

⁵ O modelo do qual eles partem é o modelo neoclássico de Solow. A principal alteração do modelo padrão de crescimento econômico no trabalho de Kydland e Prescott (1982) é que múltiplos períodos são necessários para a geração de capital e somente bens de capitais já terminados fazem parte do estoques de capital produtivo.

entanto, é possível estabelecer uma relação entre moeda, inflação e atividade econômica, de causalidade reversa. Os serviços bancários são realizados para intermediar a produção de bens e serviços, cujas quantidades variam com o produto real da economia, ou seja, serviços de transação são considerados como um insumo das indústrias. Assim, a moeda é considerada endógena, sendo função da atividade econômica e não o contrário, ou seja, são os ciclos do produto que geram os ciclos da moeda.

É imprescindível, entretanto, levantar alguns pontos frágeis da Teoria dos Ciclos Reais dos Negócios. Uma questão indagada na literatura é como explicar as significativas variações na taxa de desemprego da economia associadas a pequenas mudanças nos salários reais. Os defensores dos Ciclos Reais dos Negócios contra argumentam, utilizam mecanismos de propagação na substituição intertemporal de trabalho pela mão-de-obra, apresentado por Kydland e Prescott (1982), por exemplo.

Porém, para Mankiw (1986), os defensores dos ciclos reais dos negócios não conseguiram produzir evidências convincentes de que choques tecnológicos substanciais ocorreriam de forma exógena para causar flutuações, e de que o lazer é altamente substituível no tempo. Assim, para este autor, a hipótese dos ciclos reais é implausível, devida à fraca evidência empírica.

1.3.2. A Abordagem Novo-Keynesiana dos Ciclos de Negócios

Ainda na década de 70, outra corrente começa a defender uma idéia diferente a respeito dos ciclos de negócios, chamada novo-keynesiana. Para os novos-clássicos, os preços são completamente flexíveis, além disso, assumem que o sistema de mercado sempre se equilibra (*market clearing*), o que não parece muito plausível, sendo fonte de muitas críticas sobre a teoria dos ciclos reais. Logo, a nova escola assume falhas de mercado e, ainda, ajuste gradual de preços. Desta forma, os preços não necessariamente precisam equilibrar todos os mercados. A rigidez de preços advêm de uma série de pressupostos, como a presença de contratos de trabalho, a teoria do custo de *menu*, a teoria do salário eficiência, a presença de sindicatos de trabalho e do próprio comportamento irracional dos agentes econômicos.

Não se deve confundir preços rígidos com preços fixos. A idéia de preços rígidos – tradução de *sticky prices*- diz respeito a uma variação lenta, viscosa, pegajosa. Ou seja,

quando há uma alteração na demanda agregada os preços também variam, porém de forma mais lenta.

Para esta corrente de pensamento as flutuações econômicas surgem exatamente dessas imperfeições no mercado, as quais geram as rigidezes de preços, que são o estopim para as variáveis nominais afetarem as variáveis reais.

Os novos-keynesianos, apesar de considerados por alguns autores como apenas uma volta aos modelos Keynesianos, apresentaram consideráveis evoluções. Uma questão é a utilização das expectativas racionais, assim como os novos-clássicos. Outro ponto fundamental dentro desta corrente foi a eficiência em introduzir fundamentos microeconômicos para explicar as bases de seus modelos (rigidez de preços e salários).

Dentro deste contexto, essa corrente parte de dois trabalhos desenvolvidos por Fischer (1977) e por Taylor (1979). Tais modelos têm por base a rigidez nominal, de preços e salários, elemento utilizado como uma das fontes principais para explicar as flutuações econômicas sob a abordagem novo-keynesiana.

Fischer (1977) está interessado na regra de política monetária e argumenta que políticas monetárias podem afetar o comportamento do produto real, utilizando-se de expectativas racionais. O autor constrói um modelo inserindo contratos de trabalhos que perduram por dois períodos, os quais inserem um elemento de rigidez nos salários nominais no curto prazo. Com efeito, já que as autoridades monetárias alteram o estoque de moeda com mais frequência do que os contratos de trabalho são negociados, a política monetária tem a habilidade de afetar o comportamento de curto prazo do produto, embora não tenha efeitos no comportamento de longo prazo do produto.

De forma similar, dois anos mais tarde, Taylor (1979) também desenvolve um modelo com rigidezes nominais, demonstrando como o comprimento dos contratos de preços e salários, e a velocidade dos ajustamentos, afetam a demanda agregada. É relevante destacar que o autor assume que as decisões contratuais tomadas na economia não ocorrem ao mesmo tempo (o autor utiliza os contratos nominais de trabalho como referência para o nível de preços). Taylor, através de um modelo matemático, demonstra a noção intuitiva de que quanto mais longos forem os contratos, maior será o impacto das políticas de demanda agregada sobre os salários. O modelo implica em um *trade-off* entre desemprego e inflação.

Segundo Mankiw (1988), havia três críticas sobre esse tipo de modelo. Primeiro, a existência de contratos de trabalhos nominais não possui base microeconômica e se esses contratos são responsáveis por grandes e ineficientes flutuações no produto e no emprego, porque os trabalhadores e firmas o fazem? Segundo, mesmo que os contratos existam, não é

óbvio que eles criam regras sobre a determinação do desemprego. E, finalmente, o comportamento cíclico do salário real não parece consistente com o modelo incorporando salários nominais pré-determinados e movimentos ao longo de uma curva negativamente inclinada de demanda por mão-de-obra.

No entanto, na década de 80, uma gama de trabalhos se dedicaram a apresentar fundamentos microeconômicos à teoria Keynesiana, para explicar a rigidez de preços e salários. Dentro deste contexto, Mankiw (1985) apresenta a teoria dos custos de *menu*. O pressuposto central da idéia do trabalho está em que as firmas devem incorrer em custos de *menu*⁶, caso alterem seus preços, dado um choque de demanda. Ele apresenta que as decisões das firmas de ajustamentos de preços não estão de acordo com o socialmente ótimo, ou seja, os custos de ajuste de preços nominais em nível individual podem ter amplos efeitos em nível de bem-estar social agregado⁷. A idéia de rigidez de preços está em que as empresas somente alterarão seus preços caso o custo de *menu* decorrente da alteração dos preços forem menores que os lucros adicionais, dado o aumento das vendas. Assim, pequenos custos de *menu* levam a grandes rigidezes nominais.

Outro trabalho que visa destacar a importância das rigidezes nominais e reais existentes na economia é o de Blanchard e Kiyotaki (1987). Neste trabalho, os autores apresentam que as decisões individuais das firmas, dentro da estrutura de concorrência monopolística, levam a externalidades negativas, dado o custo social, que deriva da rigidez de preços, afetando assim o bem-estar. Analisando por outro ângulo, essas externalidades mantêm o produto agregado baixo e, concomitantemente, com a existência de custos de *menu* implicam que os movimentos na demanda podem afetar o produto e o bem-estar. E ainda, entende-se que aumentos nominais na moeda podem acarretar aumentos no produto e no bem estar.

Para entender como aquele comportamento individual das firmas afeta a economia, considere que a demanda da firma i depende do preço relativo de seu produto e da demanda agregada, que se assume ser igual a oferta real de moeda. Assim, se a moeda cai e a firma i não ajusta seu preço, pensando que seu comportamento individual não afeta o mercado, ela colabora com a rigidez do nível geral de preços. Com a queda da moeda nominal concomitante a um nível geral de preços rígido, a moeda real (ou poder de compra da moeda) também se contrai, o que implica redução da demanda pelos produtos das firmas. A

⁶ Segundo o autor os custos de *menu* se referem aos custos de imprimir novos catálogos, além dos custos de informar os novos preços aos vendedores (Mankiw, 1985).

⁷ Mankiw considera como bem estar social agregado a soma do lucro das firmas com o excedente do consumidor.

externalidade decorre de que, caso os preços fossem ajustados, a queda na demanda agregada real se encerraria, entretanto, conforme Ball, Mankiw e Romer:

...each firm is a small part of the economy and thus ignores this macroeconomic benefit (BALL, MANKIWI e ROMER, 1995, p.152).

Os autores ainda fazem a seguinte comparação, para esclarecer esse comportamento das empresas:

Consider the classic example of pollution. Pollution would be greatly reduced, and social welfare greatly improved, if each person incurred the small cost of walking to the trash can at the end of the block. But each individual ignores this when he throws his wrapper on the street because he is only one of many polluters (BALL, MANKIWI e ROMER, 1995, p.152).

Alguns anos mais tarde, a idéia de rigidezes nominais na economia foi fortalecida por Yellen (1987). A autora argumenta que as críticas direcionadas à teoria geral de Keynes, no que tange ao comportamento irracional dos agentes econômicos, não são merecidas. Para a autora as suposições requeridas para motivar a economia keynesiana são consistentes com o comportamento irracional dos agentes, documentados por psicólogos e sociólogos. Os indivíduos tendem a permitirem perdas reais nos salários, mas não nominais. Assim, existe racionalidade nos modelos com comportamento irracional, o que gera as rigidezes de preços e, portanto, a não neutralidade da moeda.

Uma questão a salientar é, se o custo de *menu* enseja rigidez nominal de preços, então choques nominais causariam grandes alterações na demanda por trabalho. Mas se a oferta de trabalho for inelástica, a mudança na demanda por trabalho causaria grandes mudanças nos salários reais e então criaria grandes incentivos para os agentes econômicos que estabelecem os preços ajustarem seus preços. Como resultado, rigidezes nominais não estariam em equilíbrio.

Para tanto vem à tona o trabalho de Ball e Romer (1990). Neste trabalho, os autores inovam no ponto em que demonstram a interação entre (i) as rigidezes reais⁸, advindas dos salários eficiência pagos aos trabalhadores de ponta e (ii) os pequenos custos de variações nominais, como os custos de *menu*. Dado que um deles sozinho não é capaz de gerar a não neutralidade de forma substancial, ou seja, não é capaz de garantir a rigidez de preços em nível agregado, os autores demonstram que juntos (rigidezes reais e pequenos custos de

⁸ Entende-se rigidezes reais as pequenas variações nos salários reais e preços reais, dado uma variação da demanda real.

variações nominais) são capazes de explicar a rigidez nominal de preços no agregado, gerando a não neutralidade da moeda. Por exemplo, uma forte rigidez nominal pode surgir da combinação da rigidez real no mercado de trabalho – competição imperfeita – concomitantemente a presença do custo de *menu*. Se as firmas pagam salário eficiência, então salários reais podem ser estabelecidos acima do nível de equilíbrio do mercado competitivo, de forma que os trabalhadores estão fora de suas curvas de oferta de trabalho. Nessa situação, uma queda na demanda por trabalho pode drasticamente reduzir o emprego sem uma grande queda no salário real, mesmo se a oferta de trabalho é inelástica.

Romer (2006) oferece um exemplo teórico do efeito dos salários eficiência na economia. Assumindo preços rígidos, salários flexíveis e imperfeições reais no mercado de trabalho, onde as empresas pagam mais que os salários de mercado por razões de salário eficiência. Logo, em épocas de recessão há desemprego, e as firmas vão manter os trabalhadores essenciais para a produção, que tenham alto nível de produtividade. Além disso, o salário de eficiência seria uma razão para as firmas não reduzirem salários diante deste tipo de cenário econômico.

Ball e Romer (1991) desenvolvem um trabalho ligando a abordagem do custo de *menu* com a de falhas de coordenação, com intuito de fornecer fundamentos microeconômicos para a teoria keynesiana. Para estes autores, a rigidez dos preços nominais podem surgir de falhas das firmas em coordenar as mudanças de preços.

Porém, a teoria do custo de *menu* tem seus defeitos, como abordado por Magalhães (1999). Um problema refere-se ao fato desta considerar apenas os custos de ajuste de preços, ignorando os custos de ajustes de quantidades. Outro ponto diz respeito à falha em explicar porque os preços de alguns produtos são mais flexíveis que os de outros ao longo do ciclo de negócios.

Ball, Mankiw e Romer (1995) testam um *trade-off* do tipo de Phillips, inflação-produto, analisando qual teoria se adéqua melhor aos resultados: a teoria novo-keynesiana ou a novo-clássica (Lucas). Com base em dados de quarenta e três países industrializados, para o período compreendido entre 1948 e 1986, os autores estimam a curva de Phillips, a qual se apresenta de acordo com a interpretação novo-keynesiana. Um resultado impar deste trabalho é que a inflação média afeta o *trade-off* de curto prazo entre inflação e produto, o que é relevante para a política econômica. À medida que um aumento na taxa média de inflação faz as firmas ajustarem seus preços com frequência maior, para manterem o nível de preços, o ajustamento de preços devido a choques nominais também ocorre mais rapidamente. Logo,

choques nominais possuem efeitos menores e o *trade-off* enfrentado pelos macroeconomistas fica adstrito a taxa média de inflação.

Há críticas, ainda, por conta de que os novos-keynesianos representam apenas uma volta aos modelos keynesianos da década de 60. Porém, estes foram capazes de evoluir no ponto mais frágil dos modelos keynesianos, ou seja, eles introduziram fundamentos microeconômicos consistente nos modelos.

Com fulcro nos relatos, verifica-se a importância das imperfeições dos mercados para os ciclos econômicos. As rigidezes nominais e, também, reais, são pressupostos basilares da teoria novo-keynesiana. Aquelas são essenciais para explicar características salutaras dos ciclos de negócios, como os efeitos de choques nominais sobre as variáveis reais da economia – por exemplo, uma alteração no estoque de moeda. Além disso, as rigidezes de preços são importante para explicar os efeitos dos choques reais sobre a demanda agregada, questão relevante no que tange a políticas econômicas, como a determinação dos gastos do governo.

1.4. APLICAÇÕES EMPÍRICAS DE MODELOS DE CICLOS DOS NEGÓCIOS

Entender a presença de elementos comuns nos padrões cíclicos de uma grande gama de variáveis incluindo preços, produto, emprego, consumo e investimento, e distinguir os fatores que afetam esses padrões, tem sido uma das áreas mais importantes de pesquisa macroeconômica empírica nos anos recentes. Muitos autores concentraram na documentação das propriedades dos ciclos usando uma variedade de métodos. A seguir, apresentam-se estudos que enfatizam os ciclos econômicos dos negócios aplicados à economia brasileira e para outras internacionais.

1.4.1. Aplicações para a Economia Brasileira

Dentre os vários contextos nos quais a economia brasileira foi analisada, notamos que as flutuações, apesar de estarem presentes e relevantes em muitos trabalhos científicos realizados no país e no exterior, receberam menor atenção no que se refere ao contexto das teorias dos ciclos dos negócios. No entanto, na última década a literatura econômica sobre os

movimentos cíclicos no Brasil vem ampliando gradativamente. O grande destaque são os trabalhos utilizando metodologias econométricas, que evoluíram rapidamente, devido, em parte, aos novos instrumentos disponíveis, que aumentam a dinâmica das pesquisas.

Um dos primeiros trabalhos a aplicar a teoria dos ciclos para a economia brasileira foi o de Cribari-Neto (1993). Este apresenta um estudo empírico sobre o componente cíclico do PIB brasileiro a partir de uma análise de especificação da tendência como estocástica. O autor utilizou dados anuais para o período de 1900 a 1990. Como resultado o autor encontrou que a contribuição dos movimentos cíclicos para explicar os movimentos do PIB no Brasil foi pequena e que os determinantes das flutuações do PIB são predominantemente fatores reais de longo prazo.

Outro trabalho principalmente direcionado a apontar alguns dos determinantes do crescimento econômico no Brasil, Issler, Gonzaga e Marone (1996) testam a relação de longo prazo entre produto potencial, educação (escolaridade média e taxa de analfabetismo) e investimento externo para a economia brasileira, dentro do contexto de modelos VAR. Porém, os autores encontram o caráter exógeno do PIB potencial quando confrontado com essas outras variáveis para o período entre 1947 e 1993, com dados anuais. Além disso, os resultados indicam que os efeitos de choques transitórios de políticas monetárias, por exemplo, são restritos e explicam apenas 3% da variância do produto.

Em uma abordagem sobre o movimento cíclico do *mark-up* na indústria, Kannebley Jr. (1996) aplica um modelo VEC que indica que o *mark-up* apresenta um comportamento acíclico para períodos anterior e posterior ao Plano Cruzado na indústria de transformação, utilizando dados mensais para o período entre 1976 e 1989.

Vale citar ainda o trabalho de Fialho (1997) que explora a participação dos ciclos políticos na taxa de crescimento do PIB real na economia brasileira, buscando uma correlação entre políticas monetárias caracteristicamente expansionistas nos períodos que antecedem eleições, com aplicação de variáveis *dummy*, para o período de 1953 a 1994 em termos anuais. Os ciclos políticos encontraram evidência para o período posterior à abertura política a partir de 1975. Podemos citar também os trabalhos de Ponta e Silva (1994) e Rosal e Ferreira (1996) como exemplo de aplicações para a realidade brasileira.

Além desses, o trabalho de Kanczuk (2001) traz uma abordagem de economia aberta para o tratamento dos ciclos reais dos negócios na economia brasileira. Os resultados encontrados indicam que as simulações que consideram a formulação das preferências com custos de ajustamento de capital foram consistentes com as volatilidades das contas nacionais e com o comportamento contra-cíclico da balança comercial no Brasil, enquanto que as

preferências com custos de transação nos mercados de capitais formuladas de acordo com Hansen (1985) não o foram. Os dados utilizados foram de periodicidade trimestral entre 1980 e 2000. Contudo, as simulações indicam que custos de ajustamentos de capital contribuem para reduzir as volatilidades do investimento e do produto.

Ainda em 2001, Val e Ferreira desenvolvem um trabalho para testar entre os modelos, com trabalho indivisível e o *Cash in Advance* com taxação distorciva, qual se adéqua melhor à economia brasileira. Foram utilizados dados de consumo e investimento, e, ainda, construídos séries de horas trabalhadas e capital. Através do conhecido filtro HP, da calibragem e do Método Generalizado dos Momentos (MGM), foram realizadas simulações para economia brasileira. Entre os modelos, o segundo foi o que apresentou os melhores resultados, apesar de que nenhum deles demonstrou resultados satisfatórios.

Outro trabalho que visa testar veracidade de modelos aplicados ao estudo de ciclos econômicos é de Araújo e Gama (2004). Foram realizadas simulações para países do G7 e da América Latina, utilizando séries trimestrais do PIB real, com dados trimestrais de 1947 até 2002, através dos modelos de Redes Neurais Artificiais (RNA) e ARIMA. Os resultados encontrados indicam que os modelos ARIMA apresentam bom desempenho para replicar os ciclos, porém, a modelagem via RNA pode ser vantajosa, pois as características dos ciclos foram, em média, replicadas com mais precisão. Um resultado mais específico, e que, é importante destacar aqui, diz respeito ao Brasil. Neste, as redes neurais conseguiram um desempenho melhor para as características de contração e expansão. Entretanto, agregando todas as características, o modelo ARIMA consegue uma melhor performance.

Quanto ao estudo das propriedades do componente cíclico, Cunha, Sandes e Vivanco (2005) analisam o PIB per capita de dois grupos de países, dez da América Latina e seis da Ásia, no período compreendido entre 1970 e 2000. Como na predominância dos trabalhos nesta área, o filtro utilizado foi o HP. Verifica-se, entre os grupos, volatilidades médias próxima ao dobro da observada nos EUA. A persistência das oscilações dos dois conjuntos de nações é ligeiramente superior a dos EUA. Observou-se ainda que as fases dos ciclos econômicos dos diversos países não tendem a ser temporalmente coincidentes.

Com o mesmo objetivo e metodologia utilizados por Cunha, Sandes e Vivanco (2005), Cunha e Moreira (2006) observaram o logaritmo do PIB per capita para o Distrito Federal e os estados brasileiros, no período compreendido entre 1985 e 2002. Os resultados sugerem que, em média, os estados tiveram ciclos mais voláteis e menos persistentes do que o ciclo do país, e ainda, que ciclos de negócios são altamente heterogêneos, ou seja, não coincidem

temporalmente as fases de expansão e recessão. Assim, políticas anticíclicas devem levar este fato em consideração.

Uma questão crucial para os trabalhos econométricos de ciclos dos negócios diz respeito à escolha do filtro a ser utilizado no trabalho. Esta questão evidencia-se em Teles, Springer, Gomes, Paes e Cavalcante (2005). Os autores analisam as propriedades de séries trimestrais de alguns agregados macroeconômicos, e, para tanto, emprega-se sete métodos de filtragem. Constata-se que os ciclos de negócios brasileiros variam incisivamente entre os filtros distintos. Desta forma, entende-se que as propriedades dos ciclos, assim como o mecanismo de transmissão dos choques sobre as flutuações do produto, dependem do método de filtragem utilizado. De tal modo, métodos de filtragem diferentes geram conceitos distintos de ciclos de negócio, e, estes implicam visivelmente em diferentes conjuntos de relações econômicas. Um resultado específico relevante é a conclusão que choques de produtividade são mais importantes em ciclos advindos do filtro HP, diferentemente de quando se utiliza outros tipos de filtro.

Dada a importância do método de filtragem da série temporal para o estudo de ciclos econômicos, Dias, Evans e Dias (2004) apresentam uma metodologia alternativa mais adequada a países em desenvolvimento. Os autores argumentam que o uso de filtro HP em economias onde o componente errático é parte significativa da série temporal, como em países que possuem economias pouco estáveis, pode induzir a erros na estimação do ciclo. O filtro HP retira da série a tendência, restando apenas, para séries já ajustadas sazonalmente, o componente errático e cíclico. Em economias estáveis, como os EUA, o componente errático tem influência menos significativa. Deste modo, o uso do filtro HP é uma boa alternativa. Entretanto, o uso deste filtro em países menos estáveis pode ser uma simplificação excessiva no tratamento dos dados. Deste modo, os autores desenvolvem uma metodologia que considera a possibilidade de quebra em qualquer momento no tempo, seja de coeficiente ou de intercepto. Para exemplificar, utilizam modelos com variações na tendência, em coeficiente e em intercepto, dentro de uma metodologia recursiva de suavização de tendência para séries obtidas através de simulações de Monte Carlo. Realiza-se ainda uma aplicação para o PIB brasileiro.

No que diz respeito à comparação das propriedades dos ciclos brasileiros com os internacionais, vem à luz o trabalho de Ellery e Gomes (2005). Estes utilizam dados referentes ao PIB, ao consumo, ao investimento, aos gastos do governo, às exportações líquidas e ao nível de preços, de dez países, em um período denominado de pré-guerra, inter-guerras e pós-guerra. Os resultados apontaram que a economia brasileira apresenta maior volatilidade que as

outras economias da amostra. Entretanto, as propriedades básicas dos ciclos de negócios são observadas no Brasil. O investimento é mais volátil que o produto, e o consumo e o investimento apresentam alta correlação com o produto, além de serem profundamente procíclicos.

No que tange à verificação das especificações de modelos de ciclos reais de negócios, para uma pequena economia aberta, e a avaliação do grau de efetividade dos mesmos em reproduzir as características dos ciclos econômicos brasileiros, destaca-se o trabalho de Pinheiro e Ferreira (2005). Estes testaram três modelos: (i) Fator de Desconto Endógeno, (ii) Prêmio de Risco Elástico à Dívida, (iii) Mercado de Ativos Completo e, ainda, sujeitos a choques de juros internacional e produtividade. Os dados utilizados referem-se aos agregados macroeconômicos do Brasil de 1950 a 2000. Para tanto, a metodologia engloba a utilização do filtro HP, calibração, simulação e funções de resposta a impulso. Os resultados indicam que os modelos são capazes de replicar características relevantes dos ciclos internacionais - como a correlação negativa entre balança comercial e o produto. Apenas o modelo com prêmio de risco reproduziu a alta volatilidade do consumo. O choque de juros internacional mostrou-se pouco importante para a dinâmica de todos os modelos e o custo de ajustamento foi essencial para a obtenção dos principais resultados.

Figueirêdo (2006) critica o uso de mínimos quadrados ordinários para o estudo de ciclos econômicos, já que a presença de *outliers* e assimetria das flutuações induzem à não-normalidade das séries temporais. Desta forma, é necessário adotar instrumentais não-lineares. O autor buscou caracterizar o componente permanente das séries do produto internacional para nove países. Alcançam dois grupos de resultados: (i) nos países desenvolvidos, rejeita-se a teoria dos ciclos reais, reacendendo o debate entre os grupos formados por keynesianos, monetaristas e os preponentes das expectativas racionais; e, por outro lado, (ii) para o Brasil e a Itália, os movimentos do produto real são, de fato, frutos de flutuações na tendência. Para estes dois países entende-se que os fatores reais são os únicos geradores de flutuações econômicas, aceitando, assim, a teoria dos ciclos reais dos negócios.

1.4.2. Aplicações em Nível Internacional

No escopo da literatura internacional é ainda mais ampla a quantidade de trabalhos aplicados a teoria dos ciclos de negócios para economias específicas. Dada a relevância do

tema, é possível verificar trabalhos advindos de várias abordagens e aplicações para as mais diversas partes do mundo.

Uma questão não consensual dentro da análise do componente cíclico dos agregados econômicos diz respeito ao método para retirar a tendência da série. Dentro deste contexto, Baxter e King (1999) comparam de forma detalhada o filtro *band pass*, construído pelos autores, com uma série de filtros comumente utilizados nos estudos de ciclos dos negócios, avaliando a capacidade dos filtros em isolar o componente cíclico. Os autores encontraram que filtros lineares e primeira diferença não são desejáveis. Por outro lado, análises de médias móveis e o filtro de Hodrick-Prescott podem, em alguns casos, produzir aproximações razoáveis. Entretanto, o filtro *band pass* ótimo é, segundo os autores, mais flexível e fácil de utilizar que os outros filtros e, ainda, produz aproximações melhores.

Entender as relações de dependências econômicas entre os países é extremamente relevante para as economias. Há tempos que existe um grande interesse nos canais pelos quais os ciclos econômicos de um país são transmitidos a outros países. Atualmente os Estados Unidos estão espalhando para a economia mundial uma retração econômica. Como abordado no capítulo II, compreender os efeitos sobre o Brasil é de grande interesse para os *policymakers*. Dado a importância de tal tema, vários são os trabalhos que buscam caracterizar os ciclos econômicos internacionais.

Nesse sentido, Zimmermann (1997) busca descobrir se um modelo com três países é capaz de apresentar as estatísticas dos ciclos de negócios observadas entre os países. Para tanto, o autor utiliza o filtro Hodrick-Prescott para retirar a tendência das séries do produto, investimento, consumo, importação, exportação, exportações líquidas e emprego. E, então, calibra-se o modelo para o Canadá e para a Suíça. Os resultados encontrados sugerem que a maior parte dos ciclos de negócios pode ser explicada pelo tamanho e distância (entre os países), e o comércio não é um canal relevante de difusão dos ciclos econômicos.

Dada a relevância do tema, Anderson, Kward, e Farhid (1999) fazem um estudo para analisar as relações entre os ciclos econômicos e o comércio internacional. Para retirar a tendência das séries são utilizados dois filtros, o BNSW⁹ e o hprescott (HP). A análise do sincronismo é realizada através da construção de quatro estatísticas de co-movimento, utilizando dados logaritmizados de índices trimestrais de produção industrial de 37 países. Os autores encontram evidências de que os ciclos econômicos de países com maior abertura

⁹ Uma versão de Stock e Watson do filtro de Beveridge e Nelson (1981).

comercial são mais sincronizados com os ciclos econômicos de seus principais parceiros comerciais.

Nesse mesmo sentido, Burstein, Kurz e Tesar (2008) verificam que a intensidade do comércio aumenta o co-movimento dos ciclos econômicos entre os países industrializados. Usando informações anuais de 147 países, para o período compreendido entre 1960 a 1999, verifica-se que o impacto da intensidade do comércio sobre as correlações dos ciclos econômicos entre os países em desenvolvimento é positiva e significativa, mas substancialmente menor que entre os países industrializados. Os resultados sugerem que diferenças na sensibilidade da sincronização dos ciclos para a integração comercial entre os países industrializados e os em desenvolvimento são explicadas por diferenças nos padrões de especialização e comércio bilateral. Para mais sobre o co-movimento entre os ciclos dos negócios entre países ver Baxter e Kouparitsas (2004) e Gruben, Koo e Millis (2002).

Com o objetivo de testar os modelos de ciclos reais, Rotemberg e Woodford (1996) estudam os movimentos no produto, consumo e horas trabalhadas, dos Estados Unidos, que são estimáveis através de um VAR e analisam como eles diferem daqueles estimados através dos modelos padrão de ciclos reais de negócios. Os autores argumentam que as previsões dos movimentos no produto possuem uma variância aproximadamente cem vezes maior que aquelas estimadas pelo modelo e, também, que as mudanças estimadas nas três séries são positivamente correlacionadas com cada outra.

Ainda dentro do contexto dos modelos de ciclos reais, para testar se os choques tecnológicos explicam as flutuações econômicas, Gali (1999), usando o filtro Hodrick-Prescott verifica através das funções impulso resposta os efeitos de choques tecnológicos e não tecnológicos, para o Canadá, Japão, Itália, França, Alemanha e Reino Unido. Dois resultados sobressaem: a correlação condicional estimada de horas e produtividade são negativamente relacionadas com choques tecnológicos e positivamente relacionadas com choques não tecnológicos, como por exemplo choques monetários. A maioria dos resultados mantém para uma variedade de especificações de modelos e para a maioria dos países do G7. É difícil de conciliar os resultados com a interpretação convencional da teoria dos ciclos reais, mas esse apresenta ser consistente com um simples modelo de competição monopolística e rigidezes de preços.

Um trabalho interessante é Pallage e Robe (2001). Os autores retratam regularidades empíricas nos fluxos de ajuda estrangeira a países em desenvolvimento para o período compreendido entre 1969 e 1995. Utilizando-se do filtro Hodrick-Prescott, os autores computam a correlação entre o componente cíclico da ajuda com o produto. Os resultados

mostram que, na grande maioria dos países destinatários da África, os fluxos de ajuda são a principal fonte de renda, que é altamente volátil e, tristemente, procíclica. Para outros países fora da África, existe uma relação procíclica similar. Entretanto, existe pouca evidência empírica de ajuda procíclica com os ciclos econômicos dos doadores. A principal mensagem do trabalho é atentar para a importância da ajuda internacional a esses países, conforme os autores:

The first message from our results is that aid is a very important source of income for recipient countries. If one is interested in economic outcomes in these countries, then one should certainly think about the role played by foreign aid (PALLAGE e ROBE, 2001, p.259).

Para contribuir com a literatura de ciclos reais, Ambler *et al* (2002), buscam um modelo que se ajuste melhor aos dados. Os autores modificam, inspirados por Long e Plosser (1983), o lado da oferta do modelo padrão de ciclos reais com dois países, adicionando múltiplos setores e um mercado de bens intermediários. Utilizam a metodologia desenvolvida por Kydland e Prescott (1982) e descrita em detalhes por Hansen e Prescott (1995), para simular o modelo numericamente. Após o modelo ser calibrado, este é resolvido numericamente para o estado estacionário determinístico. Então, é usada uma aproximação quadrática da função de retornos de um período nas proximidades do estado estacionário, o qual implica que os valores da função possuem também forma quadrática, a qual pode ser encontrada usando um simples método iterativo. O modelo gera uma correlação, entre os produtos de diferentes países, mais alta que o modelo padrão com um setor. E, as correlações do emprego e investimento se mostram mais próximos dos dados.

Alper (2002) estuda os padrões dos componentes cíclicos econômicos do México e da Turquia e os compara com os ciclos econômicos dos Estados Unidos. Utilizando dados trimestrais de 1987 a 2000, observam séries de produto real e componente de gastos, preços e variáveis monetárias, produto, emprego, produtividade e influxo de capital. Para obter o ciclo das variáveis é utilizado o ajuste sazonal através do método X11 e, então, aplica-se o filtro Hodrick-Prescott. É realizada análise de correlação. Foi encontrado um excesso de volatilidade do produto real e um excesso de volatilidade relativa para o México e para a Turquia. Variáveis monetárias e fiscais não produzem padrões claros. Nível de preços e taxa de inflação são contra-cíclicos, sugerindo o uso de modelos de oferta ao invés de modelos de demanda, para o México e Turquia. Os influxos de capital parecem importar principalmente os de longo prazo, já que são fortemente procíclicos e conduzem os ciclos por um período.

Em prol do argumento intervencionista, Cheng (2003) examina como as flutuações da oferta monetária, do déficit orçamentário e da formação de capital doméstico afetam o crescimento da Malásia. O autor utilizou da análise econométrica de séries temporais, englobando co-integração, VAR e testes de causalidade, para demonstrar a utilidade dos instrumentos de política, ou seja, ele mostra que a oferta monetária e o déficit orçamentário afetam significativamente o produto real da Malásia, diferentemente da formação de capital. Logo, entende-se que as políticas econômicas exercem papel fundamental no processo de crescimento da Malásia. Replicando a conclusão de Cheng:

Empirically, the results show that fluctuations in policy instruments, namely Money supply and government budget deficits significantly affecting the real GDP. However, this is not the case for capital formation. In conclusion, the results support the interventionist argument where government policies play a fundamental role in influencing economic growth in Malaysia (CHENG, 2003, p.1).

Kose e Yi (2005) avaliam se, através de uma amostra de 21 países da OECD, no período entre 1970 e 2000, o modelo padrão de ciclos reais de negócio internacional é capaz de replicar o movimento conjunto das economias que possuem fortes ligações comerciais, hipótese já consolidada dentro da literatura econômica. Logo, aplica-se um modelo de três países com custo de transporte. Emprega-se a calibragem e exercícios de simulação para o efeito de um aumento na integração dos mercados sobre duas estruturas: mercados completos e *international financial autarky*. O principal resultado indica que, em ambas as estruturas de mercado, o modelo pode gerar fortes correlações para os pares de países que comercializam mais entre si.

Prever o fim das fases de recessão e expansão é algo que qualquer economista gostaria de ser capaz de fazer. Neste sentido, Guilme, Gaffeo, Gallegati e Palestrini (2003) tentam identificar se essas fases estão mais próximas de um ponto de inflexão quanto maiores forem as suas magnitudes. Com uma amostra contendo 16 países, para o período de 1981 a 2000, os resultados obtidos através de modelos *hazard* não paramétricos indicam que as fases de recessões possuem uma dependência de magnitude positiva, porém para as expansões não é possível afirmar tal hipótese, pois seus resultados foram estatisticamente não-significantes. No entanto, quando se separa a amostra em duas partes, pré I Grande Guerra e pós II Grande Guerra, verifica-se uma dependência positiva no primeiro período e negativa no segundo.

Vale ainda citar o trabalho de Sayan (2006), que visa testar a hipótese de que o envio de renda aos países de origem dos trabalhadores estrangeiros de um determinado país possui

um comportamento contra-cíclico com o ciclo de negócio do país de origem. O autor analisa doze países em desenvolvimento, no período compreendido entre 1976 e 2003, através de uma simples análise de correlações. Os resultados encontrados parecem demonstrar que tal hipótese não é comumente verificada entre as economias analisadas, não podendo assumir nenhum padrão de comportamento destas variáveis – acíclico, cíclico ou contra-cíclico. Nas suas palavras:

The behavior of remittances appears to be procyclical or even acyclical in some countries and the possible reasons underlying such procyclicality/acyclicity often differ across countries. Cross-country studies that produce empirical estimates referring to the average behavior may sometimes be misleading as they conceal possibly significant differences in the behavior of remittances received by individual countries (SAYAN, 2006, p.15).

Conforme verificado nos estudos empíricos acerca dos ciclos econômicos, tanto na literatura internacional quanto nos trabalhos para a economia brasileira, diversas metodologias foram aplicadas incluindo modelos VAR, VEC, RNA, ARIMA, simulações, além de uma gama de diferentes métodos de suavização das séries temporais. Assim, entende-se a metodologia como um vetor basilar para os trabalhos de ciclos de negócios, o que se confirma na quantidade de trabalhos cujo objeto final é testá-los. Esta pesquisa caminha em consonância com a metodologia abordada por Cheng (2003), já que nosso objetivo se aproxima do dele, ou seja, testar a relevância de políticas de demanda, com ênfase na política monetária.

Capítulo II. FLUTUAÇÕES RECENTES NA ECONOMIA BRASILEIRA

INTRODUÇÃO

A economia brasileira durante toda sua história apresentou flutuações consideráveis. Estas podem ocorrer devido a transformações na estrutura da economia, choques externos ou mesmo crises internas. Concomitantemente às tentativas de estabilização da economia brasileira na década de 90, o Brasil assistiu a todos esses fatores, gerando variações nos agregados econômicos. Dentro deste contexto, este capítulo tem como objetivo estudar o comportamento de algumas variáveis econômicas que são fundamentais na análise de ciclos, a partir dos anos 90, com ênfase nas flutuações.

A primeira parte deste capítulo discorre brevemente sobre as principais mudanças na década de 90 e seus efeitos sobre algumas variáveis macroeconômicas. A segunda parte aborda os efeitos dos choques externos e crises internas no que tange as flutuações dos agregados econômicos.

2.1. TRANSFORMAÇÕES NA ESTRUTURA DA ECONOMIA BRASILEIRA

A década de 80 foi um período complexo para a economia brasileira. É possível enumerar uma série de dificuldades que o país enfrentou, como: estagnação, desequilíbrios macroeconômicos, hiperinflação, crescimento irregular do produto, fracassos dos planos heterodoxos de combate à inflação, atraso tecnológico, deterioração das contas públicas (dados as políticas expansionistas de incentivos e os subsídios fiscais combinados com a queda de receita, devido ao baixo crescimento), entre outros. Um dos únicos pontos positivos da economia foram os grandes superávits comerciais, pelos quais o país enfrentou a crise cambial durante esta década (Pinheiro, Giambiagi e Gostkorzewicz, 1999).

É neste quadro que a economia brasileira ingressa na década de 90. Neste período, apesar do baixo crescimento do nível de atividade, a economia foi marcada por várias mudanças que ajudaram na retomada do crescimento econômico. Na década de 1990, parece ter ocorrido uma quebra estrutural na economia brasileira. O país, tanto para combater a

inflação, quanto para se adequar aos padrões internacionais, realiza uma série de transformações. Destaca-se a abertura comercial, que juntamente com as privatizações favorecem o crescimento do investimento estrangeiro, que traz novas técnicas organizacionais e novas tecnologias, que levam a um grande ganho de produtividade. Outro ponto fundamental se refere à mudança do papel do Estado na economia, que passa a ser regulador, ao invés de empresário. E, por fim, destaca-se o processo de estabilização da economia, em especial, como resultado das políticas implementadas a partir do Plano Real¹⁰.

Como é possível verificar na figura 2, a produtividade no Brasil obteve uma significativa mudança a partir da década de 1990. Durante a década de 1980, o índice em questão demonstrou um comportamento estacionário, e a partir do fim desta década ocorreu uma quebra nesta tendência. O índice durante os anos 1980 obteve uma média de 97, contra 119 na década de noventa (variação de 22%). Se observarmos a segunda metade da década de noventa a média foi de 133 (37% maior que a média de 1980).

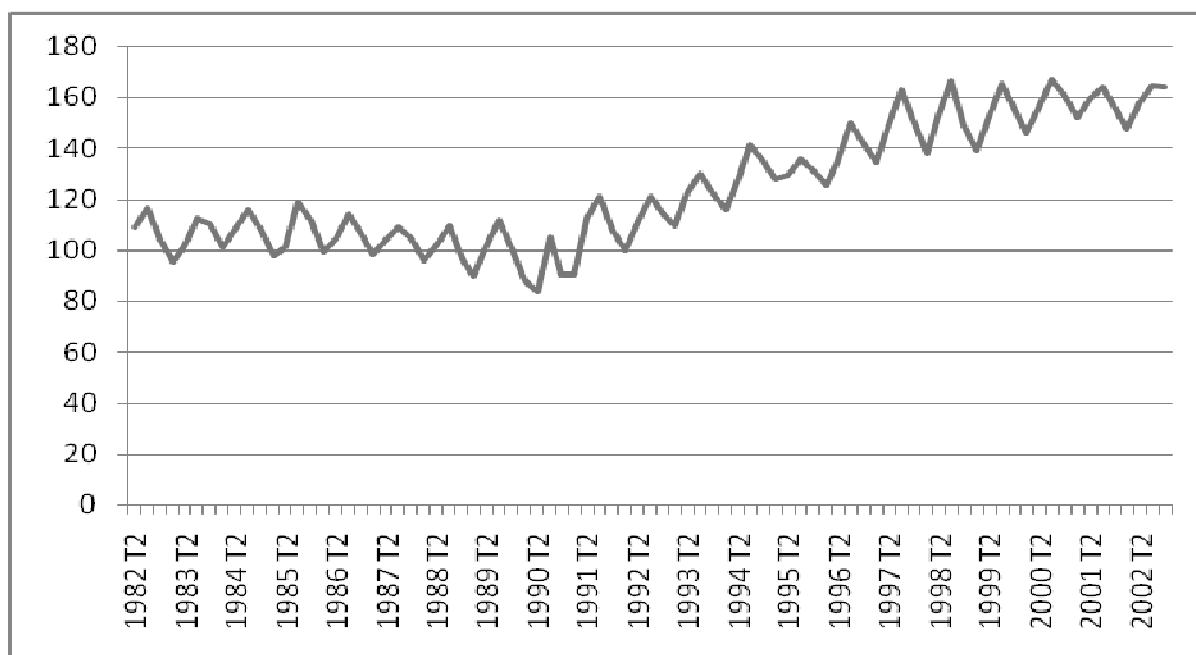


Figura 2 – Produtividade da Indústria de Transformação (1982-2002)

Fonte: Ipea. Elaboração do autor.

¹⁰ Para mais sobre a importância dos ganhos de produtividade, ver Barros e Goldenstein (1997). Sobre o processo de fusões e aquisições ver Miranda e Martins (2000). Sobre a estabilização da economia, ver Delfim Netto (1997) e Bacha (1997). No que diz respeito à abertura comercial, ver Averbug (1999). No contexto de economia brasileira, em geral, na década de 90, ver Pinheiro, Giambiagi e Gostkorzewicz (1999).

No que diz respeito ao processo de reforma do Estado na década de 90, as privatizações foram de grande relevância. Para Franco (1998), as privatizações são fundamentais, devido: (i) aos recursos recebidos, que servem para reduzir a dívida pública e elevar a poupança pública; (ii) à responsabilidade de diversos investimentos transferidos para o setor privado, por exemplo, em infra-estrutura, para desonerar o Estado; e (iii) à maior eficiência da economia, já que a administração privada é mais produtiva. Pode-se destacar ainda que as privatizações favoreceram o forte movimento de entrada de investimentos estrangeiros na década de 1990, propiciando a captação de capital estrangeiro no país.

Quanto ao descontrole dos preços que vinha ocorrendo, cabe ressaltar a eficiência do Plano Real em alcançar a estabilidade econômica. Esta questão fica evidente quando observamos o comportamento dos preços a partir da década de 90. A figura 3 apresenta a taxa de inflação medida por quatro diferentes índices de preços, o INPC, o IPC, o IGP-DI e o IPCA, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 ao primeiro trimestre de 2008. Conforme é possível observar, a inflação que esteve descontrolada durante muito tempo, passa a patamares aceitáveis a partir de então, mantendo até os dias atuais inflação de um dígito.

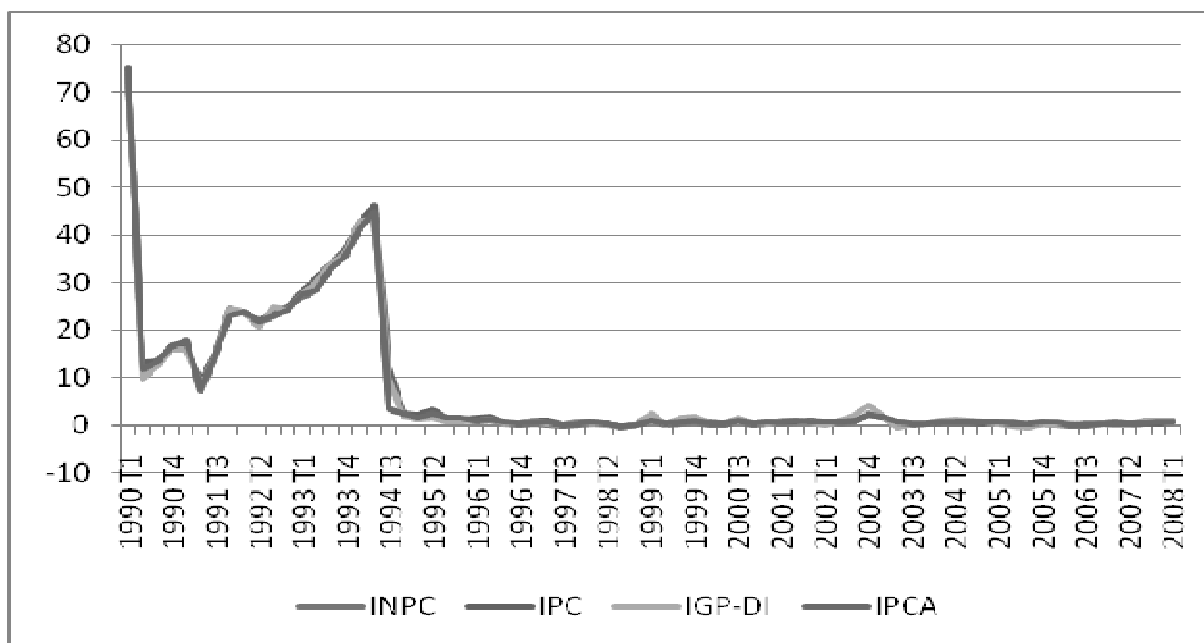


Figura 3 – Índices de Preços (1990T1 - 2008T1)

Fonte: Ipea

Delfim Netto (1997) reconhece o êxito do Plano Real em alcançar a estabilidade econômica, objetivo que o país buscava há mais de uma década. No entanto, para o autor, o país entra na “armadilha do crescimento econômico”. Isto ocorre devido aos instrumentos utilizados para alcançar a estabilidade, ou seja, mecanismos de restrições de crédito e taxas de juros elevadas acabam levando o país a baixas taxas de crescimento.

Nesse mesmo sentido, Bacha (1997) concorda que o Plano Real obteve sucesso não somente em reduzir a inflação, mas também em mantê-la baixa. Porém, o Plano Real para o autor, não foi bem sucedido em produzir uma tendência econômica na qual o controle inflacionário é compatível com crescimento econômico sustentado e um razoável equilíbrio externo. Para este autor, seria necessário que ocorresse um aumento da poupança doméstica e uma promoção do crescimento exportador.

É possível verificar os efeitos das políticas econômicas aplicadas durante o Plano real sobre nível de emprego. A figura 4 apresenta um índice referente à quantidade de horas trabalhadas, por trimestre, na indústria brasileira, com base no primeiro trimestre de 1992, para o período de 1992T1 a 2007T3¹¹. Note que existe um componente sazonal marcante nesta série. Ainda, observa-se uma drástica queda das horas trabalhadas, o índice passa de 101 em 1995T1 para 70,75 em 1999T1, reduzindo as horas de trabalho na indústria em 30%. De 1999 a 2007T3, ocorre uma recuperação, porém não atingiu os patamares do início da década de 90, estando ainda 6,19% abaixo do mesmo.

É importante destacar que, mesmo com essa drástica redução do nível de horas trabalhadas, no período compreendido entre 1995 e 1999, a renda dos trabalhadores chegou a aumentar nesse mesmo período. Uma possível justificativa para este fato seriam os ganhos de produtividade verificados nesse intervalo de tempo, conforme figura 2. A figura 5 apresenta um índice do rendimento médio real trimestral dos ocupados e dos assalariados no trabalho principal - Região Metropolitana de São Paulo -, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 e o segundo trimestre de 2007. À luz da figura 5, é possível verificar que o índice se apresentava em patamares próximos de 119 em 1995T1 e em 1999T1 o mesmo estava próximo de 122. No que tange a todo período, verifica-se um nível de 150 no início da década e, em meados de 2007, atingiu níveis próximos a 90, ocorrendo uma queda de aproximadamente 40% da renda neste período.

¹¹ Os dados foram coletados no endereço eletrônico do Ipea, www.ipeadata.gov.br.

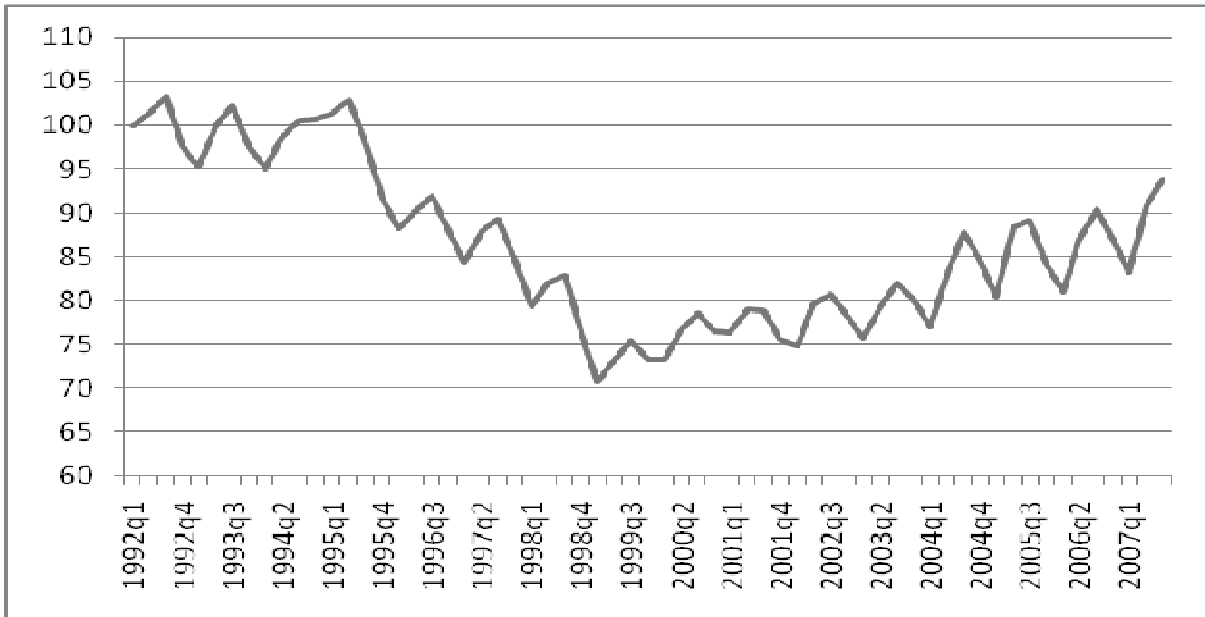


Figura 4 – Índice das Horas Trabalhadas na Indústria (1992T1 - 2007T3)

Fonte: Ipeadata.

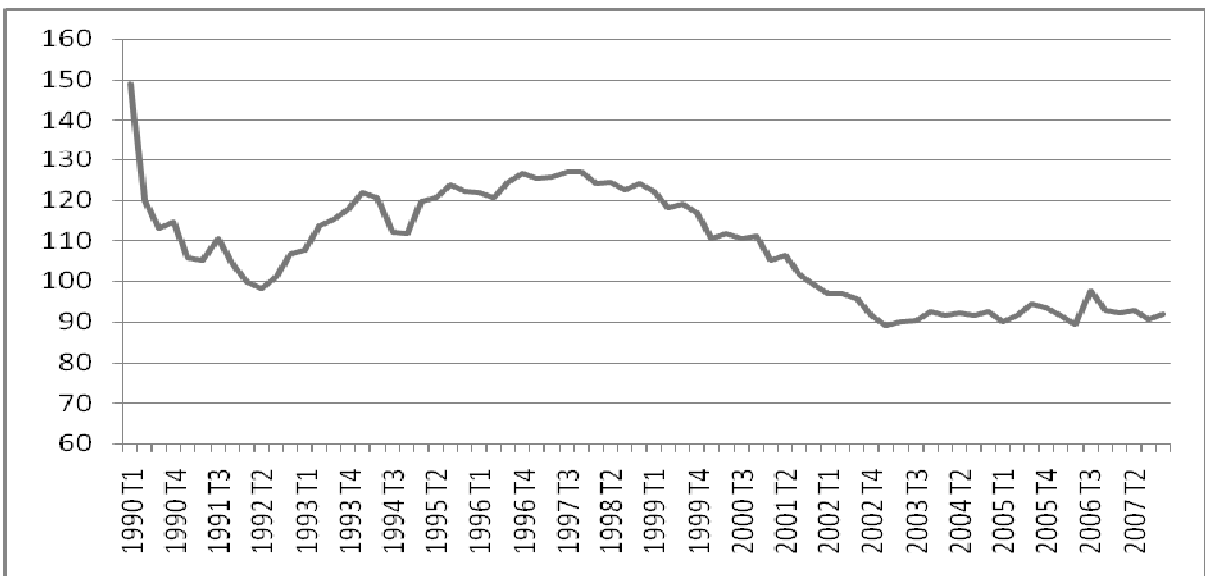


Figura 5 – Rendimento Médio Real (1990T1 - 2007T2)

Fonte: Ipeadata.

É possível dividir este período em quatro fases para analisá-lo. No início da década de 90, o rendimento contraiu-se drasticamente. Conforme a figura 5, de 1990 a 1992 o índice sai de 150 para atingir níveis menores que 100. De 1992 a 1997, ocorre uma recuperação parcial do rendimento atingindo níveis pouco abaixo de 130. De 1998 a 2002, o rendimento volta a se

contrair alcançando patamares por volta de 90. De 2002 até meados de 2007, o rendimento parece ter estagnado, oscilando próximo daquele nível.

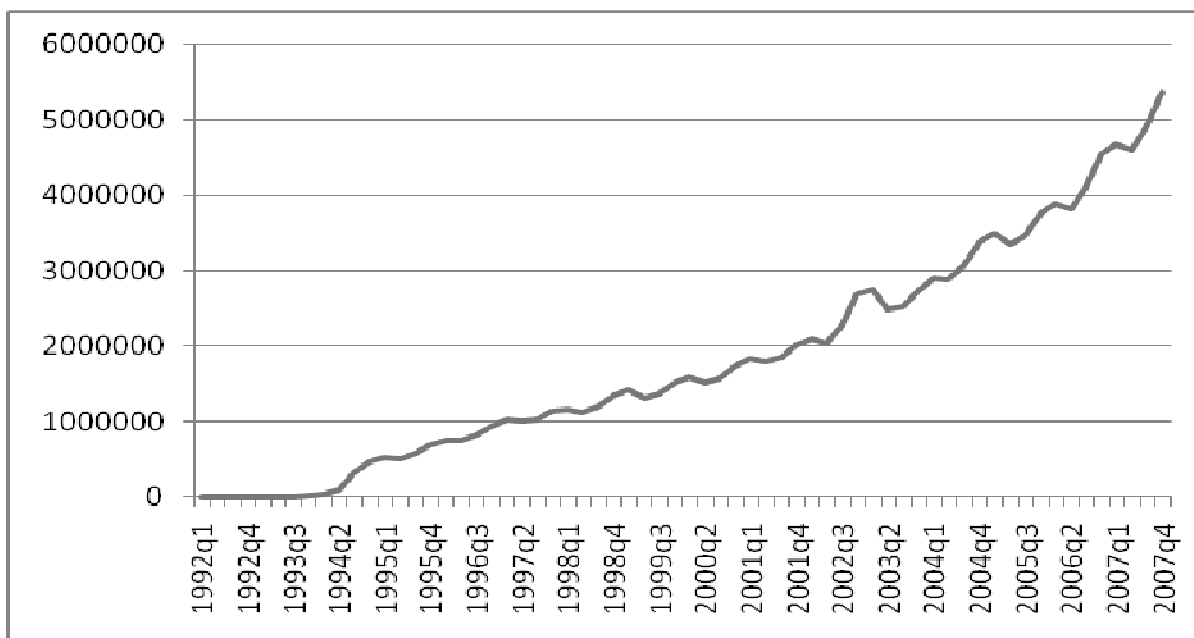


Figura 6 – Índice do Papel Moeda em Poder do Público (1992T1 – 2007T4)

Fonte: Ipeadata.

Os efeitos do Plano Real, ou da estabilização, também podem ser observados na quantidade de moeda na economia. A figura 7 apresenta um índice da média trimestral da quantidade de moeda em seu conceito M1¹², ou seja, o papel moeda em poder do público, segundo dados disponibilizados no endereço eletrônico do Ipeadata, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1992 e o quarto trimestre de 2007. É possível verificar que até o início de 1994 a base monetária era muito pequena tanto pela baixa renda da população quanto por causa da inflação. Em períodos de grande inflação a moeda não exerce sua função de reserva de valor, logo as pessoas procuram meios alternativos para guardarem suas riquezas. Assim, com a estabilização, a moeda em seu conceito M1 passa a crescer de forma drástica.

Outro problema relacionado ao Plano Real diz respeito à modalidade de câmbio adotada, a qual ajudava no controle de preços através da redução do custo de bens importados. Em 1998, Pastore e Pinotti fazem uma crítica ao câmbio fixo (e suas variantes), modalidade

¹² Engloba os depósitos à vista efetivamente movimentáveis por cheques, prontamente disponíveis para pagamento de bens e serviços e aceitos como moeda.

adotada no Plano Real. Para os autores, o câmbio fixo possui três defeitos: (i) incapacidade de evitar que os países que o adotam importem os ciclos econômicos dos demais países¹³, (ii) a combinação de câmbio fixo com modalidade internacional de capitais, torna os países vulneráveis a ataques especulativos e (iii) existe uma tendência à apreciação cambial provocada pelos fluxos de capitais. Para os autores, era necessário sair da modalidade de câmbio fixo para que o país saísse do estado de baixo crescimento econômico, mantivesse o equilíbrio externo e a estabilidade de preços. Mas para isso, era necessária uma política fiscal mais contracionista combinada com uma monetária menos apertada, exatamente o contrário do que vinha sendo feito.

Por outro lado, a escolha do câmbio como meta nominal neste período pode ser justificada pela baixa credibilidade do governo. Países pequenos e relativamente abertos normalmente tendem a buscar um parceiro comercial importante que seja relativamente estável e vinculam suas moedas a dele, podendo até utilizar o câmbio fixo, durante o período de estabilização. E com o tempo surgiria a flexibilização do câmbio (Cukierman, 1996).

Em 1999, o câmbio torna-se flexível dada às pressões decorridas de uma série de crises externas durante a década. Apesar do baixo crescimento econômico durante a década de 90, várias mudanças ocorridas no país são apontadas como avanços para o sistema econômico com relação ao início da década. A principal delas sem dúvida foi a estabilidade. Porém, a abertura comercial propiciou um ambiente muito mais competitivo, gerando grandes ganhos de produtividade. A flexibilização do câmbio também foi importante reduzindo a vulnerabilidade externa.

Quando se observa a taxa de crescimento real do produto¹⁴ interno bruto da economia brasileira a partir de 1990¹⁵, conforme figura 7, observa-se que o país ingressa na década em crise, com taxas negativas de crescimento e, a partir de 1992, ocorre um aumento da taxa de crescimento até 1994. A partir de então, as políticas utilizadas para a estabilização acabam prejudicando o crescimento econômico, reduzindo as taxas de crescimento econômico. A partir do ano 2000, a economia começa a mostrar sinais de recuperação elevando suas taxas de crescimento. É relevante notar que este crescimento somente foi possível graças às mudanças estruturais ocorridas na década e os esforços despendidos para a estabilização.

¹³ Por estarem com câmbio fixo, algumas economias européias importaram a depressão de 1929. Outro exemplo seria que o Chile, em 1980, entrou em recessão mais profunda que os outros países da América Latina quando os juros dos E.U.A. aumentaram.

¹⁴ Preços de 1980.

¹⁵ Segundo dados disponibilizados pelo Ipeadata.

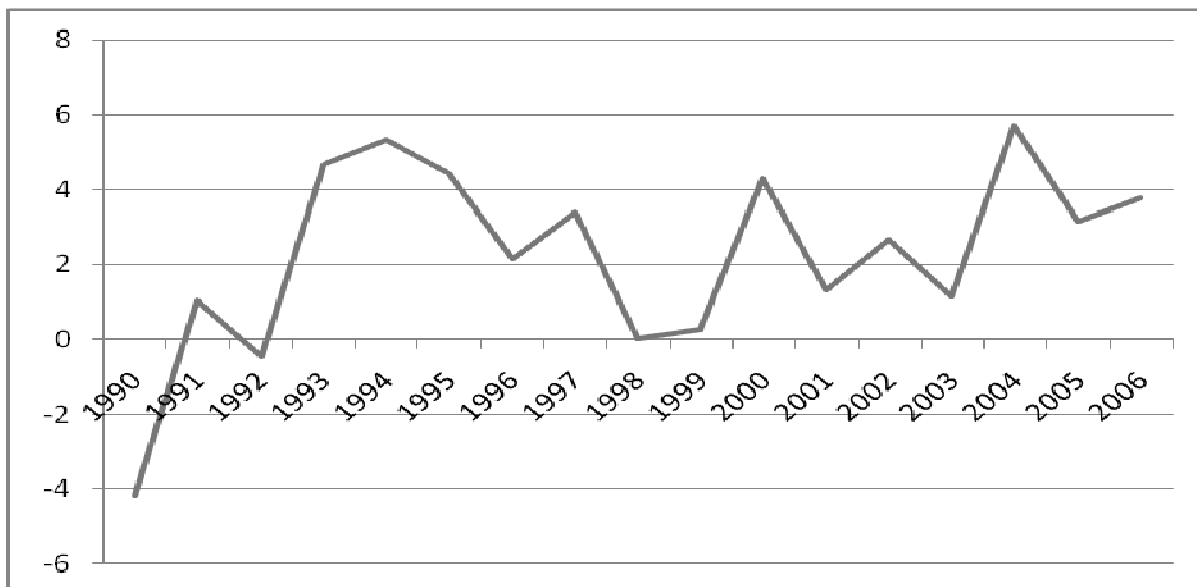


Figura 7 – Taxa de Crescimento Anual do PIB Real (1990 - 2006)

Fonte: Ipeadata.

Apesar da visível recuperação do crescimento da economia brasileira a partir do ano 2000, é necessário salientar que a partir deste período é utilizada uma nova metodologia de cálculo, adotada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para PIB brasileiro. As modificações afetam principalmente o setor de serviços, além de aumentar o número de produtos e atividades econômicas consideradas no cálculo. Segundo o IBGE, deste modo é possível fazer o cálculo com maior precisão. Esta alteração fez com que as taxas de crescimento apresentassem a níveis mais elevados. O PIB de 2005, por exemplo, cuja expansão foi de 2,3%, conforme a metodologia antiga, passou a ter uma taxa de crescimento de 2,9%, conforme dados do IBGE¹⁶.

2.2. CHOQUES EXTERNOS E CRISES INTERNAS

Concomitante às mudanças estruturais observadas a partir dos anos 90, e juntamente com todos os esforços que o país realizou nesta década para atingir a estabilidade, objetivo

¹⁶ Segundo dados do IBGE, as taxas de crescimento do PIB brasileiro segundo a antiga e a nova metodologia são, respectivamente: 4,4% e 4,3%, para o ano 2000; 1,3% e 1,3%, para o ano 2001; 1,9% e 2,7%, para 2002; 0,5% e 1,1%, para 2003; 4,9% e 5,7% para 2004 e 2,3% e 2,9%, para 2005.

principal buscado pela economia brasileira desde os anos 80, ciclos recessivos de outros países atingiram a economia brasileira, em maior ou menor grau e, ainda, ocorreram crises internas. A figura 8 apresenta uma linha do tempo com os principais distúrbios externos e internos sofridos pela economia brasileira a partir dos anos 90.

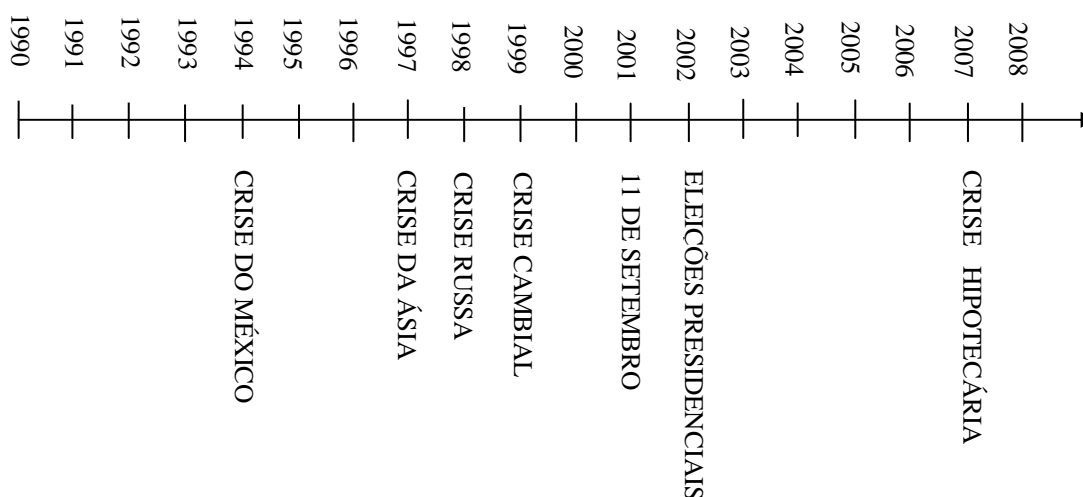


Figura 8 – Choques Percebidos pela Economia Brasileira (1990 - 2008)

Fonte: Elaboração própria

Percebe-se um período muito conturbado, principalmente no que tange ao intervalo 1994-1999, quando ocorreu a crise do México, da Ásia, da Rússia, e, finalmente, a crise cambial brasileira. Após estes episódios, a economia brasileira ainda foi afetada pelo atentado aos Estados Unidos (11 de setembro), e as eleições presidenciais brasileira em 2002. Após tais eventos, o país passou por um período menos conturbado, não se verificando até 2007 grandes episódios suficientes para afetar a economia. E, recentemente, observa-se a crise trazida pelo mercado de hipotecas americano.

O México, de 1991 a 1994, sofreu com uma valorização acentuada do peso frente ao dólar, fazendo com que as reservas de divisas internacionais atingissem níveis muito baixos. Este fato, somado ao conturbado período político e os desequilíbrios macroeconômicos, geraram uma situação de pânico nos investidores, os quais atacaram o câmbio rapidamente. O país logo se torna incapaz de realizar financiamentos, exceto através de taxas de juros exorbitantes. Em 1995, a produção interna do México caiu 6%, o desemprego mais do que dobrou e a inflação, que já há algum tempo se mostrava controlada, voltou a reagir. A crise só

terminou com o auxílio do Fundo Monetário Internacional, no final de 1995 (Vasconcellos *at al*, 2004 e Krugman e Obstfeld, 2001).

Quando uma crise acontece em um país, aqueles países que possuem economias com estruturas semelhantes (ou mesmo, economias que pareciam muito mais fortes, como no caso da influência da Tailândia sobre a Coreia do Sul durante a crise asiática) acabam sofrendo ataques especulativos, que podem ou não, dependendo da resposta do governo e das condições do país, levar a crises. No caso da crise mexicana, o Brasil foi eficiente em evitar a fuga de capitais e manter a taxa de câmbio. Porém, o Banco Central perdeu boa parte das reservas, que foram recuperadas rapidamente em resposta à elevação das taxas de juros. Além disso, a elevação dos juros afetou a economia de surpresa. O país vinha crescendo com base no crédito e os investimentos ainda não estavam maturados, o que fez com que se elevassem os níveis de inadimplência, o que, por sua vez, gerou o início de uma crise financeira, com a quebra de bancos privados, que só não se espalhou devido à rápida resposta do Banco Central, com a criação do Proer e do Proes (Vasconcellos *at al*, 2004).

A crise asiática, em meados de 1997, decorreu principalmente da desvalorização da moeda Tailandesa, o baht. Já em 1996 se percebia problemas no mercado imobiliário e no mercado de ações. Este fato conduziu à especulação quanto a uma possível desvalorização do baht, gerando perda de reservas. De forma similar ao México, a Tailândia tentou realizar uma desvalorização controlada, o que gerou uma fuga generalizada dos capitais. Apesar de a economia tailandesa ser pequena, rapidamente a crise contagiou outros países do leste da Ásia, como a Malásia, a Indonésia e até mesmo a Coreia do Sul. Este efeito contagiante é decorrente dos investidores acreditarem que essas economias possuíam pontos fracos em comum. Praticamente todos esses países buscaram ajuda do FMI, o qual exigiu uma série de regras econômicas para a realização dos empréstimos (Krugman e Obstfeld, 2001).

Em decorrência da crise asiática, outros países também acabaram entrando em crise. Duas economias merecem destaque, a russa e a brasileira. A Rússia, em meio a uma série de dificuldades macroeconômicas, teve os preços de alguns de seus produtos para exportação reduzidos em decorrência da crise asiática. Isso fez com que houvesse pressões sobre o rublo, a moeda russa. Em 1998, o receio dos investidores de uma possível desvalorização foi cada vez maior. O governo elevou as taxas de juros dos empréstimos do governo, aumentando o déficit fiscal. O FMI interveio com auxílios para o serviço da dívida, porém já em agosto a Rússia abandona o sistema de metas de juros. Concomitante à desvalorização, o país se tornou inadimplente, cortou os pagamentos internacionais, e voltou a imprimir moeda. Em curtíssimo espaço de tempo, o rublo perdeu metade de seu valor, gerando inflação e derrubando a

produção. Essa situação gerou pânico geral dos investidores derrubando as bolsas de todo o mundo. Em busca de liquidez os investidores tentavam resgatar seus valores mobiliários principalmente dos países em desenvolvimento. Para evitar um possível colapso financeiro, os Estados Unidos reduzem suas taxas de juros (Vasconcellos *et al*, 2004 e Krugman e Obstfeld, 2001).

Toda vez que ocorria uma crise, o governo brasileiro respondia com aumento das taxas de juros, para manter a paridade do câmbio e o controle da inflação. Desta forma, foi na crise do México, da Ásia e da Rússia. No que tange aos efeitos dessas duas últimas, Vasconcellos *et al* (2004) coloca que a dinâmica de juros combinada com o grande volume de dívida pública determinou uma trajetória crescente autônoma da dívida e levou a pressões fiscais. O efeito acumulado dessas crises deixou o país mais vulnerável, já que cada vez que uma crise ocorria o país perdia divisas, aumentava os juros, conseqüentemente onerava o governo. Finalmente, a crise russa foi o estopim para a crise cambial brasileira. No final de 1998, os ataques especulativos se tornaram tão intensos que as reservas internacionais do Brasil rapidamente se deterioraram. Diante do ocorrido, mais uma vez, o FMI intervém injetando 40 bilhões para ajudar a defender o real. Entretanto, este ato não foi suficiente para acalmar os investidores estrangeiros. Segundo Krugman e Obstfeld (2001), o Brasil em janeiro de 1999 desvalorizou sua moeda em 8%, e após isso, flexibilizou o real, o que gerou uma queda de 40% no valor do real frente ao dólar. Vasconcellos sintetiza esse ponto, inserindo-o dentro de um contexto mais amplo de economia brasileira

“...os fundamentos econômicos da economia brasileira foram deteriorando-se significativamente a partir de 1995. Entre outras coisas, a manutenção do câmbio sobrevalorizado no período significou a ampliação do endividamento externo, um aumento significativo da dívida pública e o retardamento do crescimento. No primeiro momento, essa opção se justificava pelo trauma inflacionário, mas o que dizer da crise asiática ou da russa? A grande perda de reservas verificada principalmente nesta última, o quadro recessivo, a elevada taxa de desemprego, a deterioração do saldo em conta-corrente, a elevação da razão dívida pública/PIB, enfim, todos os fatores já poderiam justificar a mudança cambial em meados 1998” (Vasconcellos *et al*, 2004, p. 487).

Após 1999, o temor quanto a uma possível flexibilização cambial que assolava os investidores estrangeiros não existia mais. Conforme Pastore e Pinotti (1998), o regime de câmbio fixo, e suas variantes, torna o país incapaz de evitar a importação de ciclos de outros países e deixa o país vulnerável a ataques especulativos. Com o câmbio flexível reduziu-se a

vulnerabilidade do país no que tange a crises externas ocorridas em países em desenvolvimento.

Porém, em 11 de setembro de 2001, ocorreu o maior atentado terrorista de toda a história, gerando efeitos psicológicos muito fortes, e ainda afetando as economias mundiais. Naquela data, suicidas coordenados pelo grupo terrorista Al-Qaeda atacaram alvos civis nos Estados Unidos, deixando muitos mortos e desaparecidos. Os efeitos deste ataque, o temor de abalos na economia líder mundial e as expectativas sobre os efeitos da guerra americana contra o terrorismo, refletiram sobre as economias, principalmente no que tange ao mercado mobiliário, que, em geral, antecede os efeitos dos choques em relação aos demais setores da economia. Para reduzir a propagação da crise dentro da economia americana e no resto do mundo, o FED reduziu as taxas de juros consideravelmente, amenizando os efeitos recessivos. Porém, em seguida os gastos governamentais com a guerra foram reajustando as taxas de juros para cima. Como consequência, o Brasil novamente precisou elevar as taxas de juros para evitar fugas de capitais mais fortes e manter o controle da economia, gerando queda no estoque de capital e desaceleração econômica. Entretanto, os efeitos foram de curtíssimo prazo, sendo que em alguns meses a economia brasileira parecia ter retornado à tendência anterior.

Em 2002, o que gerou especulações não foi nenhum fator externo, mas sim, por um período conturbado das expectativas sobre as eleições presidenciais. O mercado receava que a oposição viesse a mudar a conduta da política econômica, decretar moratória de dívidas internacionais, a exemplo da Argentina, e ainda, havia a incerteza quanto à possível mudança no rumo da economia, com maiores gastos e ações populistas, o que poderiam levar o país à desestabilização. Esses fatores trouxeram novamente pânico aos investidores estrangeiros, afetando as reservas internacionais, os preços, a formação bruta de capital fixo, o mercado mobiliário, o câmbio, o produto, e fazendo com que o Banco Central elevasse novamente as taxas de juros. No entanto, os efeitos não foram duradouros, já que a oposição, quando no poder, manteve exatamente as mesmas políticas econômicas aplicadas pelo governo anterior, acalmando os mercados.

E finalmente, a crise imobiliária, hipotecária ou crise de crédito americana, vem ocorrendo, porém não se pode ainda medir todas as consequências sobre a economia real brasileira. Para entender esta crise é necessário entender o passado recente da economia americana. Devido à grande liquidez existente na economia mundial, ocorreram muitos empréstimos de segunda linha (*subprime*), os quais oferecem uma atratividade maior para os bancos, mas que, no entanto, oferecem maior risco, já que não exigem histórico adimplente

dos tomadores de crédito. Os americanos hipotecaram suas casas para obter empréstimos, no entanto, venderam seus imóveis para refinanciamento com taxas mais baixas e, ainda, obter certo ganho de capital. O grande volume de crédito, de fácil acesso, fez com que o mercado imobiliário se expandisse rapidamente, inflando os preços dos imóveis. Dessa forma, uma redução no preço dos imóveis era esperada. Entretanto, era impossível prever com exatidão o período em que ocorreria. De fato ocorreu, o que fez com que os agentes não fossem capazes de arcar com os empréstimos tomados nas hipotecas, gerando um grande aumento de inadimplentes, agravado pelo restabelecimento das taxas de juros de mercado.

Para entender como essa situação se espalha por toda economia mundial, e como a crise imobiliária se torna uma crise de crédito, é importante entender como funciona o mercado de crédito. Como os empréstimos de segunda linha oferecem maiores juros, os gestores de fundos e banqueiros optam por eles em busca de maior retorno. Quando estes compram tais títulos das instituições que fizeram o primeiro empréstimo, se permite que ocorram outros empréstimos antes mesmo do tomador amortizar o primeiro, dentro de um sistema de garantia com lastro em contratos de hipoteca. Este título ainda pode ser vendido para outras instituições, criando uma grande cadeia. O problema está quando o tomador não consegue pagar os empréstimos, gerando um efeito por todos aqueles que possuem títulos, ou seja, fundos, bancos e instituições financeiras, não só nos Estados Unidos, mas também na Europa, que optaram por este tipo de investimento, dado a atratividade dos seus possíveis retornos. Ao aumentar o número de inadimplentes surge uma onda de desconfiança entre os emprestadores, que param de ofertar crédito deste tipo, gerando uma falta de liquidez, ou mesmo, uma crise de crédito. A redução do crédito logo se reflete sobre a economia, através da redução da demanda, gerando efeitos sobre a produção, o emprego e assim sobre a renda.

Uma possível desaceleração da economia americana afetaria grande parte das economias mundiais, dada a importância das relações comerciais entre as mesmas. No entanto, os economistas e analistas de mercados não chegaram a um consenso quanto aos possíveis efeitos desta sobre a economia real brasileira. Porém, todos apontam que o Brasil possui um quadro macroeconômico muito mais sólido agora do que quando sofreu com as outras crises internacionais recentes. Até agora, somente parte do sistema e, em menor grau, foi atingido, como a bolsa de valores. Porém, qualquer conclusão ainda seria precoce.

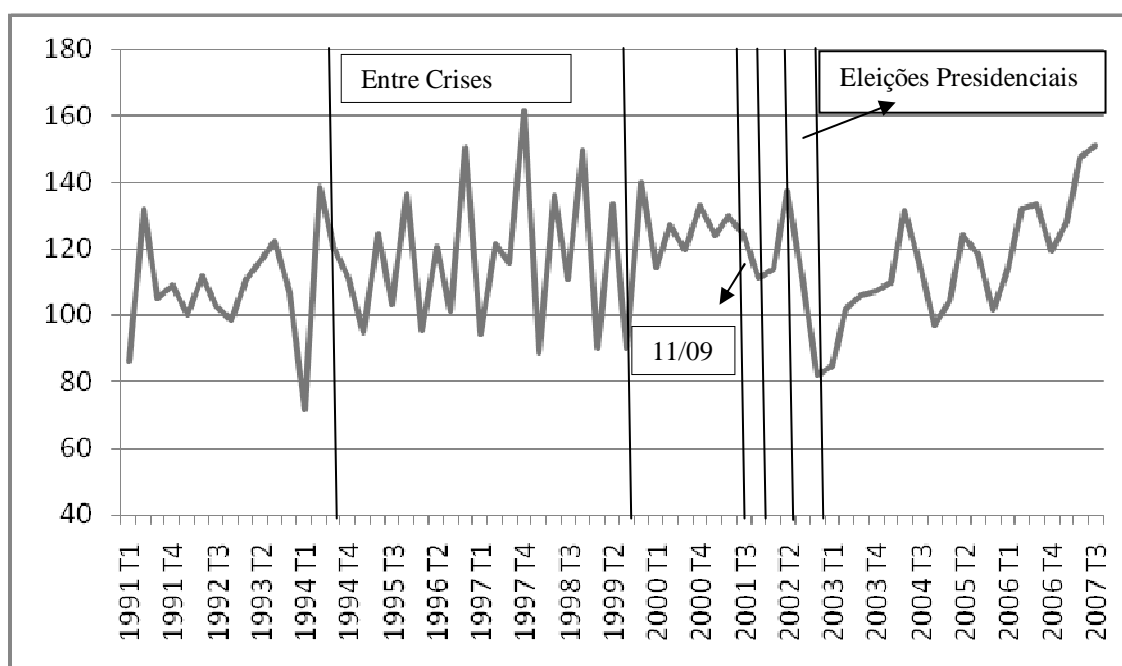


Figura 9 – Formação Bruta de Capital Fixo (1991T1 - 2007T3)

Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Os efeitos desses choques externos e internos são visualizados com facilidade quando se plota a formação bruta de capital fixo contra o tempo. A figura 9 apresenta tais dados, em índice, para o período compreendido entre 1991T1 e 2007T3, deflacionados pelo IGP-DI. Observa-se uma maior volatilidade exatamente no período 1994-1999, período no qual o país sofreu três choques externos e utilizava-se do sistema de bandas cambiais. A formação de capital sofre grandes quedas e são seguidas das altas em curto espaço de tempo. Além do efeito visual que o gráfico proporciona, é possível confirmar essa maior volatilidade através do cálculo do desvio-padrão¹⁷. Dividindo este período em três sub-períodos, 1991T1 a 1993T4, 1994T1 a 1999T3, e 1999T4 a 2007T3, obtêm-se respectivamente os desvios-padrão de 11,85, 23,31, e 16,17, contra 18,46 referentes ao período todo.

O índice da formação bruta de capital fixo retraiu em todos os choques, com exceção da crise de crédito americana, que ainda não se sabe ao certo os efeitos futuros. A maior retração ocorreu durante a crise russa, demonstrando uma variação negativa de 45%, seguido pelo período das eleições presidenciais de 2002, onde esta variável reduziu 40%. Durante as crises da Ásia e do México a retração foi respectivamente de 37% e 31%. E durante o episódio de 11 de setembro a retração foi de 10%.

¹⁷ O desvio-padrão apresenta uma medida de quanto na média às observações desviam da média da amostra.

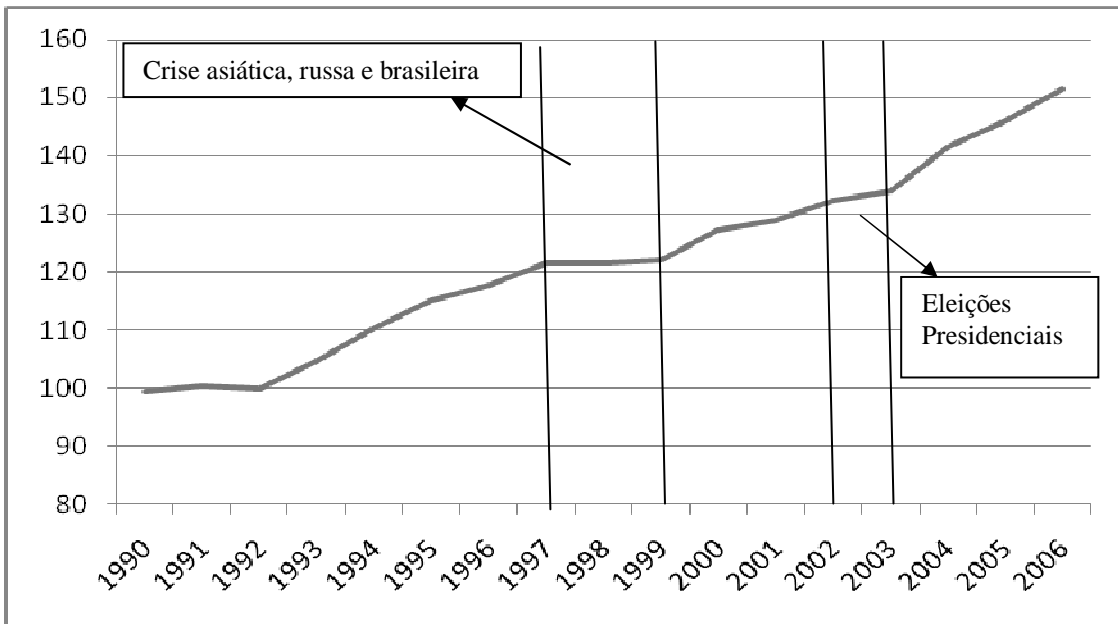


Figura 10 – Índice do PIB Real Anual (1990 - 2006)

Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Outro indicador relevante é a dinâmica do produto e do emprego. A figura 10 apresenta o produto interno bruto real anual de 1990 a 2006¹⁸. A partir da crise do México ocorreu uma mudança no crescimento econômico, que se verificava imediatamente após a implantação do Plano Real. E durante os anos de 1997 e 1998 (crise asiática e russa), o PIB permaneceu praticamente inalterado. O emprego, conforme gráfico 4, que apresenta as horas de trabalho na indústria, de 1994 a 1999 possui uma trajetória decrescente e a partir de então muda de direção.

A figura 11 apresenta o índice da bolsa de valores de São Paulo¹⁹ (IBOVESPA), para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1990 e o primeiro de 2008²⁰.

¹⁸ Segundo dados disponibilizados no endereço eletrônico do Ipea.

¹⁹ O IBOVESPA é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Este índice reflete o desempenho dos principais papéis negociados na bolsa de São Paulo. Até atualmente, o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. A composição dessa "carteira de ações" é atualizada a cada quatro meses, sendo que algumas ações têm mais "influência" no cálculo do Ibovespa do que outras. O índice pode ser mensurado a qualquer momento através da fórmula

$$IBOVESPA_t = \sum_{i=1}^n P_{i,t} \cdot Q_{i,t}$$

onde IBOVESPA_t é o índice no instante t, P_{i,t} é o último preço da ação i no instante t, n é o número total de ações componentes da carteira teórica e Q_{i,t} é a quantidade teórica da ação i na carteira, no instante t (BOVESPA, 2008).

Como ilustrado pelo gráfico 11, o índice, apesar da tendência crescente do período todo, sofre retrações durante os episódios já percorridos. Durante a crise do México este índice obteve uma taxa de crescimento negativa de 18%. O efeito da crise asiática já não foi tão pesado, demonstrando uma queda de 4,85%. Já durante a crise russa, o efeito foi mais forte, sendo que o Ibovespa retraiu em 14,97%, contra 9,78% no 11 de setembro e 12,69 durante as eleições.

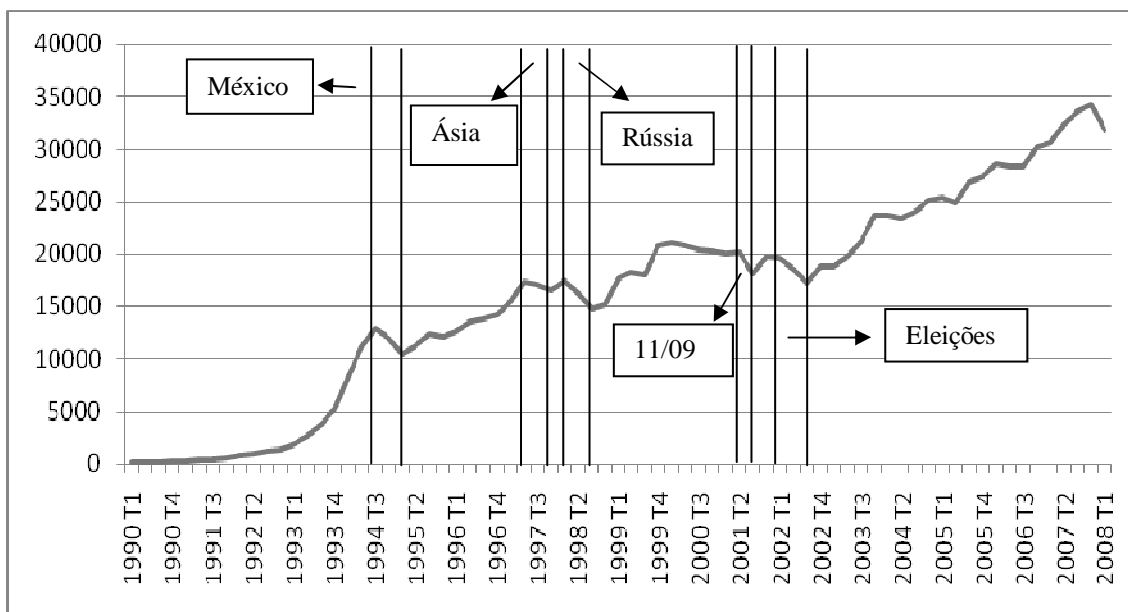


Figura 11 – IBOVESPA* (1990T1 – 2008T1)

Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor. *Índice calculado a partir da taxa de variação trimestral.

Quando se observa os mercados financeiros também se verifica grandes alterações quando um choque externo ou interno ocorre. Para representar tal ponto, a figura 12 apresenta a taxa de juros over/selic nominal²¹, em termos percentuais, para o período entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2007²². É possível verificar que os choques mais acentuados sobre os juros estavam ligados à crise da Ásia e da Rússia, quando os juros se elevaram respectivamente em 60,85% e 61,45%. O ocorrido pode estar ligado a questão cambial, pois o governo precisava defender a paridade. Durante o evento de 11 de setembro, a elevação foi de 16,48%, e durante o período das eleições de 2002, os juros chegaram a crescer 34%.

²⁰ Segundo dados coletados no endereço eletrônico do Ipea.

²¹ Segundo dados disponibilizados no endereço eletrônico do Ipea.

²² Não se apresenta o período todo de análise (a partir de 1990) pois as taxas de juros anteriores à estabilização econômica eram muito altas em termos nominais, dificultando a visibilidade das variações nestas durante os choques.

Outra variável relevante, no que tange às flutuações econômicas, é o nível de preços. Para analisá-la, a figura 13 apresenta quatro índices de preços trimestrais, o (i) índice nacional de preços ao consumidor –INPC²³-, o (ii) o índice de preços ao consumidor – IPC²⁴-, o (iii) o índice geral de preços disponibilidade interna -IGP-DI²⁵-, e (iv) o índice de preços ao consumidor amplo –IPCA²⁶-, para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e o primeiro de 2008, segundo dados disponibilizados no endereço eletrônico do Ipeadata.

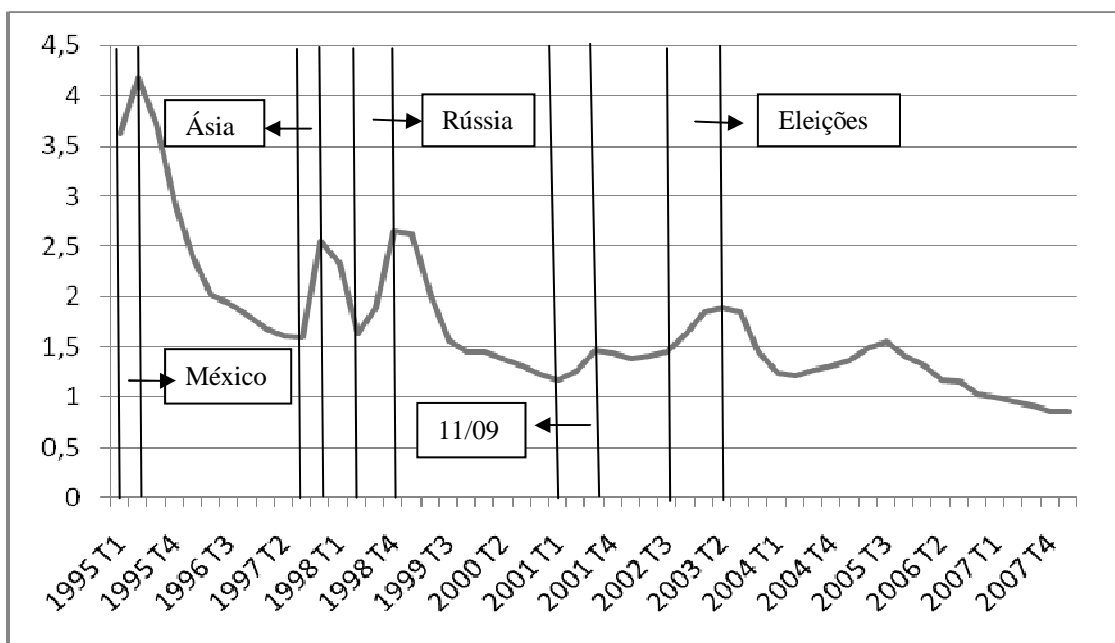


Figura 12 – Taxa de Juro Nominal – Over/Selic (1995T1 - 2007T4)

Fonte: Ipea.

²³ O INPC é calculado pelo IBGE entre os dias 1º e 30 de cada mês. Este é composto de dois parâmetros: (i) a pesquisa de preços de nove regiões de produção econômica, cruzada com a (ii) pesquisa de orçamento familiar (POF), que abrange famílias com renda de um a oito salários mínimos. Este índice foi criado com o objetivo de reajustar os salários mínimos.

²⁴ O IPC calculado pela Fundação Getúlio Vargas mede o movimento médio de preços de determinado conjunto de bens e serviços no mercado varejista. Tem abrangência geográfica nacional, com pesquisa de preços nos principais centros consumidores do país e abrange o conjunto da população com renda de 1 a 33 salários mínimos.

²⁵ O IGP-DI compreende o período entre o primeiro e o último dia do mês de referência. Reflete a evolução dos preços captada pelo Índice de Preços por Atacado (IPA), Índice de Preços ao Consumidor (IPC-FGV) e Índice Nacional de Preços da Construção Civil (INCC). Não considera-se a variação de produtos exportados, captando somente os produtos que fazem parte da disponibilidade interna, por isso o DI.

²⁶ O IPCA é o índice oficial do governo federal no que tange a mensuração das metas inflacionárias. Este índice é calculado mensalmente pelo IBGE e foi criado com o intuito de corrigir as demonstrações financeiras das companhias abertas. O IPCA/IBGE verifica as variações dos custos com os gastos das pessoas que ganham de um a quarenta salários mínimos nas regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo, município de Goiânia e Distrito Federal.

Os destaques para o nível de preços são a crise da Rússia e o período das eleições presidenciais de 2002. Durante este último período, foi o único ano em que o Brasil não se manteve dentro da meta de inflação, desde o início da introdução do sistema de metas de inflação em 1999 até atualmente. O interessante que a partir de 1999 o IGP-DI desloca dos outros índices, já que o câmbio passa a ser flutuante e os produtos importados possuem peso relevante neste índice. Quando esses episódios ocorrem, os ataques especulativos dos investidores reduzem as reservas de divisas e desvalorizam a moeda brasileira frente ao dólar, encarecendo os produtos importados e gerando picos mais altos deste índice.

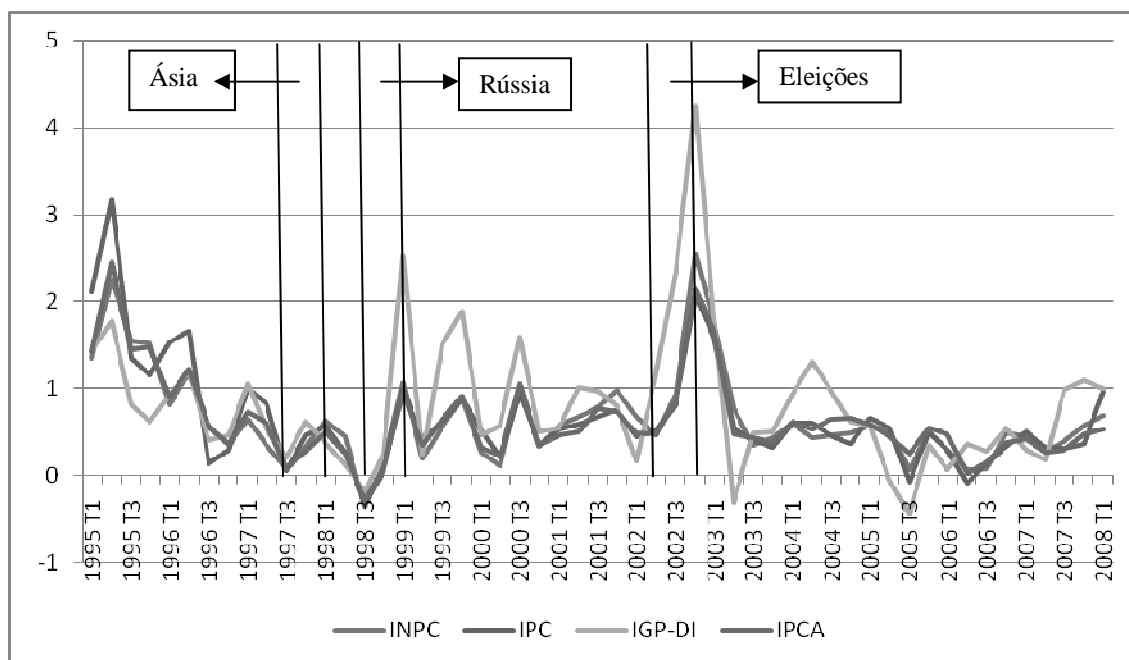


Figura 13 – Preços (1995T1 - 2008T1)

Fonte: Ipea.

Um fato interessante a ser salientado é que as variáveis macroeconômicas analisadas não sofreram flutuações diante da crise americana, pelo menos até o momento. Exceto pela bolsa de valores que sofreu uma queda no início de 2008, as variáveis reais da economia como a formação bruta de capital fixo e o próprio produto não demonstram nenhuma alteração significativa. Este resultado parece ser devido a melhora nos fundamentos da economia brasileira neste momento frente às outras crises ocorridas anteriormente. Apesar do câmbio valorizado, o país ainda possui grandes superávits comerciais, muito em decorrência do forte crescimento das economias asiáticas, que estão pressionando os preços das *commodities*. A estabilidade, a abertura comercial, a valorização do real, a redução da dívida

externa, o grande volume de reservas internacionais também colaboram reduzindo o risco país, tornando o país mais atrativo para investidores.

Como visto, a economia brasileira esteve suscetível às condições de outras economias. A cada crise internacional, ou mesmo complicações de cunho não econômico internamente, ocorreram flutuações nos agregados econômicos, em maior ou menor grau. A economia sempre esteve muito vulnerável a variáveis exógenas, as quais fogem ao controle do governo brasileiro. No entanto, os esforços despendidos nos últimos dezessete anos parecem ter fortalecido a economia brasileira, que diante da crise americana parece não sentir tanto os efeitos como em crises anteriores, em países com relações comerciais bem menores com o Brasil.

Capítulo III. ANÁLISE EMPÍRICA DOS CICLOS DE NEGÓCIOS NA ECONOMIA BRASILEIRA

INTRODUÇÃO

O presente capítulo vem com o intuito de testar empiricamente as teorias dos ciclos dos negócios, contrastando a teoria novo-clássica com a novo-keynesiana. A principal divergência elas se refere à importância dos ciclos dos agregados nominais em afetarem os ciclos dos agregados reais. Desta forma, a verificação de que choques reais afetam as variáveis reais está de acordo com ambas as teorias. Por outro lado, a verificação do efeito de choques nominais sobre os ciclos dos agregados reais implica em aceitação da teoria novo-keynesiana, que se baseia nas rigidezes nominais da economia.

Outro ponto a ser testado é o efeito dos choques externos e internos sobre os ciclos econômicos. Este se torna relevante dado as informações apresentadas no capítulo II, as quais induzem ao raciocínio de que aqueles choques são as principais fontes dos ciclos econômicos brasileiros. Assim, testar-se-á, através de variáveis *dummies*, o efeito daqueles choques sobre os ciclos dos negócios brasileiros.

Para testar empiricamente as teorias e os efeitos dos choques, a metodologia VAR (Vetor Auto-Regressivo) é aplicada. As especificações de 10 modelos serão apresentadas para verificar possíveis relações que representem os ciclos reais e monetários, de forma a testar o impacto tanto das variáveis reais sobre as reais, como o impacto de variáveis nominais sobre as reais. Ainda, os efeitos dos choques tecnológicos sobre os ciclos reais serão testados separadamente, já que esta é a principal fonte dos ciclos econômicos segundo à teoria dos ciclos reais. E, finalmente, testar-se-á o efeito das crises internas e externas através de variáveis *dummies*.

Como resultado, tem-se a confirmação da importância dos ciclos dos agregados reais sobre o ciclo da economia real, ou ciclo do PIB. O resultado crucial é a confirmação da participação das variáveis nominais na determinação dos ciclos econômicos, conforme a teoria novo-keynesiana. Este resultado aponta na mesma direção que Cheng (2003), que verificou a importância das variações na oferta monetária sobre o produto real da Malásia. Em relação ao choque de produtividade, diferentemente do esperado, não foi significativo sobre o

ciclo do PIB, mas foi sobre o ciclo do emprego, que afeta o ciclo do PIB. Este último resultado pode ter ocorrido devido ao período de análise.

Outros autores, como Giannini, Dias, Dias e Silva (2007), analisaram os efeitos de choques de produtividade sobre os ciclos econômicos do Brasil para as décadas de 80 e 90, também através de vetores auto-regressivos, e verificaram resultados ligeiramente diferentes. Os autores testaram os efeitos de choques de produtividade sobre, o produto, o consumo e o estoque de capital. O resultado foi positivo, ou seja, as mudanças tecnológicas afetaram de forma direta os ciclos do produto, do consumo e do estoque de capital.

O presente capítulo está dividido em duas partes. A primeira está reservada para a apresentação e análise dos dados amostrais, se dedicando à análise descritiva dos dados e à forma de obtenção dos componentes cíclicos a serem analisados. Na segunda parte, é apresentada a seção inferencial da pesquisa. Serão apresentados a metodologia econométrica, procedimentos padrões e os resultados empíricos.

3.1. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

3.1.1. Material e Estatística descritiva

As séries de dados possuem formato trimestral, pois as séries anuais não apresentam algumas características importantes para o estudo dos ciclos, assim como as séries mensais oscilam demasiadamente, apresentando informações desnecessárias. A amostra utilizada compreende dados em nível nacional, da economia brasileira, para o período compreendido entre 1992T1 e 2007T3, exceto pela série da produtividade da indústria, cujo período está compreendido entre 1992T1 e 2002T4²⁷. Foram criados índices, com base 100, no primeiro trimestre de 1996. Todas as séries foram coletadas no endereço eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada²⁸, Ipea (itens a e b). Além destas, foram criadas 3 variáveis *dummies* para captar o efeito das crises internacionais, dos choques externos e do período de especulação sobre as eleições presidências de 2002.

²⁷ A série da produtividade da indústria esta disponível apenas até 2002T4.

²⁸ www.ipeadata.gov.br.

As variáveis utilizadas são:

- a) Variáveis reais
 - i. Estoque de capital: formação bruta de capital fixo (fbcf), deflacionada pelo IGP-DI;
 - ii. Emprego: quantidade de horas trabalhadas na indústria (ht);
 - iii. Salários: rendimento real médio dos ocupados e dos assalariados no trabalho principal da região metropolitana de São Paulo (rend);
 - iv. Produtividade: produtividade (prodtv) da indústria de transformação²⁹
 - v. Produto: produto interno bruto (pib), a preços básicos, deflacionado pelo IGP-DI e
 - vi. Taxa de juro real: taxa de juros over/selic deflacionada pelo IGP-DI (i_real).

- b) Variáveis nominais
 - i. Moeda: moeda em seu formato M1 (média do período), que corresponde aos depósitos à vista mais a moeda em poder do público, em valores nominais (m1);
 - ii. Mercado financeiro: índice da bolsa de valores de São Paulo, Ibovespa (ibov) ;
 - iii. Taxa de juro nominal: taxa de juros over/selic nominal (i);

- c) Variáveis *dummies*
 - i. *Dummy* para captar os choques externos³⁰ (d_choqx1), a qual é assumido valor 1 para o período compreendido entre 1994T4 a 1998T4. Durante este período ocorreram 3 grandes crises internacionais, a do México, a da Ásia e da Rússia;
 - ii. *Dummy* para captar os efeitos da mudança do câmbio (d_cambio), a qual é assumido valor 1 para a partir de 1999T1 e
 - iii. *Dummy* para captar o efeito das especulações sobre as eleições presidenciais de 2002 (d_eleicao), a qual é assumido valor 1 para o período entre 2002T2 a 2003T3.

A tabela 01 apresenta as principais estatísticas descritivas das séries amostrais em índice. São apresentados o número de observações, a média, o desvio padrão, o mínimo, o máximo e o coeficiente de variação das variáveis. É possível observar que a variável produtividade possui apenas 44 observações. Desta forma, toda regressão realizada com esta variável englobará apenas esse mesmo período. Outro fato que chama a atenção é o valor negativo dos

²⁹ Índice calculado pela razão dos índices da produção industrial e a população ocupada na indústria de transformação. Série descontinuada pela fonte.

³⁰ É relevante destacar que este período coincide com o plano real.

juros reais em alguns pontos da série. Isso pode ser explicado pela introdução do Plano Real e períodos de pressões sobre o nível de preços, como as eleições presidências de 2002.

É relevante apontar outra característica no que tange ao coeficiente de determinação. Conforme a tabela 1, as variáveis reais da economia se apresentaram com menor dispersão em relação à média, sendo que o desvio padrão das mesmas não superou 16% da média dessas variáveis, salvo pelo juro real, que demonstrou valores mais distantes da média. Por outro lado, as variáveis nominais mostraram maior dispersão da média, apresentando coeficientes 1,76, 0,78 e 0,47 respectivamente para o juro, M1 e Ibovespa, foram, portanto, mais voláteis.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas dos Agregados Econômicos (1992T1 – 2007T3)

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coef.Var.*
pib	63	104,51	11,90	64,99	123,18	0,11
ht	63	97,77	10,44	80,13	117,10	0,11
fbcf	63	121,95	19,40	75,08	169,45	0,16
prodtv	44	112,95	14,09	79,73	132,99	0,12
rend	63	88,22	10,97	73,17	104,23	0,12
i_real	63	68,25	84,98	-308,89	242,26	1,25
i	63	285,26	501,78	38,75	2029,10	1,76
m1	63	233,63	183,27	0,01	645,73	0,78
ibov	63	137,60	64,05	6,45	265,34	0,47

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

*Coeficiente de variação: é a razão entre o desvio padrão e a média da variável.

** Índices com base 100 no primeiro trimestre de 1996.

Depois de calculado o índice das variáveis, foi realizado ajustes sazonais nas séries através do método X12³¹. O próximo passo será separar o componente cíclico da tendência, para que seja possível analisar apenas as flutuações dos agregados econômicos. A próxima seção aborda a metodologia utilizada para resolver tal questão e apresenta as principais características dos ciclos econômicos do Brasil para o período de análise.

³¹ Para mais sobre métodos de ajustamento sazonal ver Arita e Dias (1999).

3.1.2. Método de filtragem e características dos ciclos

Como os dados já receberam ajustes sazonais, agora é necessário extrair o componente cíclico da série, que é obtido através do filtro HP. A seguir são apresentadas a metodologia do filtro e as principais características apresentadas pelos componentes cíclicos obtidos dos agregados econômicos utilizados na pesquisa.

3.1.2.1. Filtro Hodrick-Prescott (HP)

A escolha do método de filtragem é fundamental nos trabalhos de ciclos de negócios, já que, conforme Teles, Springer, Gomes, Paes e Cavalcante (2005), diferentes métodos de filtragem levam a resultados distintos. Uma gama de metodologias está disponível na literatura econômica, como a desenvolvida Dias, Evans e Dias (2004), que se preocupam com o comportamento idiossincrático dos agregados de países em desenvolvimento. Entretanto, como não existe um filtro irrefutável, os ciclos das séries serão calculados utilizando o método empregado pela maioria dos trabalhos sobre *real business cycles*, o filtro Hodrick-Prescott (HP), o que permitirá a comparação dos resultados obtidos neste trabalho com outros. Além disso, conforme French (2008), mesmo se o filtro HP é sub-ótimo, não está claro ainda que os filtros alternativos são melhores. E ainda, Ahumada e Garegnani (1999) fazem uma boa revisão das críticas ao filtro HP, e chegam a conclusão que modelos econométricos dinâmicos com séries filtráveis são mais problemáticos se os dados gerados no processo envolvem séries não filtradas.

O filtro HP é um instrumento matemático vastamente utilizado no estudo de ciclos econômicos para separar os componentes da série. Seja X_t , para $t = 1, 2, 3, \dots, T$, uma variável em série temporal. A série X_t é composta do componente cíclico, x^c , e do componente tendencial, x^T , considerando dados já ajustados em relação à sazonalidade. Logo $X_t = x^c + x^T$. Dado uma adequada escolha de λ , que para dados trimestrais Hodrick e Prescott (1981) sugerem o valor de 1600, haverá um componente tendencial que minimizará

$$\min \sum_{t=1}^T (X_t - x^T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(x^T_{t+1} - x^T_t) - (x^T_t - x^T_{t-1})]^2 \quad (8)$$

Onde $X_t - x_t^T = x^c$ e λ é um número positivo, o qual penaliza a variabilidade do componente tendencial da série, ou seja, quanto maior for o λ maior será a suavidade da série. Conforme apresentado por Hodrick e Prescott (1981), com um λ maior que 1600, as amplitudes das flutuações serão maiores, mas, as magnitudes relativas das flutuações das séries mudarão pouco. O primeiro termo da equação é a soma dos desvios quadrados que penalizam o componente cíclico. O segundo termo, é a diferença dos desvios da tendência ao quadrado, multiplicado por λ (1600). Essa parte da equação penaliza a taxa de crescimento do componente tendencial. Conforme Kim (2004), tomando as derivadas desta equação 1 com respeito a x^T , e rearranjando, é possível obter a solução através de sua forma matricial, tal que:

$$X_t = (\lambda \mathbf{F} + \mathbf{I}^t) x^T \quad (9)$$

Assim, para identificar os componentes da série, faz-se:

$$x^T = (\lambda \mathbf{F} + \mathbf{I}^t)^{-1} X_t \quad (10)$$

$$x^c = X_t - x^T \quad (11)$$

Ou seja, o filtro HP identifica o componente cíclico x^c , da série X_t , retirando o componente tendencial desta última (Kim, 2004). Com efeito, a série tende a se tornar estacionária, já que o ciclo flutuará em torno de uma tendência zero.

3.1.2.2. Características dos Ciclos

Através do filtro HP, extrai-se o componente tendencial das séries e, subtraindo-se a tendência da série com ajuste sazonal, obtemos os componentes cíclicos (desconsiderando o componente errático, que devem somar zero) das mesmas. As séries dos ciclos obtidas são nomeadas conforme tabela 2.

Tabela 2 – Descrições das Variáveis

Variável	Descrição
cypib	Componente cíclico do produto interno bruto
cyfbcf	Componente cíclico da formação bruta de capital fixo
cyht	Componente cíclico das horas trabalhadas
cyi	Componente cíclico dos juros nominais
cyibov	Componente cíclico do índice Bovespa
cym1	Componente cíclico da moeda
cyrend	Componente cíclico do rendimento real médio (SP)
cyi_real	Componente cíclico dos juros reais

Fonte: Elaboração própria.

A série dessazonalizada, a tendência e o ciclo das variáveis reais podem ser observados na figura 14, e das variáveis nominais na figura 15. Um fato que chama a atenção é que o PIB brasileiro, figura 14 (d), apresenta uma tendência crescente durante a implantação do Plano Real, mesmo com todas as políticas restritivas aplicadas. Concomitante à tendência crescente do PIB ocorreu também uma onda positiva na tendência do salário, figura 14 (f), o que pode ser resultado de ganhos de produtividade. Porém, o emprego, figura 14 (b), observado através das horas trabalhadas, apresenta uma drástica queda durante a década de 90, e somente demonstrando sinais de quebra nessa tendência a partir do ano 2000. A partir de então a tendência do emprego se apresentou crescente.

Uma possível explicação para os ganhos no PIB e nos salários, mesmo com queda do nível de emprego é a tendência positiva da produtividade, figura 14 (e), que cresceu a taxas decrescentes, durante todo o período disponível. A tendência da formação bruta de capital fixo, figura 14 (a), apesar da grande volatilidade da série, mostrou-se crescente durante a década de 90, reduzindo sua trajetória entre 2000 e 2002, mostrando sinais de recuperação a partir de então. A fase ascendente da trajetória também se verifica na tendência do PIB. Esse comportamento também foi verificado na tendência das horas trabalhadas. Nesta última, porém, tal comportamento é antecipado já a partir de 2000. E finalmente, a tendência do juro real se apresentou muito estável, não demonstrando nenhuma onda durante o período de análise.

No que tange às variáveis nominais, o comportamento da tendência dos juros nominais, figura 15 (a) está de acordo com o esperado, dado a estabilização da economia com o Plano Real e a manutenção de juros em patamares elevados como instrumento de política monetária. Um fato que se destaca é a tendência crescente do índice da bolsa de valores de

São Paulo, que representa os movimentos do capital financeiros em aplicações, figura 15 (b), durante todo o período de análise, mesmo com todas as crises e incertezas da década de 90, conforme abordado no capítulo 2. A tendência da moeda se mostrou uniforme e estável, conforme figura 15 (c), dada a política monetária aplicada no período, de programação monetária.

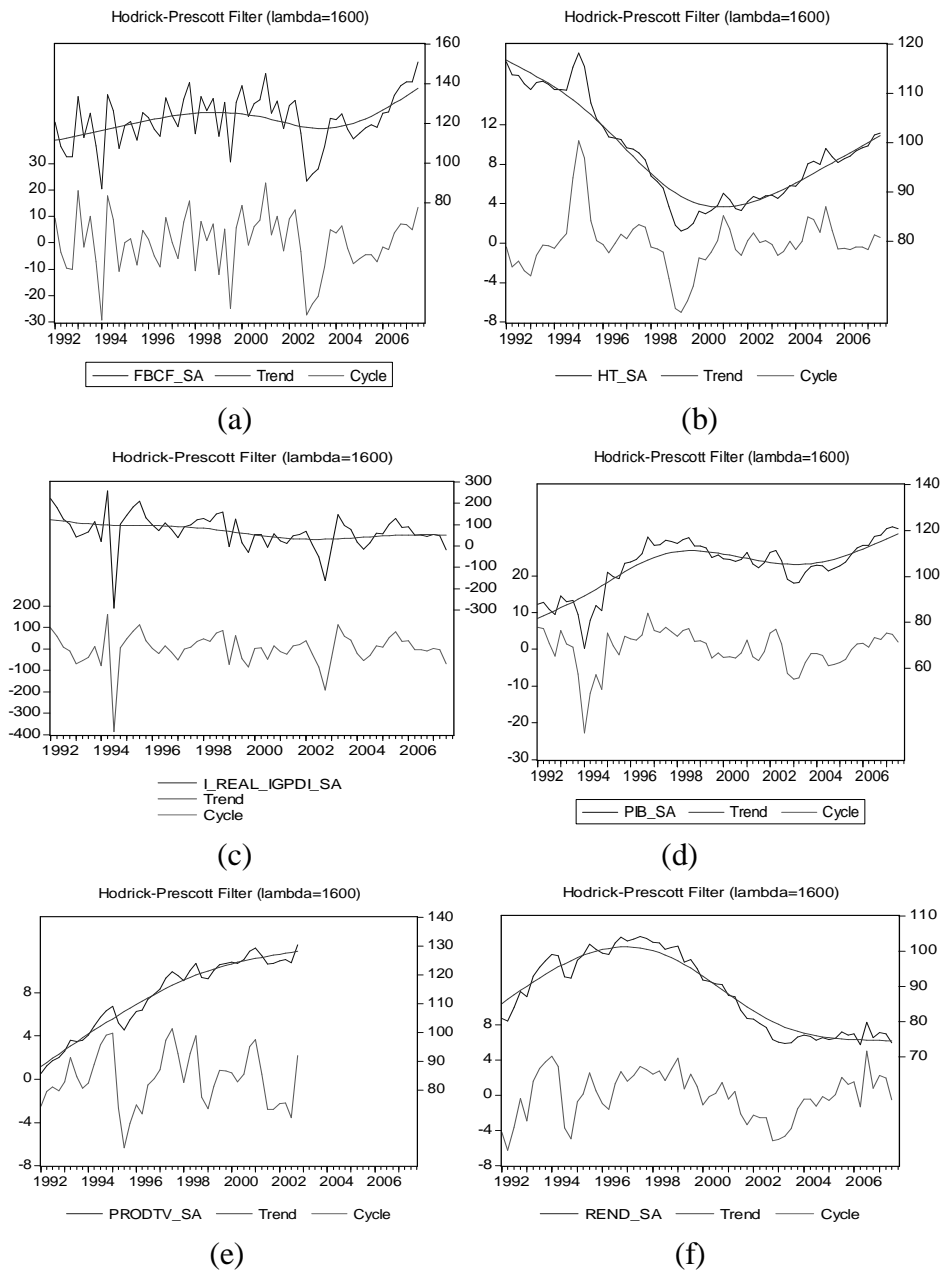


Figura 14 – Ciclos e Tendências: Variáveis Reais

Fonte: Dados da pesquisa.

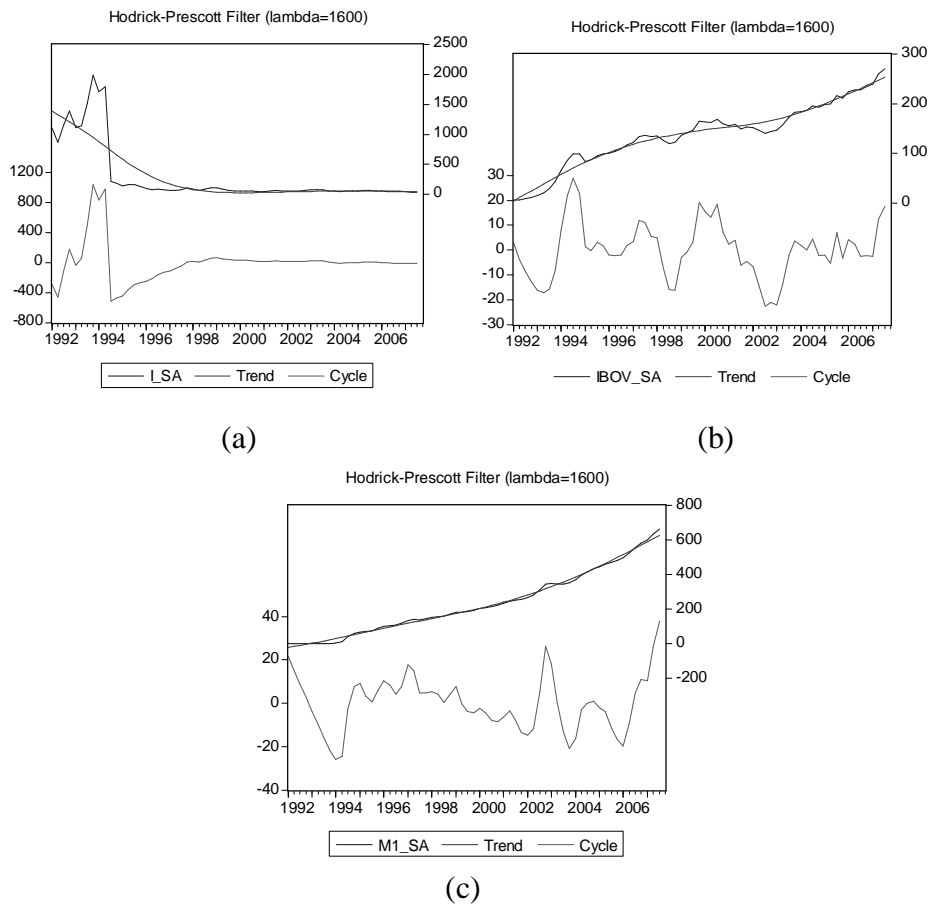


Figura 15 - Ciclos e Tendências: variáveis nominais
Fonte: Dados da pesquisa

Como os ciclos econômicos são os desvios em relação à tendência de longo prazo da série, ao se retirar a tendência, a série deverá oscilar em torno do zero (já que a tendência será zero). Para um olhar mais atento, plota-se os ciclos dos agregados separadamente, o ciclo suavizado³² (tcyvariável) e traça-se uma reta no eixo zero. A figura 16 apresenta o ciclo do PIB. O período que se destaca é o 1994, quando este o ciclo do PIB entra em forte contração. Corroborar para tal resultado uma série de fatores. Um de grande relevância foi a valorização da moeda brasileira, tendo grandes impactos sobre as exportações. É preciso ficar atento a estes pontos fora do padrão³³ (*outliers*), pois eles podem comprometer os resultados da regressão.

O ciclo da formação bruta de capital fixo pode ser observado na figura 17. Esta série se apresentou bem volátil, o que demonstra que seus valores presente e defasados não são

³² O ciclo suavizado é a tendência do componente cíclico, obtido através do filtro Hodrick-Prescott. O mesmo é calculado para facilitar a identificação das fases do ciclo.

³³ Segue em anexo gráficos de distribuição para identificação de *outliers*.

relevantes na determinação dos valores futuros. Três pontos chamam a atenção 1994, 1999 e 2002. Os dois últimos se relacionam a questões cambiais e de incertezas na economia brasileira.

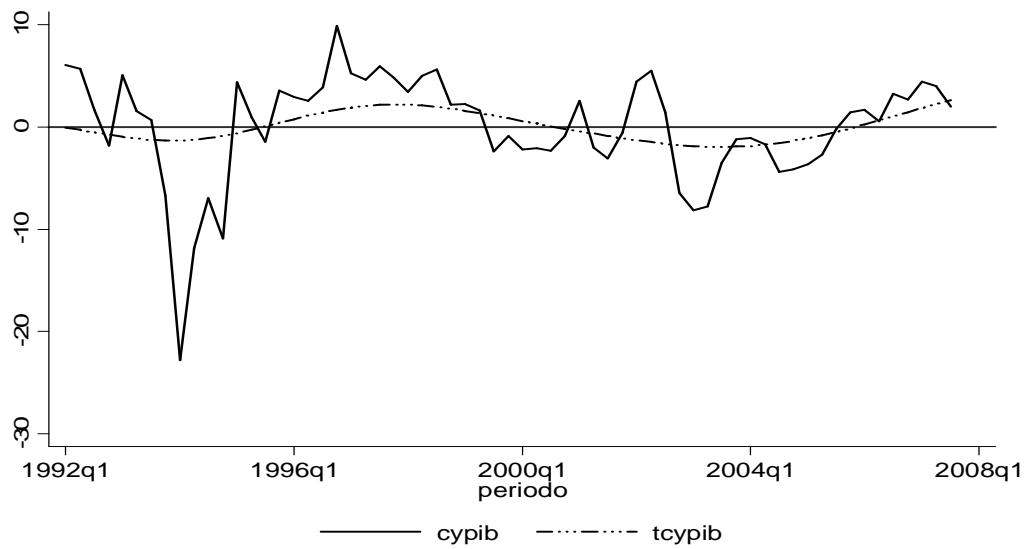


Figura 16 – Componente Cíclico do PIB (1992T1 - 2007T3)
Fonte: Dados da pesquisa.

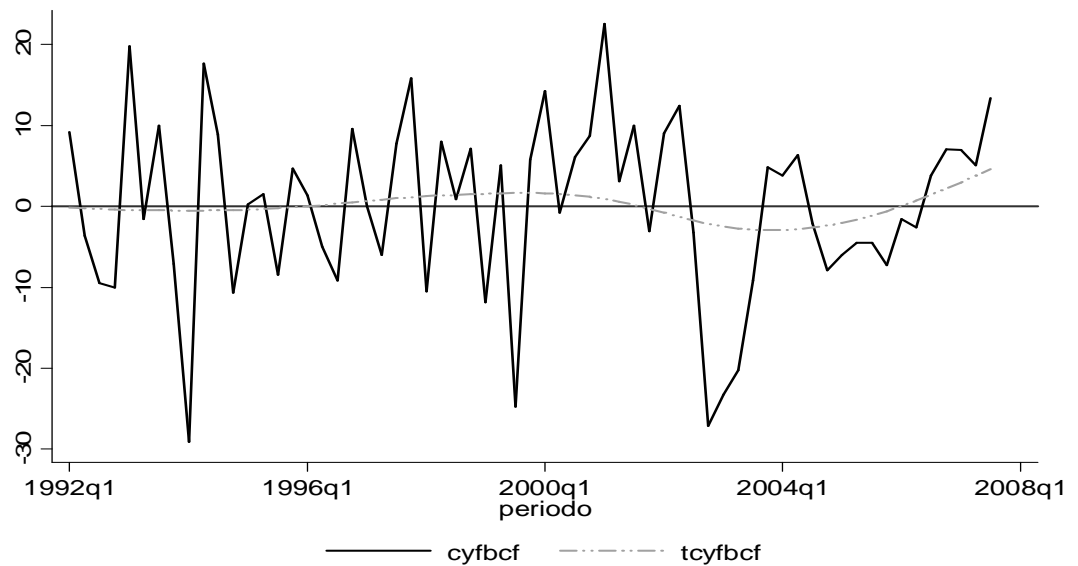


Figura 17 – Componente Cíclico da FBCF (1992T1 - 2007T3)
Fonte: Dados da pesquisa.

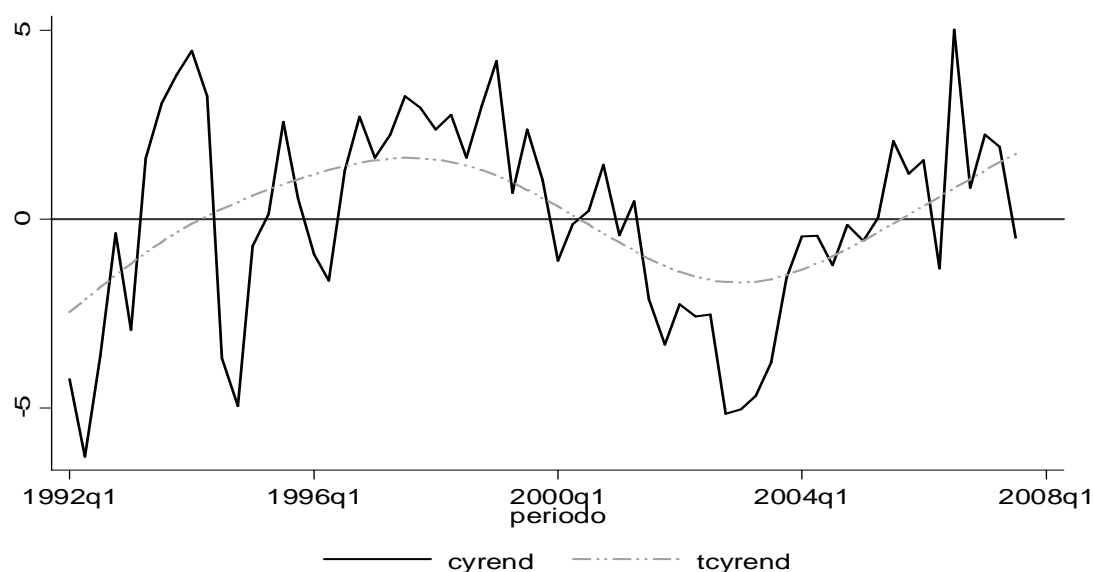


Figura 18 – Componente Cíclico do Rendimento Médio Real (1992T1 - 2007T3)
 Fonte: Dados da pesquisa.

A figura 18 apresenta o componente cíclico da renda. É possível verificar um ciclo expansivo de 1992 a 1994, período no qual a economia se recuperava de uma crise. O primeiro trimestre de 1994 é um ponto de inflexão. A partir desse ponto, o ciclo da renda começa a se contrair, intensificando-se com a crise do México, no final desse mesmo ano. Outra questão que chama a atenção é a onda de expansão criada durante o Plano Real, mesmo com suas políticas restritivas de altas taxas de juros, contração creditícia, entre outras. Atingi-se outro fundo no último trimestre de 2002, período esse afetado pelas especulações sobre a nova presidência.

O ciclo das horas trabalhadas chama a atenção em dois períodos, conforme figura 19. Um pico em 1995, que pode ser explicado pelo aumento no poder de compra dos trabalhadores dada o fim do período de altas taxa de inflação, e um fundo, em meados de 1999, após vários choques externos.

O ciclo da produtividade, conforme figura 20, apresenta um fundo em 1995T3. Esse período, foi aquele em que o componente cíclico mais se distanciou da tendência de longo prazo. É facilmente identificado, assim como em todas as variáveis analisadas os efeitos dos choques externos e internos sofridos pela economia brasileira neste período. Após o fundo em 1995T3, o ciclo apresenta mais dois períodos em que o componente cíclico apresenta seus desvios em relação à tendência com valores negativos de forma significativa, que são

1998/1999 e 2001/2002. Foram nesses períodos que ocorreram a crise da Russa/brasileira e 11 de setembro/eleições presidenciais, respectivamente.

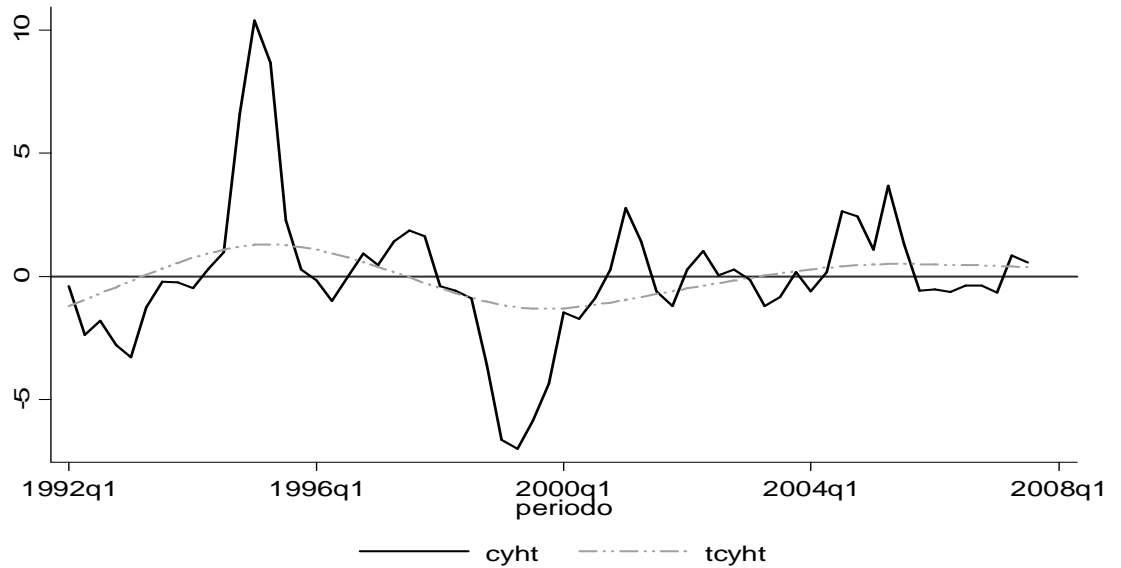


Figura 19 – Componente Cíclico das Horas Trabalhadas (1992T1 - 2007T3)
Fonte: Dados da pesquisa.

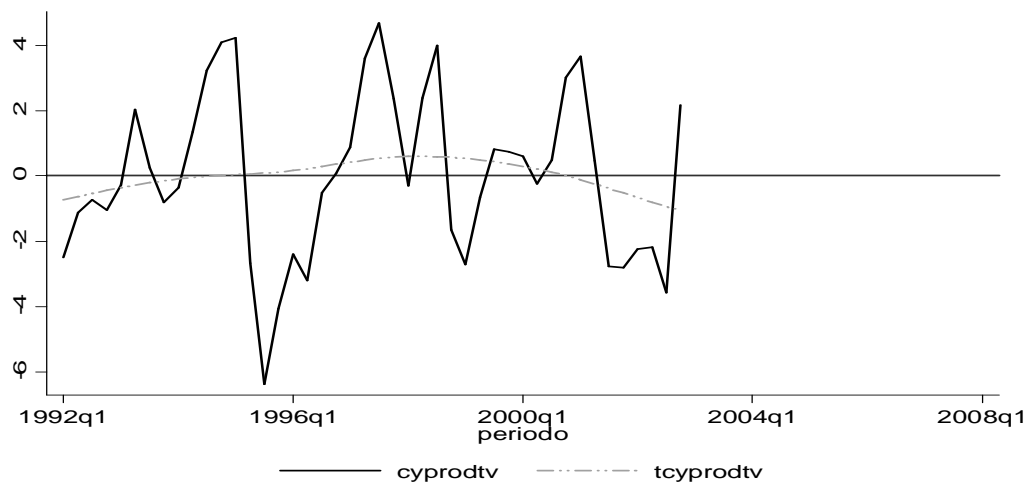


Figura 20 – Componente Cíclico da Produtividade (1992T1 - 2002T4)
Fonte: Dados da pesquisa.

A figura 21 apresenta o ciclo do juro real. É possível verificar a presença de um provável *outlier* em 1994T3, período no qual o componente cíclico do juro real desvia da tendência de longo prazo de forma muito diferente do restante da amostra, período imediato

ao Plano Real em que os juros foram elevados pela política econômica. Será necessário ficar atento a esta observação, pois a mesma pode comprometer os resultados da regressão. Além deste período, destaca-se o ano de 2002, quando os juros caíram devido à alta do nível dos preços.

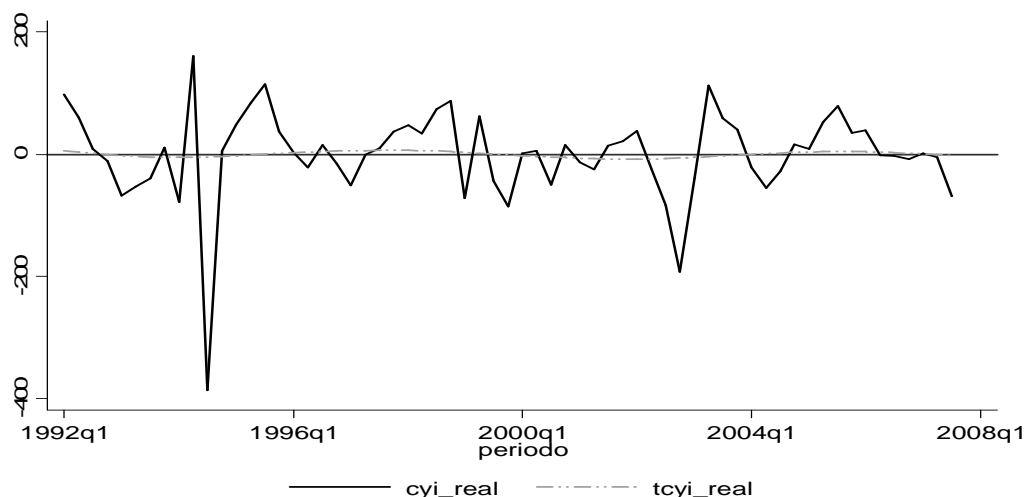


Figura 21 – Componente Cíclico do Juro Real (1992T1 - 2007T3)

Fonte: Dados da pesquisa.

O comportamento do ciclo da moeda, conforme figura 22, apresenta-se estável durante o período 1994 a 2002. Isso porque foram utilizadas políticas de programação monetária. Em 2002, foi necessário injetar moeda na economia para tentar evitar um ciclo contracionista ainda mais forte.

Os ciclos dos mercados financeiros também respondem aos choques econômicos. A figura 23 apresenta o ciclo do índice Bovespa. À luz dessa figura é possível verificar três fundos. Um no início da década de 90, quando a mesma passava por uma forte contração. Outro no final de 1998, após vários choques externos e, finalmente, um no final de 2002/início de 2003, devido ao período das eleições presidenciais.

E, por fim, a figura 24 apresenta o ciclo do juro nominal. Esta variável demonstra também o comportamento do nível de preços. Desta forma, como esperado, o Plano Real causou uma drástica mudança nos desvios do juro com relação à tendência de longo prazo. Em 1994T3, o ciclo atinge um fundo devido à estabilização da economia e começa a aumentar até patamares de desvios relativamente próximos da tendência.

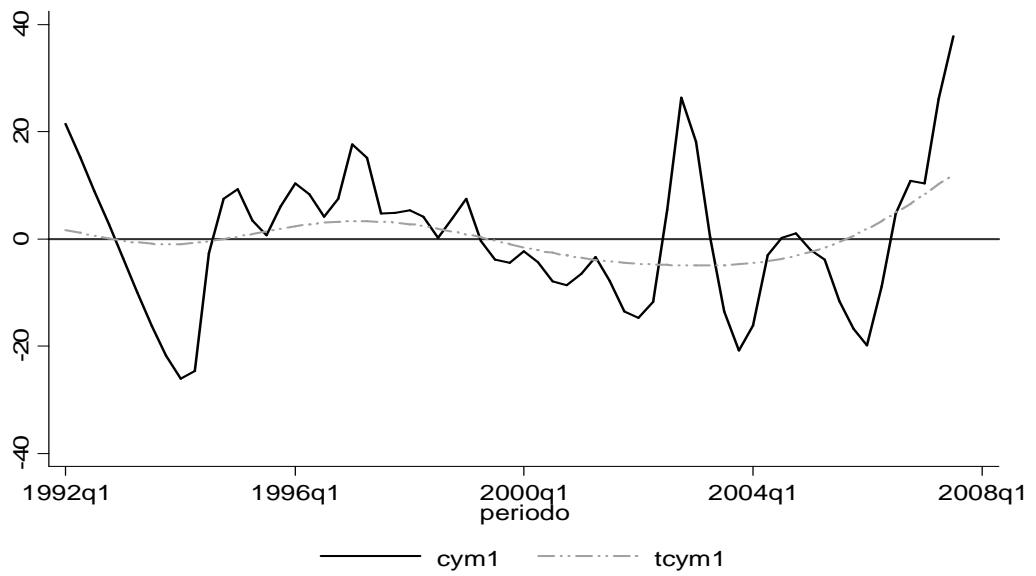


Figura 22 – Componente Cíclico da Moeda - M1 (1992T1 - 2007T3)
Fonte: Dados da pesquisa.

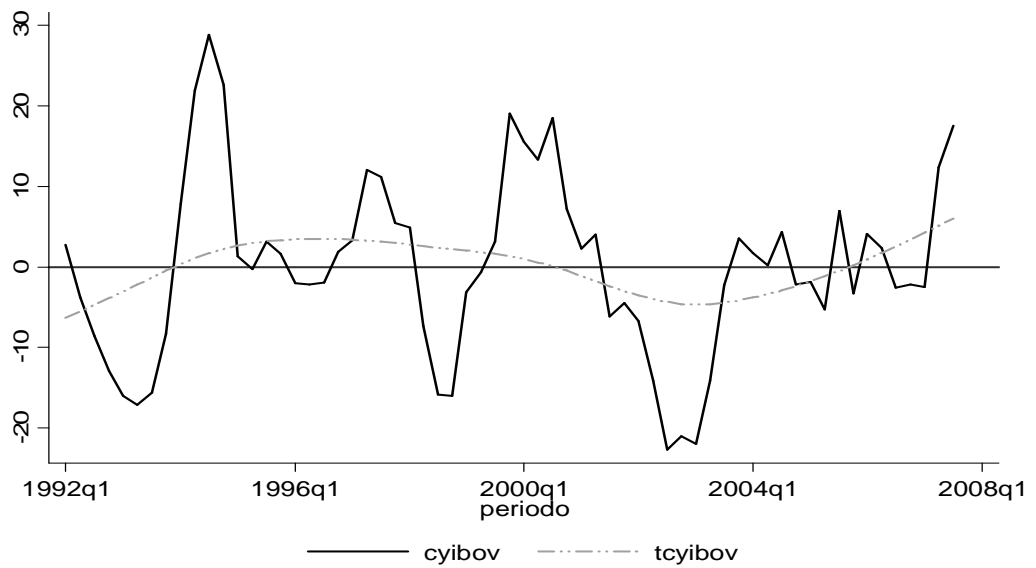


Figura 23 – Componente Cíclico do Índice Bovespa (1992T1 - 2007T3)
Fonte: Dados da pesquisa.

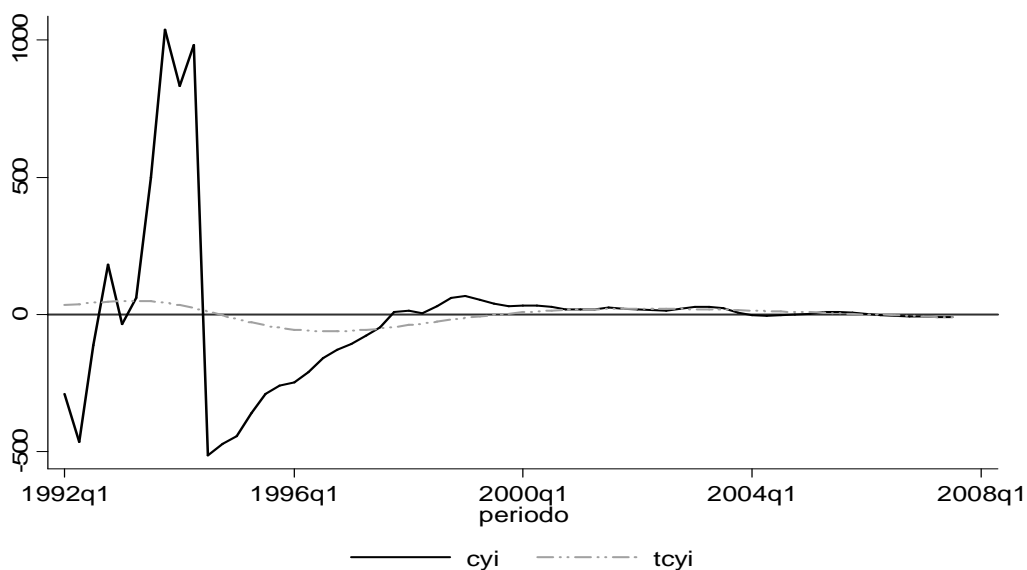


Figura 24 – Componente Cíclico do Juro Nominal (1992T1 - 2007T3)
Fonte: dados da pesquisa.

Para salientar parte das características mais abordadas dentro da teoria dos ciclos econômicos, e dos trabalhos aplicados, a tabela 3 apresenta (i) a volatilidade do componente cíclico das séries, calculado através do desvio-padrão do componente cíclico, (ii) a persistência, que é representada pela correlação entre a variável corrente e sua defasagem e, por fim, (iii) o co-movimento dos ciclos das séries com o ciclo do produto interno bruto.

Conforme a tabela 3, os ciclos das variáveis reais apresentam menos volatilidade do que as variáveis nominais, com exceção do juro real, que só apresenta volatilidade menor do que o juro nominal. Entre as variáveis reais a que mais chama a atenção é a formação bruta de capital fixo, que apresentou, salvo pelo juro real, a maior volatilidade. Isso pode ser explicado dado que tal variável não depende de contratos. Como esta variável depende das importações, do capital estrangeiro e, também, das expectativas dos empresários; e, porque conforme destacado no capítulo 2, o país sofreu vários choques durante o período de análise; o ciclo da formação bruta de capital fixo oscilou mais do que os outros.

No que tange à persistência do ciclo da variável no tempo, conforme a tabela 3, as horas trabalhadas e a moeda demonstraram maior poder de manutenção. Ou seja, quando essas variáveis estão em expansão, elas tendem a permanecer em expansão por mais tempo do que as outras, elas dependem mais dos seus valores defasados do que das outras. Isso pode ser explicado, no caso das horas trabalhadas pela existência de contratos de trabalho e, no caso da moeda, pela política monetária aplicada no período, através de programação monetária.

Tabela 3 – Características dos Ciclos da Economia Brasileira

Variável	Volatilidade*	Persistência**	Co-movimento***
cypib	5,28	0,66	1,00
cyfbcf	10,95	0,13	0,48
cyht	2,80	0,80	-0,05
cyrend	2,68	0,67	0,12
cyprodtv	2,56	0,58	-0,06
cyi_real	75,95	-0,01	0,25
cyi	269,43	0,65	-0,47
cyibov	11,18	0,78	-0,19
cym1	12,80	0,79	0,38

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

*Volatilidade: desvio padrão do componente cíclico.

**Persistência: correlação entre x_t^c e x_{t-1}^c .

***Co-movimento: correlação da variável cíclica com o componente cíclico do PIB.

Ainda analisando a tabela 3, é possível observar o co-movimento dos ciclos das variáveis com o ciclo da economia, ou seja, a direção dos agregados econômicos em relação ao ciclo do produto interno bruto. Um resultado que se destaca é a baixa correlação do emprego e dos salários com o produto. Este fato pode ser um indício da presença de rigidezes de preços, que podem ser explicadas pelos contratos de trabalhos, no caso dos salários e, pela teoria do salário eficiência no caso do emprego. As que apresentaram maior correlação foram a cyfbcf, o cyi e o cym1, com relações procíclica, contra-cíclica e procíclica respectivamente, conforme esperado.

Outra característica relevante apresentada pelos ciclos econômicos é o co-movimento entre as variáveis. Para observar tal questão, a tabela 4 apresenta a correlação serial entre os agregados econômicos utilizados. Como esperado, o ciclo juro nominal apresentou uma relação contra-cíclica com o ciclo da formação bruta de capital fixo, ciclo das horas trabalhadas, ciclo do Ibovespa e ciclo da moeda. Porém, ao contrário do esperado, o ciclo do juro nominal se mostrou procíclico com a renda e, praticamente acíclico com o ciclo da produtividade. O juro real apresentou uma relação contra-cíclica com o ciclo da produtividade. Outra questão que merece destaque é que o ciclo da moeda demonstrou uma relação contra-cíclica com o ciclo da formação bruta de capital fixo, com o ciclo da renda real e ciclo do Ibovespa. E, por fim, merece destaque a relação não esperada do ciclo das horas trabalhadas com a renda, que se esperava positiva, e mostrou ser negativa.

Tabela 4 – Correlação entre as Variáveis da Análise: Co-movimento

	cyfbcf	cyht	cyi_real	cyprodtv	cyrend	cyi	cyibov	cym1
cyfbcf	1,00							
cyht	0,11	1,00						
cyi_real	0,18	0,13	1,00					
cyprodtv	0,12	0,26	-0,23	1,00				
cyrend	-0,03	-0,13	0,23	0,11	1,00			
cyi	-0,06	-0,29	0,11	0,02	0,53	1,00		
cyibov	0,13	0,19	-0,09	0,32	0,10	-0,11	1,00	
cym1	-0,20	0,11	-0,04	0,03	-0,34	-0,69	-0,10	1,00

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor

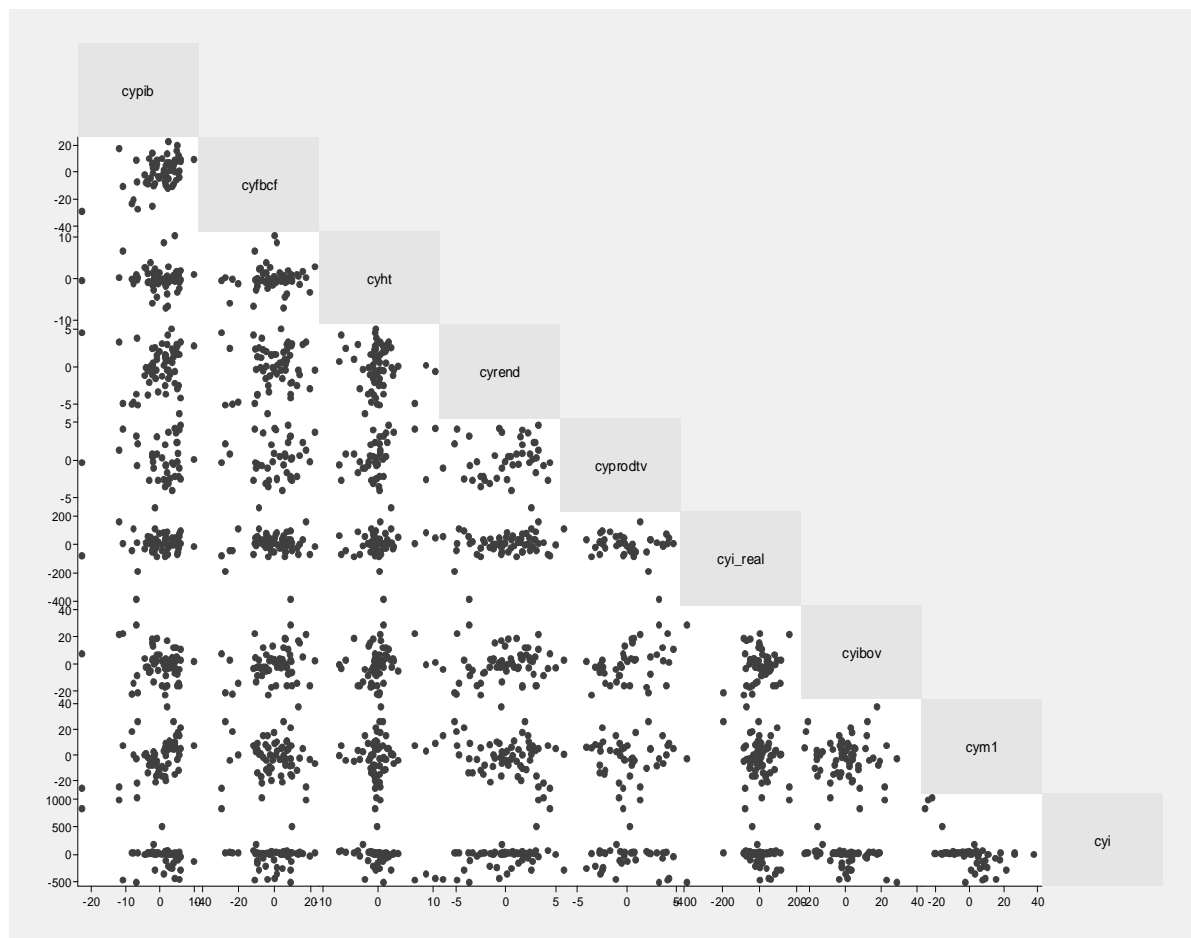


Figura 25 – Relação entre os Agregados

Fonte: Dados da pesquisa.

Para observar essa relação entre as variáveis visualmente é possível plotar em um gráfico uma variável contra outra, como é apresentado na figura 25. Como já esperado, pois a tabela 4 mostrou baixas correlações para muitas das variáveis, a maioria dos gráficos apresentados na figura 25 demonstrou pontos dispersos. Ao observar a última linha da figura é possível verificar a relação do ciclo do juro com todas as outras variáveis, onde o juro apresentou um comportamento inelástico com as outras variáveis, já que os pontos formaram retas, por ser controlado pela política econômica, com algumas observações fora do padrão, devido aos choques. E como esperado, os pontos dos gráficos do ciclo do PIB com o ciclo da formação bruta de capital fixo e com o ciclo da renda demonstraram curvas crescentes.

E por fim, a tabela 5 apresenta as fases dos ciclos das variáveis para todo período de análise, salvo pela primeira observação que é perdida no cálculo. Os sinais de “+” representam as fases de expansão, ou seja, quando o valor corrente é maior que o valor defasado da variável e, os sinais de “-“ representam as contrações, ou seja, quando os valores correntes são menores que os defasados.

O que se espera é que haja coincidência nas fases dos ciclos das horas trabalhadas, produtividade, formação bruta de capital fixo, renda e Ibovespa com o PIB, e fases opostas do juro real com o PIB. E verificar-se-à a relação das fases do ciclo da moeda e do juro nominal com o PIB.

O que se observa na tabela 5 é que não é possível traçar um padrão para as fases de expansão e contração das variáveis, e que não há muita coincidência entre as fases dos componentes cíclicos dos agregados como se esperava.

Contudo, os ciclos da economia brasileira a partir da década de noventa demonstraram evidências de sofrerem influências das mudanças estruturais econômicas, dos choques externos e internos e, também de políticas econômicas aplicadas. Esta seção buscou estilizar os ciclos de negócio da economia brasileira, descrevendo suas características. A próxima faz análises econométricas, para alcançar o objetivo almejado.

Tabela 5 – Fases de Expansão e Contração da Economia Brasileira (1992Q2 – 2007Q3)*

Período	pib	ht	prt	fbcf	rend	i_r	ibov	m1	i	Período	pib	ht	prt	fbcf	rend	i_r	ibov	m1	i
1992q2	-	-	+	-	-	-	-	-	-	2000q1	-	+	-	+	-	+	-	+	+
1992q3	-	+	+	-	+	-	-	-	+	2000q2	+	-	-	-	+	+	-	-	+
1992q4	-	-	-	-	+	-	-	-	+	2000q3	-	+	+	+	+	-	+	-	-
1993q1	+	-	+	+	-	-	-	-	-	2000q4	+	+	+	+	+	+	-	-	-
1993q2	-	+	+	-	+	+	-	-	+	2001q1	+	+	+	+	-	-	-	+	-
1993q3	-	+	-	+	+	+	+	-	+	2001q2	-	-	-	-	+	-	+	+	+
1993q4	-	-	-	-	+	+	+	-	+	2001q3	-	-	-	+	-	+	-	-	+
1994q1	-	-	+	-	+	-	+	-	-	2001q4	+	-	-	-	-	+	+	-	-
1994q2	+	+	+	+	-	+	+	+	+	2002q1	+	+	+	+	+	+	-	-	-
1994q3	+	+	+	-	-	-	+	+	-	2002q2	+	+	+	+	-	-	-	+	-
1994q4	-	+	+	-	-	+	-	+	+	2002q3	-	-	-	-	+	-	-	+	-
1995q1	+	+	+	+	+	+	-	+	+	2002q4	-	+	+	-	-	-	+	+	+
1995q2	-	-	-	+	+	+	-	-	+	2003q1	-	-	-	+	+	+	-	-	+
1995q3	-	-	-	-	+	+	+	-	+	2003q2	+	-	+	+	+	+	+	-	-
1995q4	+	-	+	+	-	-	-	+	+	2003q3	+	+	+	+	+	-	+	-	-
1996q1	-	-	+	-	-	-	-	+	+	2003q4	+	+	+	+	+	-	+	-	-
1996q2	-	-	-	-	-	-	-	-	+	2004q1	+	-	+	-	+	-	-	+	-
1996q3	+	+	+	-	+	+	+	-	+	2004q2	-	+	+	+	+	-	-	+	-
1996q4	+	+	+	+	+	-	+	+	+	2004q3	-	+	+	-	-	+	+	+	+
1997q1	-	-	+	-	-	-	+	+	+	2004q4	+	-	+	-	+	+	-	+	+
1997q2	-	+	+	-	+	+	+	-	+	2005q1	+	-	+	+	-	-	+	-	+
1997q3	+	+	+	+	+	+	-	-	+	2005q2	+	+	+	+	+	+	-	-	+
1997q4	-	-	-	+	-	+	-	+	+	2005q3	+	-	+	+	+	+	+	-	+
1998q1	-	-	-	-	-	+	-	+	+	2005q4	+	-	+	-	-	-	-	-	-
1998q2	+	-	+	+	+	-	-	-	-	2006q1	+	+	+	+	+	+	+	-	-
1998q3	+	-	+	-	-	+	-	-	+	2006q2	-	-	+	-	-	-	-	+	-
1998q4	-	-	-	+	+	+	-	+	+	2006q3	+	+	+	+	+	-	-	+	-
1999q1	+	-	-	-	+	-	+	+	+	2006q4	-	-	+	+	-	-	+	+	-
1999q2	-	-	+	+	-	+	+	-	-	2007q1	+	-	+	-	+	+	-	-	-
1999q3	-	+	+	-	+	-	+	-	-	2007q2	-	+	+	-	-	-	+	+	-
1999q4	+	+	-	+	-	-	+	-	-	2007q3	-	-	+	+	-	-	+	+	-

Fonte: Dados da pesquisa.

* prt é a produtividade e o i_r é o juro real. “+” significa expansão e “-” significa contração.

3.2. PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS E RESULTADOS

Os trabalhos empíricos realizados com base em dados de séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias, isto é, que suas médias, variâncias e co-variâncias permaneçam as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Entretanto, freqüentemente, constata-se que as variáveis presentes em modelos macroeconômicos caminham ao longo do tempo de maneira a não apresentarem um comportamento estacionário (de equilíbrio) de longo prazo; ou seja, as variáveis são, em nível, não-estacionárias, o que equivale a dizer que elas possuem tendência temporal estocástica. Nestes casos, é comum a análise de regressão constatar a presença de forte autocorrelação residual, a qual provoca um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, pressionando para cima as estatísticas R^2 , F e t , o que invalida as inferências estatísticas tradicionais. Ou seja, quando as séries são não-estacionárias, os procedimentos de estimação tradicionais podem proporcionar a “regressão espúria”.

Por esse motivo, o primeiro passo da análise de séries temporais é verificar como o processo estocástico gerador das séries em estudo se comporta ao longo do tempo, isto é, identificar se as variáveis utilizadas são ou não estacionárias. A não-estacionariedade de um processo estocástico é gerada pela existência de raiz unitária no processo auto-regressivo que gera a variável. Dessa forma, testes sobre a hipótese de raiz unitária desempenham um papel importante, pois podem auxiliar a avaliar a natureza da não-estacionariedade que a maior parte das séries econômicas apresenta. Assim, testar a estacionariedade das séries é fundamental para aplicações empíricas envolvendo séries macroeconômicas. Para tanto, realiza-se dois testes, o Dickey-Fuller e o Phillips-Perron.

O próximo passo é identificar o número de defasagens em que o modelo se adéqua melhor. Para atingir tal objetivo, usufrui-se de cinco instrumentos: (i) o teste de *likelihood ratio* (LR), (ii) o erro estimado final (FPE), (iii) o critério de informação de Akaike (AIC), (iv) o critério de informação de Hanna-Quin (HQIC) e, (v) o critério de informação de Schwarz (SBIC).

Outra questão fundamental dentro da análise de séries temporais é a relação de causalidade entre as variáveis. Proposto por Granger (1969), o teste de causalidade de Granger será realizado pois, apesar da análise de regressão lidar com a dependência de uma variável em relação a outras variáveis, isso não implica necessariamente causalidade. Assim, o problema consiste em resolver se é possível detectar estatisticamente a direção de causalidade

(a existência de precedência nas equações defasadas das duas séries) quando houver temporalmente uma relação linear entre duas variáveis.

Para que os resultados tenham interpretações conhecidas, é preciso que as séries sejam estáveis, logo se realiza o teste de *eigenvalue*. E, finalmente, testa-se se os erros das regressões são normalmente distribuídos, já que tal característica é pressuposto no modelo.

Dentre os experimentos realizados, foram selecionados; com base na significância estatística, na robustez dos VAR's implementados e nos testes a seguir apresentados, 10 modelos para demonstrar as relações entre os agregados econômicos. Com o objetivo de orientar o leitor se expõe previamente esses modelos, conforme tabela 6.

Tabela 6 – Apresentação dos Modelos

Modelo	Variável Dependente	Variáveis explicativas
1	cypib	cypib, cyht, cyi, cyibov, cyrend, cym1, cyfbcf e cyi_real
2	cypib	cypib, cyht, cyi, cyibov e cyrend.
3	cypib	cypib, cyht, cyi e cyrend.
4	cypib	cypib, cyprodtv e cym1.
5	cyi	cyi, cym1, cyrend e cyfbcf.
6	cyrend	cyrend, cym1, cyfbcf e cyht.
7	cyht	cyht, cym1, cyrend e cyfbcf.
8	cyht	cyht e cyprodtv.
9	cyht	cyht, cyfbcf, cyi_real, d_choqx1, d_cambio e d_eleicao
10	cyfbcf	cyfbcf, cyi, cyrend, cyi_real, d_choqx1, d_cambio e d_eleicao.

Fonte: Elaboração própria.

3.2.1. Testes Preliminares para a Aplicação do VAR

3.2.1.1. Testes de Raiz Unitária

Existe uma gama de trabalhos que abordam os contrastes da raiz unitária, tanto no campo teórico quanto no empírico. Isso se deve ao consenso de que a aceitação ou rejeição da

hipótese tem conseqüências importantes na interpretação econômica do comportamento de uma determinada variável. O fato de que uma variável possui raiz unitária faz com que os choques que influenciam em sua evolução tenham caráter permanente. Por outro lado, se a variável é estacionária, a influência dos distúrbios se dissipam com o tempo. Para verificar se as séries dos ciclos dos agregados econômicos possuem raiz unitária, utilizar-se-ão dois testes padrão, o teste *Dickey-Fuller* e o teste *Phillips-Perron*.

Em 1979, Dickey e Fuller desenvolveram um procedimento para testar se a variável possui raiz unitária ou, equivalentemente, que a variável segue um caminho aleatório. A hipótese nula do teste *Dickey-Fuller* é que a variável contém raiz unitária, e a hipótese alternativa é que a variável foi gerada por um processo estacionário. Existem quatro casos em que este teste pode ser aplicado³⁴. Utiliza-se o caso em que a hipótese nula segue um caminho aleatório sem *drift*, e a regressão possui o termo constante, já que as séries não possuem tendência (StataCorp, 2005).

Para entender como o teste funciona, assumamos que o modelo verdadeiro seja:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t$$

Em que u_t é um termo erro com média zero e distribuído identicamente e independentemente.

O teste *Dickey-Fuller* envolve ajustar o modelo

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \delta t + u_t$$

por mínimos quadrados ordinários (MQO), estabelecendo $\alpha = 0$ ou $\delta = 0$. Neste caso, estabelece-se $\delta = 0$. Para evitar problemas de correlação serial, o teste *Dickey-Fuller* ajusta um modelo sob a seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \delta t + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \zeta_k \Delta y_{t-k} + \epsilon_t$$

onde k é o número de defasagens. Entretanto, não se inclui tendência δt . Testar $\beta = 0$ é equivalente a testar se y_t segue um processo de raiz unitária.

Os resultados do teste *Dickey-Fuller* são apresentados na tabela 6. Interpretam-se os resultados da seguinte maneira: caso o valor absoluto calculado da estatística tau (isto é, $|\tau|$) excede os valores críticos absolutos tau de DF³⁵, então se rejeita a hipótese nula, em favor da alternativa, ou seja, a série não possui raiz unitária. Em outras palavras, a série é estacionária. Se, por outro lado, ele for menor que o valor crítico, se aceita a hipótese nula. Como se testará

³⁴ Ver StataCorp (2005), página 87.

³⁵ Valores calculados no teste *Dickey-Fuller*.

apenas os ciclos das variáveis, ou seja, as séries não possuem tendência, espera-se que todas sejam estacionárias em nível.

Conforme tabela 7, salvo pelas séries dos ciclos das horas trabalhadas, Ibovespa e moeda, todas as outras séries se apresentaram estacionárias em nível. Para confirmar tais resultados, realizar-se-á outro teste padrão em análises de séries temporais, o teste *Phillips-Perron*.

O teste *Phillips-Perron*, assim como o *Dickey-Fuller*, assume a hipótese nula de que a variável contém raiz unitária. A hipótese alternativa é que a série foi gerada por um processo estacionário. Entretanto, diferentemente do teste *Dickey-Fuller*, o teste *Phillips-Perron* se utiliza de erros padrão “*Newey-West*” para observar a correlação serial.

Tabela 7 - Teste *Dickey-Fuller*

Variável	Estatística	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
cybib	-3,577	-3,553	-2,915	-2,592
cyfbcf	-6,721	-3,553	-2,915	-2,592
cyprodtv	-3,317	-3,628	-2,950	-2,608
cyi_real	-7,886	-3,563	-2,920	-2,595
cyht	-2,558	-3,553	-2,915	-2,592
cyi	-3,664	-3,553	-2,915	-2,592
cyibov	-2,464	-3,553	-2,915	-2,592
cym1	-1,978	-3,553	-2,915	-2,592
cyrend	-3,639	-3,553	-2,915	-2,592

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8 - Teste de *Phillips-Perron*

Variável	Estatística*	Valor Crítico 1%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 10%
cyprodv	-22,58	-19,116	-13,396	-10,772
cyfbcf	-54,47	-19,116	-13,396	-10,772
cyprodtv	-18,339	-18,424	-13,076	-10,560
cyi_real	-60,941	-19,116	-13,396	-10,772
cyht	-16,103	-19,116	-13,396	-10,772
cyi	-24,201	-19,116	-13,396	-10,772
cyibov	-18,93	-19,116	-13,396	-10,772
cym1	-17,161	-19,116	-13,396	-10,772
cyrend	-20,316	-19,116	-13,396	-10,772

Fonte: Dados da pesquisa. * Wrho teste estatístico.

Os resultados do teste *Phillips-Perron* estão na tabela 8. Conforme este teste todas as variáveis são geradas por um processo estacionário, ou seja, elas não possuem raiz unitária, em nível, considerando o componente cíclico das séries selecionadas. Assim, os efeitos dos choques sobre estas variáveis se dissipam no tempo.

3.2.1.2. Teste de Defasagens

Verificado a presença de estacionariedade nas séries em nível, o próximo passo é verificar em qual defasagem o modelo se adequa melhor. Para isso, utiliza-se de cinco instrumentos: (i) o teste de *likelihood ratio* (*LR*), (ii) o erro estimado final (FPE), (iii) o critério de informação de Akaike (AIC), (iv) o critério de informação de Hanna-Quin (HQIC) e, (v) o critério de informação de Schwarz (SBIC).

O teste LR compara um VAR com p defasagens com um VAR com $(p - 1)$ defasagens. A hipótese nula é que todos os coeficientes observados em todas as defasagens das variáveis endógenas são iguais a zero. O teste LR é calculado da seguinte forma:

$$LR(p) = 2\{LL(p) - LL(p-1)\}$$

onde p é o número de defasagens e

$$LL = -\left(\frac{T}{2}\right) \{ \ln(|\hat{\Sigma}|) + K \ln(2\pi) + K \}$$

O símbolo $\hat{\Sigma}$ representa a estimativa da máxima verossimilhança de $E[u_t u_t']$, onde u_t é um vetor de distúrbios $K \times 1$. T é o número de observações e K é o número de equações (StataCorp, 2005).

O FPE é calculado através da seguinte equação

$$FPE = |\hat{\Sigma}_{ss}| \left(\frac{T + \bar{m}}{T - \bar{m}} \right)^K$$

onde \bar{m} é a média do número de parâmetros entre as K equações. Logicamente, busca-se o menor valor do FPE, já que objetiva-se minimizar os erros.

As estatísticas restantes (AIC, SBIC e HQIC) são calculadas, respectivamente, pelas equações³⁶

$$AIC = \ln(|\Sigma_u|) + \frac{2pK^2}{T}$$

$$SBIC = \ln(|\Sigma_u|) + \frac{\ln(T)}{T} pK^2$$

$$HQIC = \ln(|\Sigma_u|) + \frac{2\ln\{\ln(T)\}}{T} pK^2$$

A defasagem “ótima”, segundo esses últimos testes, é aquela cujo valor verificado é o menor (StataCorp, 2005). A tabela 9 mostra, para cada modelo apresentado, a defasagem ótima por critério utilizado e o número de defasagens escolhido³⁷. A escolha da defasagem será aquela que o maior número de critérios aponta como a melhor defasagem.

Tabela 9 – Seleção de Defasagens (modelos 1 a 10)

Modelo	Número de defasagem ótima por critério					Número de defasagens escolhido
	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC	
1	4	4	4	4	1	4
2	4	4	4	2	2	4
3	4	2	2	2	2	2
4	4	2	2	2	2	2
5	4	2	2	2	1	2
6	4	2	2	2	2	2
7	4	2	2	2	2	2
8	4	4	4	2	2	4
9	4	3	3	1	1	3
10	4	4	4	4	1	4

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

³⁶ Para mais informações ver StataCorp (2005) e Greene (2002).

³⁷ Segue em anexo os resultados estatísticos para cada modelo.

Os resultados apresentados na tabela 9 indicam respectivamente para os modelos 4, 4, 2, 2, 2, 2, 2, 4, 3 e 4 defasagens, considerando para isso o maior número de critérios apontando esses resultados. Apenas o modelo 9 apresentou um empate entre os critérios para 3 e 1 defasagens. A escolha decorreu do AIC, que em todas as outras escolhas coincidiu sua defasagem com a escolhida pelo maior número de critérios, além deste ser o mais conhecido.

3.2.1.3. Teste de Causalidade de Granger

O teste de Causalidade de Granger foi aplicado para identificar qual variável precede ao movimento com relação às outras variáveis do modelo em questão, sendo apto a indicar qual variável antecede o movimento entre as demais variáveis. Além disso, o resultado do teste é um indicativo de intensidade de exogeneidade de uma determinada variável.

Uma variável x causa uma variável y no sentido Granger se, dados os valores defasados de y , os valores defasados de x são úteis na previsão de y . Uma forma comumente utilizada para testar a causalidade de Granger é regredir y sob seus valores defasados e os valores defasados de x e testar a hipótese nula de que os coeficientes estimados dos valores defasados de x estão próximos de zero. Para cada equação, o teste de causalidade de Granger verifica a hipótese de que cada uma das variáveis endógenas não causa, no sentido Granger, a variável dependente, naquela equação. As tabelas 10 a 17 apresentam este teste para cada equação regredida separadamente.

Conforme a tabela 10, onde são apresentados os resultados dos testes de causalidade de Granger para o primeiro modelo, o ciclo da moeda não afeta o ciclo do PIB no sentido de Granger. Esse resultado, a princípio, diverge da teoria proposta pelos novos-keynesianos. Esse fato pode ser explicado pelo período de análise, quando houve programação monetária restritiva. Essa política fez com que a moeda presente na economia não crescesse suficientemente para atender a demanda, não gerando efeitos significativos sobre o ciclo do PIB, no sentido expansionista, mas deveria ter indicado uma das causas de restrição do produto. Porém, adiante analisamos novos testes para modelos com variáveis menos correlacionadas. Outro resultado que se destaca é a alta probabilidade do ciclo da formação bruta de capital fixo, e do juro real, não causar o ciclo do PIB. As outras variáveis, como já esperado, causam no sentido Granger o ciclo do PIB.

Tabela 10 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 1

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cyfbcf não causa no sentido de Granger cypib	4,57	0,333
cyht não causa no sentido de Granger cypib	10,94	0,027
cyrend não causa no sentido de Granger cypib	25,64	0,000
cyi_real não causa no sentido de Granger cypib	7,22	0,124
cyi não causa no sentido de Granger cypib	34,87	0,000
cyibov não causa no sentido de Granger cypib	20,38	0,000
cym1 não causa no sentido de Granger cypib	2,92	0,570
Todas não causam no sentido de Granger cypib	196,22	0,000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 4

A tabela 11 apresenta o teste de causalidade de Granger para o modelo 2, o qual utiliza todas as variáveis do modelo 1, menos as que apresentaram uma probabilidade significativa de não causar o ciclo do PIB no sentido de Granger. Logo, excluíram-se do modelo os ciclos da formação bruta de capital fixo, do juro real e da moeda. No modelo 2, a variável que mais chama a atenção foi o índice da bolsa de valores de São Paulo, com probabilidade de 65% de não causar o ciclo do PIB no sentido de Granger.

Tabela 11 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 2

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cyht não causa no sentido de Granger cypib	4,25	0,119
cyi não causa no sentido de Granger cypib	14,38	0,001
cyibov não causa no sentido de Granger cypib	0,85	0,652
cyrend não causa no sentido de Granger cypib	4,57	0,101
Todas não causam no sentido de Granger cypib	28,34	0,000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 4.

Tabela 12 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 3

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cyht não causa no sentido de Granger cypib	4,14	0,126
cyi não causa no sentido de Granger cypib	25,16	0,000
cyrend não causa no sentido de Granger cypib	9,16	0,010
Todas não causam no sentido de Granger cypib	27,11	0,000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 2.

A tabela 12 apresenta o teste de causalidade de Granger para o modelo 3. Como nos modelos 1 e 2, o juro nominal causa PIB no sentido Granger. O mesmo ocorre com o ciclo da

renda. E o ciclo das horas trabalhadas causa PIB com 88% de probabilidade, no sentido de Granger.

Tabela 13 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 4

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cyprodtv não causa no sentido de Granger cypib	0,98	0,61
cym1 não causa no sentido de Granger cypib	10,65	0,005
Todas não causam no sentido de Granger cypib	11,68	0,02

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 2.

O teste de causalidade de Granger para o modelo 4 é apresentado na tabela 13. Esse modelo foi construído com o intuito de demonstrar o efeito dos choques tecnológicos dos novos-clássicos. Porém, o teste de causalidade de Granger mostrou que o ciclo da produtividade não causa o ciclo do PIB no sentido Granger. Por outro lado, o ciclo da moeda no modelo 4 precede o ciclo do PIB, ou seja, o ciclo da moeda causa ciclo do PIB no sentido de Granger. É salutar ressaltar que neste modelo, assim como em todos os que possuem a variável produtividade, o número de observações é reduzido, haja vista que esta variável só estava disponível até o terceiro trimestre de 2002.

Tabela 14 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 5

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cym1 não causa no sentido de Granger cyi	5,96	0,051
cyrend não causa no sentido de Granger cyi	0,49	0,782
cyfbcf não causa no sentido de Granger cyi	15,80	0,000
Todas não causam no sentido de Granger cyi	19,36	0,004

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 2.

Os resultados para o modelo 5 estão na tabela 14. Nesse modelo, o intuito foi confirmar o efeito da moeda sobre os ciclos através de canais de transmissão da política monet. O ciclo do juro nominal causa PIB com alta probabilidade em todos os modelos em que esteve inserido nesta pesquisa segundo Granger. O modelo 5 demonstra que a moeda causa juro nominal no sentido de Granger, com 95% de probabilidade. Já o ciclo da renda real média (*proxy* para salários) não causa juro nominal no sentido de Granger. E o ciclo da formação bruta de capital fixo causa juro nominal com 100% de probabilidade. Isso significa

que a formação bruta de capital, ou investimento, precede a taxa de juros nominais, via demanda agregada e demanda por encaixes.

A tabela 15 apresenta os resultados do teste para o modelo 6. Aqui, mais uma vez, o objetivo foi verificar o efeito indireto da moeda sobre o PIB, utilizando, neste caso, a renda como canal de transmissão. No modelo 6, tanto o ciclo da moeda, o ciclo da formação bruta de capital fixo, quanto o ciclo das horas trabalhadas causam o ciclo dos salários (renda média real) no sentido de Granger.

O teste de causalidade para o modelo 7 é apresentado na tabela 16. Verifica-se que a moeda causa emprego com 94,5% de probabilidade no sentido de Granger, a renda causa emprego com 96,6% de probabilidade e a formação bruta de capital não causa horas trabalhadas, no sentido de Granger. Sob a luz do modelo 1, a moeda parecia não causar PIB, no entanto, no modelo 4 a mesma causa PIB no sentido de Granger. Além disso, verificou-se que a moeda causa PIB através de canais de transmissões, sendo esses o juro nominal, a renda e as horas trabalhadas, que por sua vez causam PIB.

Tabela 15 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 6

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cym1 não causa no sentido de Granger cyrend	17,27	0,000
cyfbcf não causa no sentido de Granger cyrend	6,91	0,031
cyht não causa no sentido de Granger cyrend	6,93	0,031
Todas não causam no sentido de Granger cyrend	21,12	0,002

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 2

Tabela 16 - Teste de Causalidade de Granger – modelo 7

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cym1 não causa no sentido de Granger cyht	5,79	0,055
cyrend não causa no sentido de Granger cyht	6,22	0,044
cyfbcf não causa no sentido de Granger cyht	1,15	0,562
Todas não causam no sentido de Granger cyht	14,17	0,028

Fonte: Elaboração própria. Obs: número de Lags = 2

A tabela 17 apresenta o teste de causalidade de Granger para o modelo 8. O objetivo desse modelo é captar o efeito das mudanças tecnológicas (produtividade) sobre a economia. É possível observar que o ciclo da produtividade causa o ciclo das horas trabalhadas com 98% de probabilidade.

Tabela 17 - Teste de Causalidade de Granger – Modelo 8

Hipótese nula	Chi2	Probabilidade
cyprodtv não causa no sentido de Granger cyht	12.06	0.017
Todas não causam no sentido de Granger cyht	12.06	0.017

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria. Obs: número de Lags = 4.

Diante do exposto já é possível tirar algumas conclusões no que tange ao embate teórico sobre as possíveis origens dos ciclos econômicos. Os testes de causalidade de Granger realizados nos 8 modelos indicam que, como abordado tanto pelos novos-clássicos como pelos novos-keynesianos, as variáveis reais causam ciclos nas variáveis reais. É possível também verificar o efeito de causação de mudanças tecnológicas sobre o ciclo do emprego, que por sua vez causa ciclo do PIB, conforme os ciclos reais de negócios. A principal conclusão é obtida do efeito de causação percebido pelas variáveis reais das variáveis nominais, tanto juro como moeda. Esse fato favorece a corrente novo-keynesiana, que acredita que os ciclos econômicos decorrem tanto de fatores reais como nominais.

3.2.1.4. Teste de estabilidade

A interpretação dos modelos auto-regressivos requer uma condição de estabilidade. Se o VAR é estável, então as funções resposta ao impulso e, as decomposições das variâncias dos erros estimados, possuem interpretações conhecidas. Para verificar tal condição, utiliza-se do *eigenvalue*. O VAR é estável caso o módulo de cada *eigenvalue* da matriz de *eigenvalues* seja estritamente menor que 1 (StataCorp, 2005).

Logo, para verificar a estabilidade dos modelos utiliza-se o teste do máximo autovalor (*eigenvalue*). Os resultados deste teste para todos os modelos indicam satisfazer a condição de estabilidade³⁸.

³⁸ Segue em anexo os resultados do teste de estabilidade para todos os modelos.

3.2.1.5. Teste de normalidade

Algumas estatísticas computadas após a estimação do modelo assumem que os erros possuem distribuição normal. A não verificação de tal pressuposto leva a problemas de má especificação do modelo (StataCorp, 2005). Portanto, é realizado o teste Jarque-Bera para verificar se os erros das regressões são normalmente distribuídos.

O cálculo da estatística Jarque-Bera envolve o cômputo de outras duas estatísticas, a curtose e a assimetria. O teste assume como hipótese nula que os distúrbios para uma determinada equação são normalmente distribuídos, assim se espera que a mesma seja aceita, ou não seja rejeitada.

Para entender a forma do cômputo da estatística Jarque-Bera, assuma que u_t seja o vetor de resíduos $K \times 1$ e Σ a matriz de covariância estimada dos erros. Como os erros devem ser ortogonais, faz-se $\Sigma = P P'$, que implica em $P^{-1} \Sigma P^{-1} = I_k$. Com efeito, multiplicando u_t por P é possível mostrar a ortogonalização, onde P é uma decomposição Cholesky de Σ . Assim, definiram-se os erros ortogonalizados do VAR como:

$$w_t = (w_{1t}, \dots, w_{kt})' = P^{-1} u_t$$

Desse modo, é possível computar os vetores de coeficientes de curtose e assimetria usando w_t .

$$b_1 = (b_{11}, \dots, b_{kt})' ; b_{kt} = (1/T) \sum w_{kt}^3$$

$$b_2 = (b_{12}, \dots, b_{k2})' ; b_{k2} = (1/T) \sum w_{kt}^4$$

Sob a hipótese nula de erros gaussianos multivariados:

$$\lambda_1 = (T b_1' b_1) / 6 \rightarrow \text{distribuição qui-quadrada (k)}$$

$$\lambda_2 = \{(T b_2 - 3)' (b_2 - 3)\} / 24 \rightarrow \text{distribuição qui-quadrada (k)}$$

$$\lambda_3 = \lambda_1 + \lambda_2 \rightarrow \text{distribuição qui-quadrada (2k)}$$

onde λ_1 é a estatística de assimetria, λ_2 é a estatística da curtose e λ_3 é a estatística Jarque-Bera (StataCorp, 2005).

Tabela 18 – Teste Jarque-Bera

Modelo	N. obs.	Lags	Chi2	df	Probabilidade
modelo 1	59	4	62,485	16	0,00000
modelo 2	59	4	12,199	10	0,27198
modelo 3	59	2	88,814	8	0,00000
modelo 4	40	2	25,569	6	0,00027
modelo 5	59	2	265,168	8	0,00000
modelo 6	59	2	92,294	8	0,00000
modelo 7	59	2	89,775	8	0,00000
modelo 8	40	4	32,148	4	0,00000
modelo 9	59	3	2235,058	12	0,00000
modelo 10	59	4	134,425	7	0,00000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração própria.

A tabela 18 apresenta os resultados para o teste Jarque-Bera para todos os modelos apresentados, no que tange a normalidade conjunta dos erros³⁹. O modelo 2 apresentou uma probabilidade de 27% dos erros serem normalmente distribuídos na função apresentada, aceitando assim a hipótese nula. O teste rejeitou a hipótese de normalidade dos erros para os modelos 1, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 e 10. O modelo 4 ainda indicou uma ínfima probabilidade de normalidade conjunta dos erros da função apresentada. Entretanto, ressalta-se que este resultado era previsto, visto que a amostra de dados era pequena e que a quantidade de defasagens utilizada restringiu ainda mais as observações do modelo desenvolvido. A afirmação acima esta baseada no fato de que, quanto maior o número de observações, mais os erros tendem a normalidade (ver Greene, 2002).

3.2.2. O Modelo VAR e suas Aplicações para os Ciclos Econômicos no Brasil

Os modelos com vetores auto-regressivos permitem que a análise de séries temporais dinâmicas seja realizada sem a necessidade de uma especificação prévia de um modelo teórico que retrate a inter-relação das variáveis envolvidas, utilizando apenas regularidades e padrões passados dos dados históricos, ou seja, não se constrói nenhum modelo estrutural. Dados às características dos ciclos econômicos, a escolha dos modelos foi determinada

³⁹ As estatísticas de assimetria, curtose e os resultados completos para o teste Jarque-Bera seguem em anexo.

através de uma série de testes, utilizando aqueles modelos em que existe relação de causalidade e os parâmetros foram significativos.

O método VAR, segundo Gujarati (2006), deve considerar diversas variáveis endógenas em conjunto. Entretanto, cada uma delas é explicada por seus valores defasados e pelos valores passados de todas as demais variáveis endógenas do modelo. Em geral, não há variáveis exógenas no VAR.

As equações são lineares, sendo um conjunto de n regressões de séries temporais em que os regressores são valores defasados em todas as n séries. Um processo auto-regressivo, na sua forma reduzida pode ser expresso por:

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2(Y_{t-2} - \delta) + \dots + \alpha_p(Y_{t-p} - \delta) + u_t.$$

Em que δ é a média de Y e u_t é um termo de erro aleatório não correlacionado com a média zero e variância constante (ruído branco), logo Y_t segue um processo auto-regressivo estocástico de ordem p , ou $AR(p)$. O valor de Y no período t depende de seu valor nos períodos anteriores e de um termo aleatório e os valores de Y são expressos como desvios da média. Em outras palavras, o modelo VAR diz que o valor previsto de Y no período t é uma proporção, medida pelos parâmetros α_s , de seus p valores passados, mais um choque ou distúrbio aleatório no período t (Gujarati, 2006). Essa equação é um modelo reduzido, pois não há outros regressores além dos próprios valores defasados de Y .

O objetivo principal do VAR nesta pesquisa é observar o efeito das variáveis nominais sobre as variáveis reais. No entanto, outras conclusões poderão ser tomadas. O número de defasagens utilizado nas regressões foi determinado pelos testes de defasagens realizados. Foram selecionadas das aplicações econométricas 10 regressões, que são os modelos de 1 a 10. A tabela 19 apresenta os resultados do VAR⁴⁰ para o modelo 1, o qual possui o ciclo do PIB como variável dependente e, como explicativas, todas as outras variáveis apresentadas, salvo pelo ciclo da produtividade, que possui menor número de observações. Essa regressão foi realizada com a finalidade de direcionar outras regressões, com base na significância das variáveis explicativas.

Como é possível verificar na tabela 19, o ciclo da moeda não foi significativo em nenhuma das defasagens para explicar o ciclo do PIB, no período de estudo, considerando o conjunto de todas as variáveis. Essa não significância pode ser explicada pela política de

⁴⁰ No apêndice são apresentadas as saídas dos VAR's.

programação monetária severa, imposta na década de 90. A moeda seguiu um caminho bem estável, independente dos outros agregados econômicos. Porém, qualquer conclusão aqui ainda é precoce. Outro resultado que chama a atenção é a não significância dos parâmetros do ciclo da formação bruta de capital fixo. Uma explicação para este fato é que durante o período de análise a economia brasileira sofreu muitos choques externos e internos, gerando uma grande volatilidade do estoque de capital.

Tabela 19 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 1

	cypib	cyfbcf	cyht	cyrend	cyi_real	cyi	cyibov	cym1
L1	0,47 (0,1565)*	-0,07 (0,0498)	0,16 (0,3290)	0,44 (0,1947)**	0,02 (0,0081)*	-0,01 (0,0043)**	0,07 (0,0574)	-0,053 (0,0625)
L2	0,13 (0,2030)	-0,01 (0,0538)	-0,78 (0,3479)**	-0,51 (0,2453)**	0,01 (0,0106)	0,01 (0,0043)	0,12 (0,0712)***	0,11 (0,1121)
L3	0,50 (0,1895)*	-0,06 (0,0510)	-0,08 (0,3611)	-1,03 (0,2397)*	-0,001 (0,0100)	0,02 (0,0040)*	-0,04 (0,0655)	0,03 (0,1249)
L4	-0,11 (0,1732)	-0,01 (0,0435)	0,64 (0,2916)**	0,25 (0,2401)	0,01 (0,0075)	-0,01 (0,0028)***	0,21 (0,0590)*	-0,03 (0,0810)

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0,88.

O nível de emprego foi significativo na segunda e na quarta defasagem. O primeiro efeito foi negativo e o segundo foi positivo. As estimativas dos parâmetros dos salários (rendimento real) foram significativas na primeira, segunda e quarta defasagem. Sendo o primeiro impacto positivo e nos seguintes negativos. Os salários quando elevados geram de imediato um aumento da demanda, elevando desta forma o produto da economia. Entretanto, esse aumento de salários eleva os custos das empresas, que repassarão para os consumidores. Logo, o efeito da segunda e terceira defasagens é negativo. Um resultado que merece destaque é o dos juros reais. Diferentemente do esperado, o juro real se mostrou positivamente relacionado com o PIB na primeira defasagem. O juro nominal, por outro lado, ficou dentro do esperado, influenciando o PIB negativamente na primeira defasagem e quarta defasagens, e positivo na terceira defasagem. O mercado financeiro, representado pelo índice da bolsa de São Paulo, como esperado, apresentou os parâmetros da segunda e quarta defasagens significativos e positivos. Isso demonstra que o mercado financeiro prevê os

resultados da economia real, ou seja, são as expectativas dos investidores – mercado - se concretizando com o tempo.

Tabela 20 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 2

	cypib	cyht	cyi	cyibov	cyrend
L1	0,45 (0,1103)*	-0,20 (0,2777)	-0,01 (0,0027)*	0,04 (0,0638)	0,66 (0,2222)*
L2	-0,11 (0,1292)	-0,21 (0,3852)	-0,001 (0,0028)	0,14 (0,0750)***	-0,71 (0,2517)*
L3	0,32 (0,1258)*	-0,27 (0,3788)	0,01 (0,0026)*	-0,08 (0,0749)	-0,72 (0,2451)*
L4	-0,04 (0,1255)	0,70 (0,2435)	-0,0075 (0,0027)*	0,14 (0,0604)**	0,47 (0,2343)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0.81.

Como a moeda e o estoque de capital não foram significativos retiramo-los do modelo. O modelo com as variáveis que se mostraram importantes na explicação do ciclo do PIB é o modelo 2, apresentado na tabela 20. Os valores defasados do PIB foram significativos na primeira e terceira defasagens, e como esperado as estimativas dos parâmetros foram positivos. O emprego, diferentemente do esperado, não foi significativo para afetar o PIB. As estimativas dos parâmetros do juro nominal, como esperado, apresentaram-se significativas na primeira, terceira e quarta defasagens, sendo suas estimativas dos parâmetros respectivamente negativo, positivo e negativo. O mercado financeiro novamente se mostrou positivamente relacionado com o PIB. A estimativa do parâmetro do salário foi significativa em todas as defasagens, sendo positivo na primeira e na quarta defasagem e negativo na segunda e terceira.

Para evitar críticas de que o Ibovespa estaria influenciando nos resultados, a tabela 21, apresenta o VAR sem este índice (modelo 3). Verifica-se que os juros nominais continuam afetando o PIB, de forma inversamente proporcional, e a renda, de forma diretamente proporcional. O emprego não foi significativo. Uma possível explicação para as estimativas dos parâmetros do emprego não se apresentarem significantes é o fato de que houve um grande ganho de produtividade neste período, o que, mesmo com as quedas no emprego, fez com que o produto não tivesse significativas contrações.

Tabela 21 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 3

	cypib	cyht	cyi	cyrend
L1	0,35 (0,1268)*	-0,24 (0,2708)	-0,01 (0,0025)*	0,62 (0,2588)*
L2	-0,20 (0,1196)	-0,13 (0,2587)	-0,01 (0,0028)*	0,01 (0,2536)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0,61.

Com o objetivo de verificar o efeito dos choques tecnológicos sobre a economia brasileira, hipótese principal da teoria dos ciclos reais dos negócios, a tabela 22 apresenta o VAR para o modelo 4, onde o PIB é explicado pela produtividade e a moeda. O interessante é que acabamos verificando um impacto da moeda sobre o produto, conforme os novos-keynesianos, e a produtividade não se apresentou significativa para explicar o ciclo do PIB. É relevante destacar que para este VAR o número de observações é menor haja vista a presença da variável ciclo da produtividade.

Tabela 22 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do PIB – Modelo 4

	cypib	cyprodtv	cym1
L1	0,41 (0,1580)*	0,11 (0,3341)	0,08 (0,1069)
L2	-0,19 (0,1574)	-0,30 (0,3265)	0,20 (0,1090)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0,51.

Para confirmar o efeito da moeda sobre a economia real as tabelas 23, 24 e 25 apresentam os resultados do VAR para os modelos 5, 6 e 7. Esses modelos utilizam, entre outras variáveis, a moeda para explicar os juros nominais, o salário e o emprego, os quais foram importantes como fontes do ciclo do PIB. Assim, a moeda se utiliza de mecanismos de transmissão para afetar o PIB, além do efeito direto. O raciocínio é que, a moeda afeta os juros nominais, o salário e o emprego, que, por sua vez, afetam o PIB. Os resultados fortalecem a importância dos efeitos das variáveis nominais sobre as reais, conforme defendido pelos novos-keynesianos.

Tabela 23 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Juro Nominal – Modelo 5

	cypib	cym1	cyrend	cyfbcf
L1	0,67 (0,1348)*	-7,79 (3,5578)**	7,96 (13,2780)	-3,32 (2,3602)
L2	-0,02 (0,1410)	8,54 (3,7042)**	-9,64 (14,3241)	8,47 (2,2941)*

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0,57.

A tabela 23 apresenta os resultados para equação do juro nominal. O PIB afeta o juro nominal na primeira defasagem, de forma diretamente proporcional. O parâmetro estimado do salário não foi significativo em nenhuma defasagem. E, finalmente, o estoque de capital afetou o juro nominal na segunda defasagem positivamente.

Tabela 24 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Salário – Modelo 6

	cyrend	cym1	cyfbcf	cyht
L1	0,51 (0,1126)*	-0,11 (0,0327)*	-0,01 (0,0211)	0,36 (0,1378)*
L2	0,24 (0,1226)**	0,14 (0,0342)*	0,06 (0,0211)*	-0,29 (0,1319)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0,58.

A tabela 24 apresenta o resultado do VAR para o salário (modelo 6). Como é possível observar, os valores defasados do salário afetam positivamente os salários, a moeda, na primeira defasagem afeta negativamente e, na segunda, positivamente. Um resultado interessante é quanto à relação de salário e emprego. Na primeira defasagem, o aumento do emprego gera aumento do salário, como esperado. Entretanto, na segunda defasagem, ocorre uma correção dos salários, com um parâmetro negativo. Isso pode ocorrer, pelo aumento dos preços, reduzindo o salário real, dados as pressões de demanda.

Na tabela 25, é possível verificar os resultados do VAR para o emprego (modelo 7). Os seus valores defasados afetam, positivamente e negativamente, na primeira e segunda defasagem, respectivamente. A moeda explica o emprego na segunda defasagem, com um

impacto negativo. A variação do salário, como esperado, tem um efeito negativo sobre os desvios do emprego em relação a sua tendência, ou seja, quanto maior o nível de salários, menor é a demanda por mão-de-obra. O estoque de capital não afetou o emprego.

Tabela 25 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 7

	cyht	cym1	cyrend	cyfbcf
L1	1.11 (0.1127)*	0.03 (0.0267)	-0.23 (0.0920)*	-0.02 (0.0177)
L2	-0.38 (0.1078)*	-0.06 (0.0280)**	0.13 (0.1003)	-0.001 (0.1726)

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0.77.

Tabela 26 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 8

	cyht	cyprodtv
L1	1.22 (0.1918)*	0.41 (0.1661)*
L2	-0.51 (0.3153)	-0.63 (0.2162)*
L3	0.25 (0.3031)	0.32 (0.2222)
L4	-0.15 (0.1815)	-0.26 (0.1392)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0.84.

A tabela 26 apresenta os resultados do VAR para o modelo 8, onde o emprego é explicado pelos seus valores defasados e os valores defasados da produtividade. Esse modelo foi construído para confirmar a hipótese dos ciclos reais de negócios, que acredita que a principal fonte dos ciclos econômicos são as mudanças tecnológicas. Nesse modelo, o parâmetro estimado da produtividade se apresentou significativo na explicação do emprego na primeira, segunda e quarta defasagem. Logo, não é possível ir contra a teoria novo-clássica. Os choques de produtividade afetaram o PIB através do canal de transmissão emprego. A produtividade não afetou PIB diretamente como se esperava, entretanto o fez indiretamente. Isso decorre do período de análise, quando o país obteve grandes ganhos de produtividade,

porém políticas de estabilização utilizadas para conter a inflação levaram a uma contenção no crescimento do produto. Giannini, Dias, Dias e Silva (2007) demonstraram a importância dos choques tecnológicos para as flutuações brasileiras, apresentando os efeitos sobre o produto, consumo e estoque de capital, porém a base de dados é a década de 80 e 90.

A tabela 27 apresenta o resultado do VAR para a equação do ciclo do emprego sendo explicado por seus valores defasados e os valores defasados do ciclo da formação de capital, ciclo do juro real e pelas *dummies* dos choques de mudança cambial, eleições de 2002 e choques externos da década de 1990. A principal razão da apresentação deste modelo é demonstrar o efeito dos choques internos e externos. Os resultados das estimativas dos parâmetros dos ciclos do emprego, da formação de capital e do juro real estão de acordo com o esperado. As *dummies* do câmbio e da eleição também apresentaram as estimativas de seus parâmetros conforme esperado, ou seja, o período de especulações sobre as eleições presidenciais de 2002 afetaram negativamente o ciclo do emprego, na primeira defasagem, com significância de 5%. A mudança no regime de câmbio em 1999 foi positiva para o ciclo do emprego, também na primeira defasagem. As estimativas dos parâmetros para a *dummy* dos choques externos (México, Ásia e Rússia) foram significativas na primeira e segunda defasagem, com sinais positivo e negativo respectivamente.

Tabela 27 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo do Emprego – Modelo 9

	cyht	cyfcbf	cyi_real	d_eleicao	d_cambio	d_choqx1
L1	0,69 (0,1301)*	0,17 (0,0143)	-0,014 (0,0021)*	-1,55 (0,7945)**	4,58 (1,9813)**	7,02 (1,7867)*
L2	-0,27 (0,1226)***	-0,03 (0,0154)***	-0,003 (0,0032)	0,29 (2,8833)	-4,16 (2,8833)	-6,34 (2,6420)**
L3	0,32 (0,3173)*	-0,025 (0,0144)***	-0,008 (0,0029)*	-1,18 (0,8478)	0,21 (1,7905)	-0,89 (0,3523)

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0.87.

O VAR para do modelo 10, equação do Ciclo da formação de capital, é apresentado na tabela 28. Este modelo pretende dar mais robustez as estimativas para as *dummies* dos choques externos e internos. Como é possível verificar, as estimativas dos parâmetros da *dummy* das eleições presidências foi significativa na primeira defasagem, com sinal negativo, assim como na equação do ciclo do emprego. A estimativa do parâmetro da mudança de

regime cambial foi significativa na quarta defasagem, ao nível de 5%, com sinal positivo. E, por final, os parâmetros da *dummy* dos choques externos foram significativos na terceira e quarta defasagem, a 1% e 5% respectivamente, com sinal negativo e positivo nesta mesma ordem.

Tabela 28 – Resultado do VAR para a Equação do Ciclo da Formação de Capital – Modelo 10

	cyfbcf	cyi	cyrend	cyi_real	d_eleicao	d_cambio	d_choqx1
L1	-0,06 (0,1263)	-0,03 (0,0115)*	2,12 (0,7948)*	0,03 (0,0295)	-14,37 (6,3471)**	-21,67 (24,9029)	-21,42 (24,4475)
L2	0,14 (0,1304)	0,01 (0,0176)	-0,99 (0,8190)	-0,02 (0,3412)	-5,19 (7,8269)	32,77 (32,1983)	49,92 (30,9988)
L3	0,04 (0,1258)	0,03 (0,0165)	-2,26 (0,8731)*	0,04 (0,0293)	0,21 (7,7651)	-41,99 (28,4923)	-72,65 (26,9167)*
L4	0,21 (0,1274)***	-0,03 (0,0124)*	2,49 (0,7005)*	-0,03 (0,0264)	9,32 (7,1106)	26,53 (14,4300)**	31,87 (13,7845)**

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

*1% de significância, **5% de significância e ***10% de significância.

Constante não significativa. R-quadrado = 0.61.

Com base nos resultados apresentados pelos modelos VAR, é possível afirmar que, conforme a teoria novo-clássica e novo-keynesiana, as variáveis reais como emprego, salários, juro real e produtividade são relevantes na determinação dos ciclos econômicos. E, um ponto crucial é que, as variáveis nominais, como o juro nominal, a moeda e mesmo os mercados financeiros são relevantes na determinação dos ciclos dos negócios na economia brasileira, conforme defendido pelos novos-keynesianos. Com efeito, a hipótese de rigidezes nominais, seja pelo custo de *menu* de Mankiw (1989), pelo comportamento irracional dos agentes abordado por Yellen (1987) ou mesmo pela existência de contratos de trabalho pré-determinados, é válida para a economia brasileira.

Cabe ressaltar ainda, que além das fontes dos ciclos abordadas pelas duas correntes de pensamento, como choques monetários ou reais de agregados econômicos, emergem outras fontes relevantes como os choques externos, internos e mesmo mudanças de conduta na economia, como a mudança no regime cambial. Estes fatores influenciaram a trajetória da economia brasileira, fazendo com que a mesma se desviasse da sua trajetória de longo prazo, portanto devem ser levados em consideração na determinação de políticas públicas.

3.2.3. Análise Impulso-Resposta

Para não repetir informação, já que os modelos compreendem combinações diferentes dos agregados, mas com as mesmas variáveis, seleciona-se apenas algumas figuras de resposta ao impulso. São apresentados as respostas do ciclo do PIB a todas as variáveis no modelo 1, que foram significativas. Do modelo 4, mostra-se a resposta do ciclo do PIB a um choque de moeda, já que a moeda não foi significativa no modelo 1, e não aparece no modelo 2. Dos modelos 5, 6 e 7 são apresentados os impulsos monetários sobre o juro nominal, os salários e o emprego, respectivamente, com o objetivo de reforçar a importância dos choques monetários sobre as variáveis reais. E, por fim, é apresentado a figura do choque de produtividade sobre o emprego, do modelo 8.

Um aumento no desvio do emprego, conforme figura 26, linha 1, coluna 2, faz com que o ciclo PIB caia até o quarto período (um ano), e então, a partir deste ponto, a economia reverte e se verifica uma onda positiva. Já um impulso nos salários, linha 2, coluna 1 da figura 26, tem um impacto positivo imediato por seis meses. Do segundo para o terceiro período ocorre uma contração, e cria-se novamente uma onda positiva. Na linha 2, coluna 2, é possível verificar que os ciclos dos juros reais não reduzem o ciclo do PIB até a segunda defasagem. A partir de então o produto sente os efeitos negativos do aumento dos juros reais.

Ainda na figura 26, na coluna 1, linha 3 é apresentado os efeitos de um choque dos juros nominais sobre o PIB. Verifica-se que um aumento nos desvios dos juros nominais faz com que o PIB reaja negativamente de imediato, caindo até o terceiro trimestre. A partir de então, o PIB começa a recuperar, porém se recompõe ao estado inicial somente no oitavo trimestre, ou seja, no fim de dois anos. O impulso no mercado financeiro, verificado através de um aumento no Ibovespa, na linha 3, coluna 2, não faz com que o PIB se distancie significativamente de sua tendência, como esperado.

Um desvio maior da moeda gera uma elevação no desvio do PIB em relação a sua tendência até o quarto trimestre, conforme figura 27. Do quarto período em diante o PIB reduz, atingindo a linha do zero perto do sétimo período. Do sétimo período ao décimo o PIB permanece abaixo do zero. O que se verifica é que políticas monetárias expansionistas terão efeitos positivos pelo período de quase dois anos e, a partir de então, os efeitos se dissiparão com o tempo e a economia no décimo período estará em uma situação pior do que a inicial.

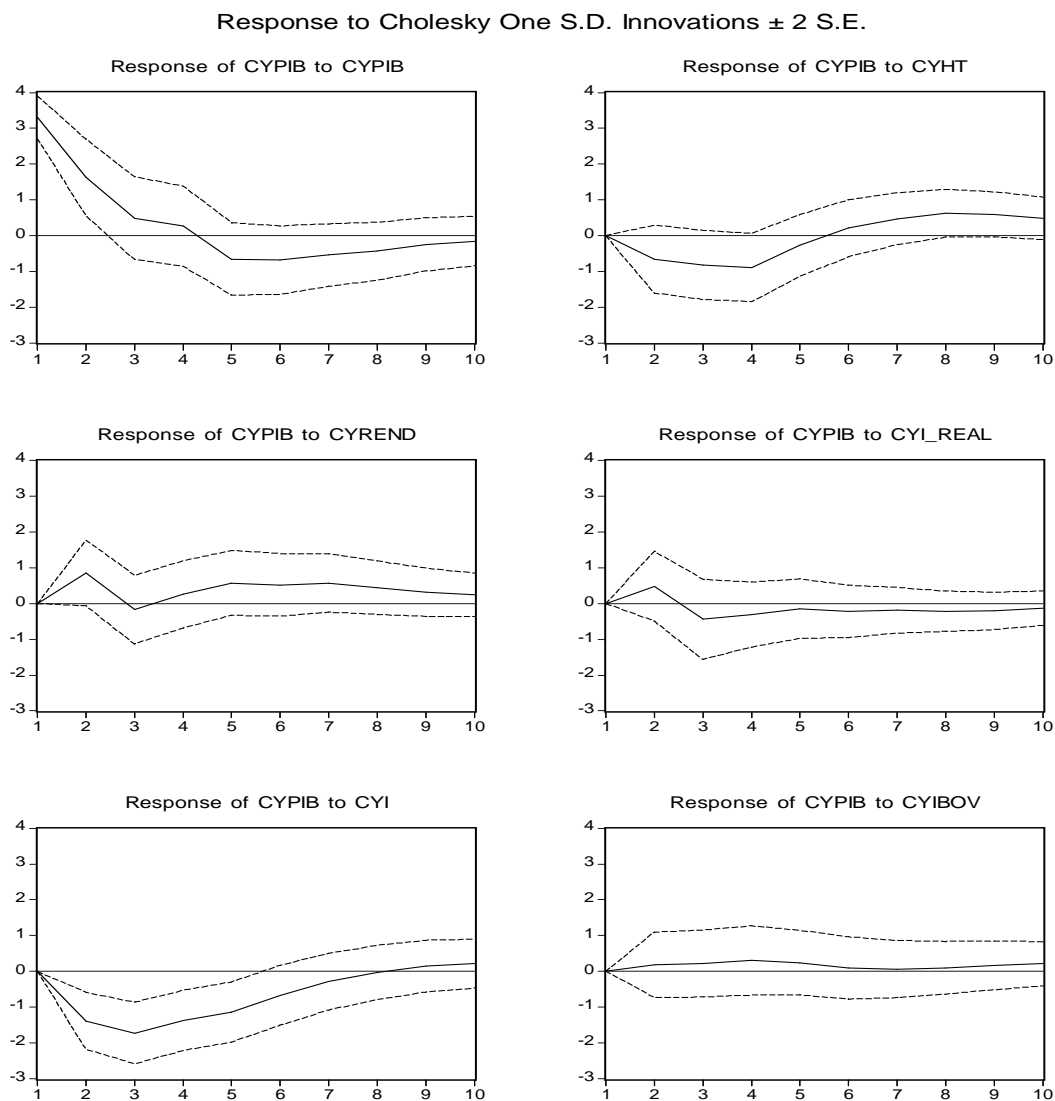


Figura 26 – Impulso Resposta - Modelo 1
 Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Já os efeitos de um aumento no ciclo da moeda sobre os ciclos dos juros nominais são negativos até o segundo período, conforme figura 28. Esse movimento era esperado, pois quanto mais liquidez na economia, menor tende a ser os juros. No entanto, a partir do segundo período, o choque monetário passa a ser positivo sobre o juro nominal. Isso pode ser explicado pelo aumento dos preços dado a maior quantidade de moeda na economia, elevando deste modo o juro nominal. A partir do período sete, o juro nominal volta a cair, e o efeito do choque monetário se dissipa por completo até o período dez (dois anos e meio).

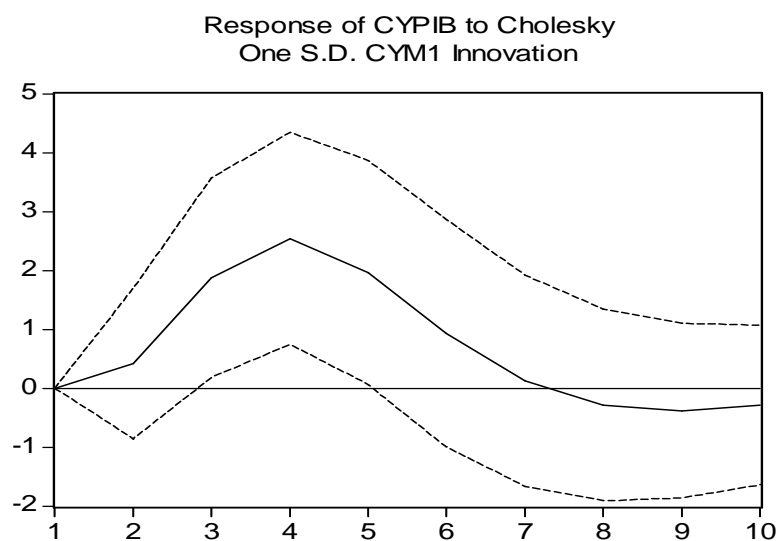


Figura 27 – Choque Monetário sobre o PIB - Modelo 4
Fonte: Dados da pesquisa.

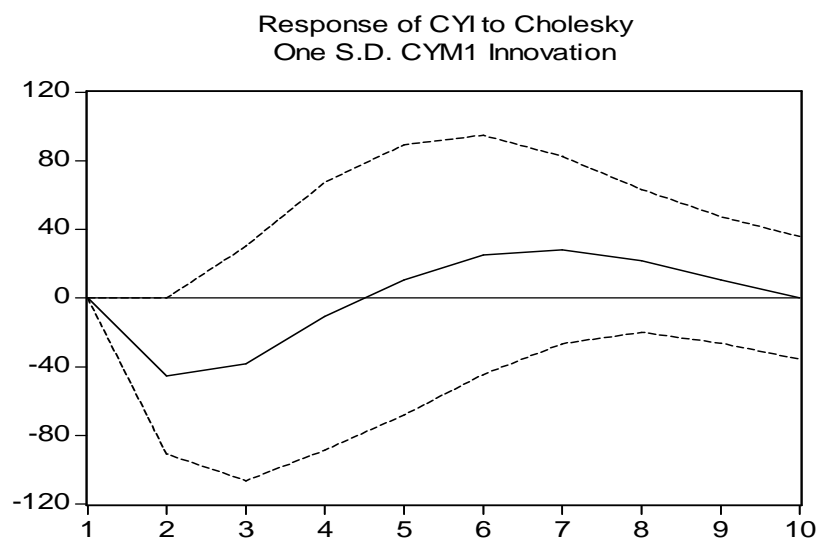


Figura 28 – Choque Monetário sobre o Juro Nominal - Modelo 5
Fonte: Dados da pesquisa.

Um choque monetário sobre os ciclos dos salários reais, conforme figura 29, tem um efeito negativo até o segundo período e, a partir de então, se forma uma onda positiva, que permanece positiva até o décimo período.

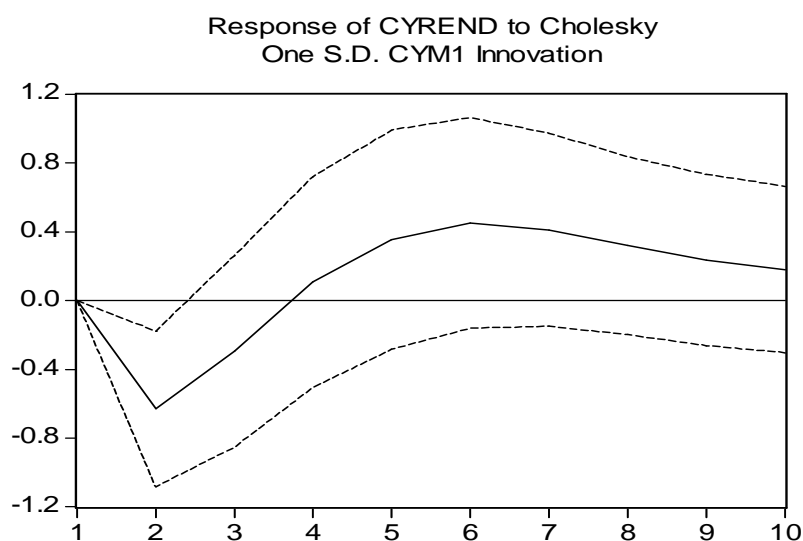


Figura 29 – Choque Monetário sobre os Salários Reais - Modelo 6

Fonte: Dados da pesquisa.

A figura 30 apresenta a resposta do desvio do emprego em relação a sua tendência, dado um aumento na moeda. O que se verifica é que uma política monetária expansionista tem efeitos positivos sobre o emprego por nove meses, e a partir de então o emprego reage negativamente aquele impulso monetário, retraindo-se até o período sete, quando começa a se recuperar. No décimo período o efeito praticamente já se dissipou.

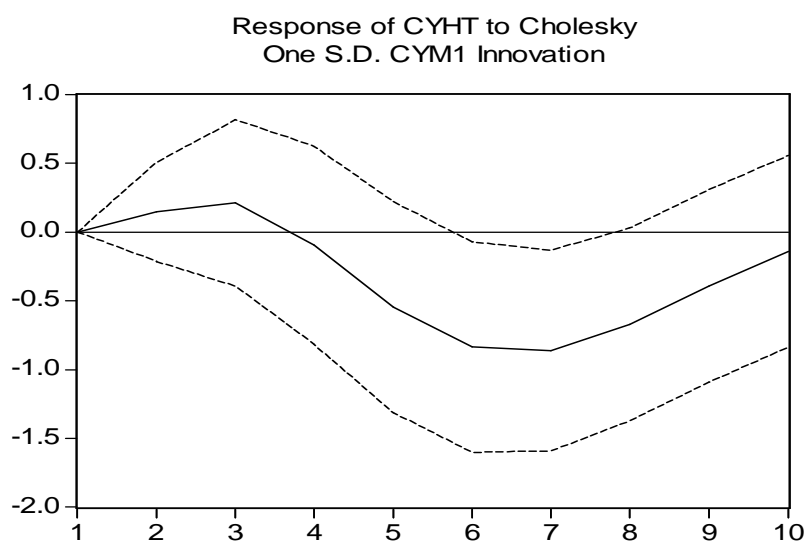


Figura 30 – Choque Monetário sobre o Emprego - Modelo 7

Fonte: Dados da pesquisa.

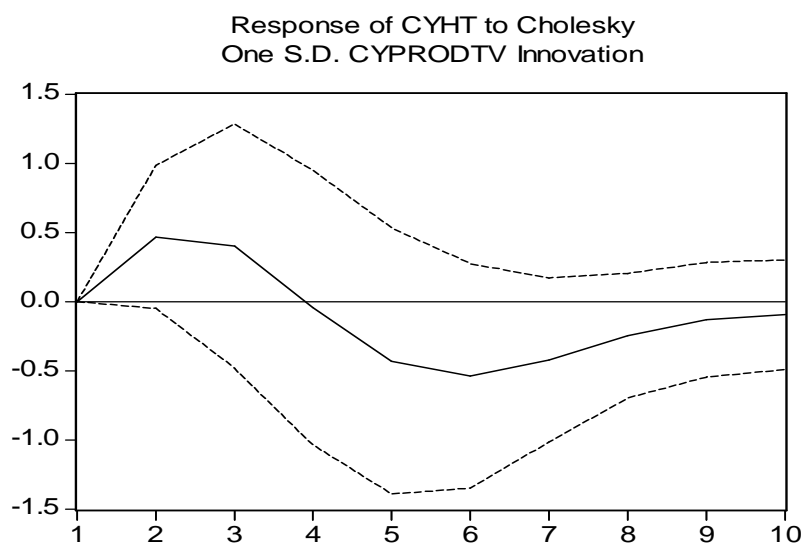


Figura 31 – Choque de Produtividade sobre o Emprego - Modelo 8
Fonte: Dados da pesquisa.

A figura 31 apresenta os efeitos de choques de produtividade sobre a economia. Um aumento do ciclo da produtividade eleva o ciclo do PIB por três períodos. Do período três ao seis, o ciclo do PIB cai. A partir de então o ciclo do PIB se recupera, atingindo o décimo período próximo do estado inicial.

Conforme verificado, os resultados estão de acordo com os esperados pelas teorias dos ciclos dos negócios, em especial, dos novos-keynesianos, para os quais as fontes de flutuações econômicas não se restringem a fatores reais. Por outro lado, de acordo com o modelo de Lucas, primeira geração de modelos dos novos-clássicos, surpresas monetárias podem causar flutuações, assim como apontam os resultados desta pesquisa. O mercado financeiro não mostrou grande impacto sobre a economia real. Choques de variáveis reais afetaram variáveis reais, inclusive os choques de produtividade, tanto enfatizado pelos novo-clássicos. E os choques nominais também se mostraram ativos em afetar as variáveis reais.

Como verificado, ao contrário do que alguns podem defender, o choque de produtividade foi eficiente em elevar o nível de emprego, conforme destacado pela escola novo-clássica. E, no que tange ao grande ponto de divergências entre as correntes, as políticas monetárias expansionistas se mostraram eficientes em afetar a economia direta e, indiretamente, através do emprego, dos salários reais e do juro nominal, no curto prazo, conforme a teoria novo-keynesiana. Assim, fica claro, que não só as variáveis reais influenciam na trajetória da economia real, mas, também, as variáveis nominais. Portanto, fica

evidente a importância das políticas monetárias e de juros para que a economia tenha um crescimento estável.

3.2.4. Análise de Exogeneidade

A relevância de se constatar exogeneidade, segundo Sachsida (1999), decorre do viés de endogeneidade, ou seja, considera-se que uma determinada variável é exógena ao modelo, quando, na verdade, ela não o é. Como consequência, em modelos uniequacionais com variáveis do lado direito assumidas exógenas, que na realidade, elas não o são, a estimação por uma equação não é eficiente.

A literatura trabalha em geral com três níveis diferentes de exogeneidade: a exogeneidade fraca, a forte e a super-exogeneidade. Segundo Engle, Hendry e Richard (1983) cada um desses conceitos leva em consideração o interesse específico da análise empírica. Entretanto, será suficiente, para as finalidades deste trabalho, somente o conceito de exogeneidade fraca e forte.

Seja a seguinte equação condicional para Y:

$$Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + u_t$$

Suponha ainda a seguinte equação marginal X:

$$X_t = \gamma_0 + \theta_1 X_{t-1} + \dots + \theta_r X_{t-r} + e_t$$

A variável X será considerada fracamente exógena em relação a Y caso os erros u_t e e_t sejam independentes. Ou seja, a equação marginal para X não pode acrescentar informações que afetem o erro da equação condicional para Y. Dessa forma, se os erros da equação marginal não forem correlacionados com os erros da equação condicional, aceita-se a hipótese de que X é fracamente exógena com relação a Y.

Como o objetivo principal deste trabalho é testar as hipóteses novo-keynesiana e dos ciclos reais de negócios, testa-se a exogeneidade do ciclo da moeda e do ciclo da produtividade. Utiliza-se, para tanto, as especificações dos modelos condicionais 4, 5, 6 e 7 para verificar a exogeneidade do ciclo da moeda em relação ao PIB, salários e emprego, e o

modelo 8 para verificar a exogeneidade do ciclo da produtividade em relação ao emprego. Logo se tem:

- Modelo 4

$$cypib_t = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cypib_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyprodtv_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + u4_t$$

Equação marginal para o ciclo da moeda:

$$cym1 = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + e4_t$$

- Modelo 5

$$cypib_t = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cypib_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyrend_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyfbcf_{t-j} + u5_t$$

Equação marginal para o ciclo da moeda:

$$cym1 = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + e5_t$$

- Modelo 6

$$cyrend_t = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyrend_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyfbcf_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyht_{t-j} + u6_t$$

Equação marginal para o ciclo da moeda:

$$cym1 = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + e6_t$$

- Modelo 7

$$cyht_t = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyht_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyrend_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j cyfbcf_{t-j} + u7_t$$

Equação marginal para o ciclo da moeda:

$$cym1 = c_1 + \sum_{j=1}^2 \beta_j cym1_{t-j} + e7_t$$

- Modelo 8

$$cyht_t = c_1 + \sum_{j=1}^4 \beta_j cyht_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j cyprodtv_{t-j} + u8_t$$

Equação marginal para o ciclo da produtividade:

$$cyprodutv_t = c_1 + \sum_{j=1}^{14} \beta_j cyprodutv_{t-j} + e8_t$$

Para verificar se os erros das equações condicionais das variáveis *cypib* e *cyht* são independentes dos erros das equações marginais respectivas, utilizam-se as seguintes equações:

$$u4_t = \delta + \delta_4 e4_t + erro,$$

$$u5_t = \delta + \delta_5 e5_t + erro,$$

$$u6_t = \delta + \delta_6 e6_t + erro,$$

$$u7_t = \delta + \delta_7 e7_t + erro e$$

$$u8_t = \delta + \delta_8 e8_t + erro.$$

Para que o ciclo da moeda e o ciclo da produtividade sejam considerados fracamente exógenos com relação aos modelos respectivos, a hipótese nula de que $\delta_4=0$; $\delta_5=0$; $\delta_6=0$; $\delta_7=0$ e $\delta_8=0$ não devem ser rejeitadas. Os resultados das estimativas para as equações dos erros são:

$$u4 = -0,1586 + 0,2041 e4$$

(0,6408)	(0,1102)
(0,806)	(0,071)

$$u5 = 2.36E-08 + 0.1049 e5$$

(0,6408)	(0,0808)
(1,000)	(0,199)

$$u6 = -4.09E-09 + -0.0164 e6$$

(0.2126)	(0.0355)
(1,00)	(0.646)

$$u7 = 2.72E-09 + 0.0170 e7$$

$$(0,1737) \quad (0,0290)$$

$$(1,00) \quad (0,559)$$

$$u8 = -0.0778 + 0.0089 e8$$

$$(0,2275) \quad (0,0420)$$

$$(0,734) \quad (0,832)$$

Os resultados indicam que a produtividade é fracamente exógena em relação ao emprego (modelo 8), já que a probabilidade de $\delta_8 = 0$ é de 83%. A moeda apresentou-se fracamente exógena em relação ao salário (modelo 6), ao emprego (modelo 7) e ao PIB (modelo 5); malgrado para o modelo 4 não o foi; com probabilidades de 7,1% para $\delta_5=0$; de 64% para $\delta_6=0$ e de 55% para $\delta_7=0$.

Entretanto, conforme Bierens (2004), o teste de Causalidade de Granger simples é uma forma de exogeneidade fraca. Quando observado conjuntamente com o teste proposto por Engle, Hendry e Richard (1983) obtêm-se um tipo de exogeneidade forte. Conforme exposto por Piza (2006), para que X seja fortemente exógeno, Y não pode causar, no sentido de Granger, X, e os vetores de erros da equação condicional de Y e da equação marginal de X devem ser independentes. A obtenção de apenas uma das condições indica exogeneidade fraca, e não forte.

A tabela 29 apresenta a síntese do resultado dos dois testes. Pode-se inferir que, em conjunto, a moeda é fortemente exógena e as mudanças tecnológicas são fracamente exógenas.

No que tange a equação do ciclo do PIB, no modelo 5, o teste de Causalidade de Granger diz que o ciclo da moeda não é Granger-causada pelo ciclo do PIB. O teste de Engle, Hendry e Richards (1983) também diz que o ciclo da moeda é exógeno ao ciclo do PIB, ou seja, os movimentos da moeda precedem aos movimentos do PIB. Logo, por estes testes, entende-se que o ciclo da moeda é determinado exogenamente, pelo Banco Central, através da política monetária. Ou seja, o ciclo da moeda não é determinado pelos movimentos do produto, conforme sugere os ciclos reais de negócios, os quais entendem a moeda como um mero insumo à produção. O mesmo resultado foi encontrado para a equação dos salários (modelo 6) e do emprego (modelo 7).

Entretanto, no modelo 4, o qual possui um horizonte temporal menor –já que a variável produtividade é mensurada apenas até 2002-, o teste de Causalidade de Granger simples diz que o ciclo da moeda é Granger-causada pelo ciclo do PIB. Porém, o teste de

Engle, Hendry e Richards (1983) diz que o ciclo da moeda é endógeno ao ciclo do PIB. Assim, em conjunto haveria uma relação de exogeneidade fraca.

Tabela 29 – Testes de Exogeneidade

Modelo	X	Y	Causalidade de Granger Simples: Probabilidade de Y causar X	Teste de Engle, Hendry e Richard	Resultado da Exogeneidade
4	cym1	cypib	86% (não causa)	Endógeno	Fraca
5	cym1	cypib	75% (não causa)	Exógeno	Forte
6	cym1	cyrend	69% (não causa)	Exógeno	Forte
7	cym1	cyht	52% (não causa)	Exógeno	Forte
8	cyprodtv	cyht	100% (causa)	Exógeno	Fraca

Fonte: Elaboração própria.

No que diz respeito à hipótese principal dos teóricos dos ciclos reais dos negócios, verifica-se pelo teste de Causalidade de Granger que o ciclo da produtividade é Granger-causado pelo ciclo do emprego. Ou seja, o mercado de trabalho afeta, de alguma forma, as decisões de investimento em tecnologia. Porém, o teste de Engle, Hendry e Richards (1983) diz que o ciclo da produtividade é endógeno ao ciclo do nível de emprego. Ou seja, as mudanças tecnológicas são capazes de gerar ciclos no emprego, entretanto os ciclos no emprego também são capazes de afetar os ciclos da produtividade.

COMENTÁRIOS FINAIS

Os resultados econométricos indicam que tanto choques tecnológicos quanto os monetários são capazes de gerar ciclos dos negócios na economia brasileira, ou seja, ambas as correntes, RBC e novos-keynesianos, explicam em parte as variações cíclicas da economia brasileira. Entretanto, a teoria dos ciclos reais dos negócios nega a existência de ciclos advindos de choques monetários, haja vista o entendimento de que a moeda é neutra (endógena), não havendo qualquer efeito sobre o produto decorrente de alterações da oferta monetária. Tal fato nos leva a interpretar os ciclos dos negócios na economia brasileira sob a ótica novo-keynesiana.

Afora isso, um primeiro olhar sobre as características dos ciclos da economia brasileira, através de estatísticas básicas, já foi possível verificar um indício da presença de rigidezes de preços na economia. O coeficiente de correlação linear entre o emprego e os salários com o produto interno bruto da economia foram muito baixos, o que indica que os salários e o emprego não estão acompanhando o movimento da economia, conforme a corrente novo-keynesiana. Uma possível explicação para a relação acíclica entre os salários e a economia é a presença de contratos de trabalhos que perduram por mais de um período, conforme modelos do tipo de Fischer (1977) e Taylor (1979). A relação acíclica do emprego com o produto interno bruto pode ser explicada pela teoria do salário eficiência, conforme Ball e Romer (1990), na qual as empresas manteriam os bons trabalhadores mesmo em períodos de contração econômica para manter os trabalhadores mais produtivos.

Um resultado mais singular diz respeito aos efeitos dos choques presenciados pela economia brasileira sobre as flutuações da economia. Conforme exposto, os choques internacionais (período coincidente com o Plano Real), as crises internas e a mudança no regime cambial interferiram na trajetória de curto prazo da economia brasileira, gerando desvios em relação à tendência de longo prazo.

Com efeito, é possível que os *policymakers* amenizem os efeitos perversos de crises através de políticas econômicas, inclusive as derivadas de variáveis nominais, como a política monetária. Essas políticas podem ser estabelecidas com base nas teorias de ciclos dos negócios, tanto através de fatores reais, como estímulos a produtividade (ciclos reais), ou fatores nominais, como políticas monetária e fiscal.

REFERÊNCIAS

- AHUMADA, H.; GAREGNANI, M. L. **Hodrick-Prescott Filter in Practice**. 1999. Disponível em <<http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/jemi/1999/trabajo01.pdf>>, acesso em 01 de abril de 2008.
- ALPER, E. **Business Cycles, Excess Volatility, and Capital Flows: Evidence from Mexico and Turkey**. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 38(4), pp. 25-58, 2002.
- AMBLER, S.; CARDIA, E. e CHRISTIAN, Z. **International Transmission of the Business Cycle in a Multi-Sector Model**. *European Economic Review*, 46, pp. 273-300, 2002.
- ANDERSON, H.; KWARK, N. SUN, e FARHID V. **Does International Trade Synchronize Business Cycles?** *Manuscript, Monash University and Texas A&M University*, Julho de 1999.
- ARAÚJO, E. e GAMA, C. A. F. **Replicando Características de Ciclos Econômicos: Um Estudo Comparativo Entre Redes Neurais Artificiais e Modelos ARIMA**. IBMEC Working Paper - WPE - 04 - 2004.
- ARITA, H. H. e DIAS, M. H. A. **Estudos sobre Métodos de Ajustamento Sazonal: Uma Aplicação numa Série Temporal Econômica Brasileira**. Maringá, 1999. Dissertação (Mestrado em economia) – Universidade Estadual de Maringá.
- AVERBUG, A. **Abertura e Integração Comercial Brasileira na Década de 90**. Banco Nacional de Desenvolvimento econômico e Social. Primeira edição. Rio de Janeiro, 1999.
- BACHA, E. **O Plano Real: uma avaliação**, in MERCANTE, A. (org.). O Brasil pós-real. Campinas. UNICAMP, 1997.
- BALL, L.; MANKIW, G e ROMER, D. **The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off**. In: *New Keynesian Economics*, vol.1, Imperfect Competition and Sticky Prices, editado por Mankiw, G. e Romer, D, quinta edição, 1995.
- BALL, L. e ROMER, D. **Sticky Price as Coordination Failure**. *The American Economic Review*. Volume 81. Issue 3. Junho de 1991.
- BALL, L. e ROMER, D. **Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money**. *The Review of Economic Studies*. Volume 57. Issue 2. Abril de 1990.
- BARRO, J. R. e HERCOWITZ, Z. **Money Stock Revisions and Unanticipated Money Growth**. *Journal of Monetary Economics*, vol. 6(2), pages 257-267. Março de 1979.
- BARROS, J. R. M. e GOLDENSTEIN, L. **Economia Competitiva, Solução para a Vulnerabilidade**. *Revista de Economia Política*, vol.17, abril/jun 1997(a).
- BAXTER, M. E KOUPARITSAS, M. **Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis**. NBER Working Paper 10725, August 2004.

BAXTER, M. e KING, R.G. 1999, **Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filter for Economic Time Series**. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp. 575-593.

BIERENS, H. J. **Var models with exogenous variables**. Fevereiro de 2004. Disponível em: http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyRegTours/VAR_Tourfiles/VARX.PDF. Acesso em 02 de dezembro de 2008.

BLANCHARD, O. J. e KIYOTAKI, N. **Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand**. *The American Economic Review*. Volume 77. Issue 4. Setembro de 1987.

BOVESPA. **Índice Bovespa: definição e metodologia**. Bolsa de valores de São Paulo. Janeiro de 2008. Disponível em <http://www.bovespa.com.br/Pdf/Indices/IBovespa.pdf>, acesso em 18 de março de 2008.

BURNS, A. e MITCHELL, W. **Measuring Business Cycles**. New York National Bureau of Economic Research. 1947.

BURSTEIN, A.; KURZ, C., e TESAR, L. **Trade, Production Sharing, and the International Transmission of Business Cycles**. *National Bureau of Economic Research. Working paper 13731*. Janeiro de 2008.

CHENG, Ming-Yu. **Economic Fluctuations and Growth: An Empirical Study of the Malaysian Economy**. *The Journal of Business in Developing Nations*, vol.7, Malaysia. 2003.

CRIBARI-NETO, F. **The Cyclical Component in Brazilian GDP**. *Revista de Econometria*, Vol. XIII, Nº 1 (abril): 1-22. 1993.

CUKIERMAN, A. **A Economia do Banco Central**. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro. 50(4):389-426. Outubro/Dezembro de 1996.

CUNHA, A. B. e MOREIRA, L. P. **Ciclos Econômicos Regionais no Brasil de 1985 a 2002: Uma Introdução**. *Revista Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, 10(1): 115-138, jan./abr. 2006.

CUNHA, A. B., SANDES, J. R. e VIVANCO, L. G. C. **Ciclos de Negócios na América do Sul e no Leste da Ásia: Uma Introdução**. *Brazilian Business Review*. Vol.2, n.2. Vitória, ES, Brasil -jul/dez 2005. Pág. 179-189.

DELFIN NETTO, A. **O Plano Real e a Armadilha do Crescimento Econômico**, in MERCANTE, A. (org.), *op. Cit.*, 1997.

DIAS, M. H. A. **Uma Introdução à Teoria dos Ciclos e das Flutuações Econômicas: Características e Métodos de Análise**. Departamento de economia, DCO-UEM, Maringá-PR. Trabalho apresentado para avaliação de concurso de professor titular. Fevereiro de 1998. *Mimeo*.

DIAS, M. H. A.; EVANS C. L.; DIAS, J. **Estimation of Cyclical Component of Economic Times Series.** XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC NACIONAL: Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 32, 1. 2204.

DIEBOLD, F. X. e RUDEBUSCH, G. L. **Measuring Business Cycles: A Modern Perspective.** The Review of Economics and Statistics. Volume LXXVII. Número 1 Fevereiro de 1996.

ELLERY-Jr, R.; GOMES, V. **Ciclo de Negócios no Brasil Durante o Século XX - Uma Comparação com a Evidência Internacional.** Economia, ANPEC, v.6, n.1, p.45-66, jan./jul. 2005.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. **Exogeneity.** Econometrica, v. 51, p. 277-304, 1983.

FIALHO, T.M.M. (1997). **Testando a Evidência de Ciclos Políticos no Brasil.** Revista Brasileira de Economia, Vol. 51, No. 3 (julho/setembro): 379-389.

FISCHER, Stanley. **Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule.** The Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 1. Fevereiro de 1977, pp. 191-205.

FIGUEIRÊDO, E. A. **Não-Linearidade e Persistência das Flutuações Econômicas: Evidência Internacional.** Economia, ANPEC, v.7, n.1, p.1-28, jan./jul. 2006.

FRANCO, G. **O Plano Real em Perspectiva de Médio Prazo,** in VELLOSO, J. P. R. (org.), op. Cit., 1998.

FRENCH, Mark W. **Estimating changes in trend growth of total factor productivity: Kalman and H-P filters versus a Markov-switching framework.** Setembro de 2001. Disponível em: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2001/200144/200144pap.pdf> Acesso em 21 de fevereiro de 2008.

GUILME, C. Di.; GAFFEO, E.; GALLEGATI, M. e PALESTRINI, A. **Internacional Evidence on Business Cycle Magnitude Dependence.** Itália. Disponível no endereço <<http://arxiv.org/ftp/cond-mat/papers/0401/0401495.pdf>>, em 26/01/2007. Dezembro de 2003.

GALI, Jordi. **Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?** *The American Economic Review*, Vol.89, n.1, Março de 1999, pág. 249-271.

GIANNINI, F. A.; DIAS, M. H. A.; DIAS, J.; SILVA, V. O. **Ciclos de negócio: uma análise dos choques de produtividade através de vetores autoregressivos para a economia brasileira durante a década de 80 e 90.** Universidade Estadual de Maringá. Maringá-Pr. 2007.

GREENE, W. G. **Econometric Analysis.** Quinta edição. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 2002.

GUJARATI, D. A. **Econometria Básica**. Quarta edição. Editora Pearson. São Paulo. 2006.

GRUBEN, William C.; KOO, Jahyeong, e MILLIS, Eric. **Does International Trade Affect Business Cycle Synchronization?** Manuscript, Federal Reserve Bank of Dallas, November 2002.

HANSEN, G.P. **Indivisible Labor and the Business Cycles**. Journal of Monetary Economics, 16, 309-327, 1985.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. **Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation**. Northwestern University. The Center for Mathematical Studies in Economics e Management Sciences. Texto para discussão número 451. Maio de 1981.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata, dados macroeconômicos e regionais**. 2008.

ISSLER, J.V.; GONZAGA, G.M. & MARONE, G. (1996). **Educação, Investimentos Externos e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas**. Revista de Econometria, Vol. 16, N^o 2 (novembro): 101-127.

KANCZUK, F. **Business Cycle in a Small Open Brazilian Economy**. Revista Economia Aplicada, Vol. 5, N^o 3, 455-470, julho-setembro, 2001.

KANNEBLEY JR., S. **A Ciclicidade do Mark-up na Indústria de Transformação Brasileira: Um Modelo de Correção de Erro**. Revista Brasileira de Economia, Vol. 50, N^o 4, 499-509, outubro/dezembro 1996.

KIM, Hyeongwoo. **Hodrick-Prescott Filter**. Março de 2004. Disponível em <<http://econ.ohio-state.edu/hwkim/hpfilter.pdf>>. Acesso em 21 de fevereiro de 2008.

KING, R. G. e PLOSSER, C. I. **Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle**. The American Economic Review, Volume 74, Issue 3. Junho de 1984.

KRUGMAN, P. R. e OBSTFELD, M. **Economia Internacioanl: Teoria e Política**. Makron Books. Quinta Edição, 2001.

KYDLAND F. E. e PRESCOTT, E. C. **Time to Build and Aggregate Fluctuations**. Econométrica, volume 50, issue 6. Novembro de 1982.

KOSE, M. A. e Yi, K. M. **Can the Standard International Business Cycle Model Explain the relation Between Trade and Comovement?** Working Paper N.05-3. Research Departament. Janeiro de 2005.

LONG, J. B. e PLOSSER, C. I. **Real Business Cycle**. The Journal of Political Economy. Volume 91, Issue 1. Fevereiro de 1983.

LUCAS, R. E. JR. **An Equilibrium Model of Business Cycle**. Jornal de Economia Política. Volume 83. Issue 6. Dezembro de 1975.

MAGALHÃES, M. A. **Explicando os Ciclos de Negócios.** Da FACE/UFMG e do Centro de Pesquisas em Economia Internacional (CEPE). Revista de Economia Aplicada, Vol.01. 1999.

MANKIW, N. G. **A Quick Refresher Course in Macroeconomics.** Journal of Economic Literature. Volume 28. Issue 4. Dezembro de 1990.

MANKIW, N. G. **Recent Developments in Macroeconomics: A Very Quick Refresher Course.** Journal of Money, Credit and Banking. Volume 20. Issue 3. Agosto de 1988.

MANKIW, N. G. **Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective.** Jornal de Perspectiva Econômica. Volume 3. Issue 3. 1989.

MANKIW, N. G. **Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly.** Jornal trimestral de economia. Volume 100. Issue 2. 1985.

McCALLUM, B. T. **Monetary Economics: Theory and Policy.** Mcmillan Publishing company 1989.

MIRANDA, J. C. e MARTINS, L. **Fusões e Aquisições de Empresas no Brasil.** Economia e Sociedade, Campinas, (14): 67-88, jun. 2000.

MISHKIN, S. F. **Does the Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation.** Working Paper n.506. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA. Julho de 1980.

PALLAGE, S. e M.A. ROBE, 2001, **Foreign Aid and the Business Cycle.** *Review of International Economics*, Vol. 9(4), pp. 641-672.

PASTORE, A. C. e PINOTTI, M. C. **Política Econômica, Vulnerabilidade Externa e Crescimento Econômico,** in VELLOSO, (org.) *op.cit.*, 1998.

PINHEIRO, C. P.; GIAMBIAGI, F. e GOSTKORZEWICZ, J. **O Desempenho Macroeconômico do Brasil nos Anos 90.** Banco Nacional de Desenvolvimento econômico e Social. Primeira edição. Rio de Janeiro, 1999.

PINHEIRO, F. O. D. **Modelos de Ciclos Reais de Negócios em Pequena Economia Aberta Aplicados ao Brasil.** 2005. Dissertação (Mestrado em economia) - Fundação Getulio Vargas do Rio de Janeiro.

PIZA, E. C. **O novo consenso macroeconômico e a política monetária no Brasil sob metas de inflação: uma análise empírica.** Dissertação Mestrado (Economia), UEM. Maringá 2006.

PLOSSER, C. I. **Understanding Real Business Cycle.** The Journal of Economic Perspectives. Volume 3. Issue 3. 1989.

PONTA, A. F. & SILVA, M. E. da (1994). **Ciclos Macroeconômicos do Emprego e Produto: uma Abordagem de Co-Integração.** Anais da SBE - XVI Encontro Brasileiro de Econometria, Florianópolis, SC, 945-62.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. The MacGraw-Hill, New York. 2006. Terceira edição.

ROSAL, J. M. L. & FERREIRA, P. C. G. **Imposto Inflacionário e Alternativas de Financiamento do Setor Público em um Modelo de Ciclo Reais de Negócios para o Brasil**. Anais da ANPEC - XXIV Encontro Nacional de Economia, Águas de Lindóia, SP, vol. 1: 113-40, 1996.

ROTEMBERG, J. J. e WOODFORD, M. **Real-Business-Cycle Models and Forecastable Movements in Output, Hours and Consumption**. The American Economic Review, Vol.86, N.1, Março de 1996, pág.71-89.

SACHSIDA, Adolfo. **Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e investimento**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para discussão nº 659. Brasília, julho de 1999.

SAYAN, S. **Business Cycles and Worker's Remittances: How Do Migrant Workers Respond to Cyclical Movements of GDP at Home?** Fundo Monetário Internacional. IMF Working Paper/06/52. Fevereiro de 2006.

STATA CORP. **Stata Statistical Software: Release 9**. College Station, TX: StataCorp LP. 2005.

TAYLOR, John B. **Staggered Wage Setting in a Macro Model**. The American Economic Review, Vol. 69, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety- First Annual Meeting of the American Economic Association, p. 108-113, Maio de 1979.

TELES, V. K.; SPRINGER, Paulo; GOMES, Michel; PAES, Nelson; CAVALCANTI, Andre. **Ciclos Econômicos e Métodos de Filtragem: Fatos Estilizados para o Caso Brasileiro**. Economia, ANPEC, v. 6, n. 2, p. 291-328, 2005.

VAL, P. R. C. e FERREIRA, P. C. **Modelos de Ciclos Reais de Negócios Aplicados a Economia Brasileira**. Revista de Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 213-248, ago. 2001.

VASCONCELLOS, M. A. S.; GREMAUD, A. P. e TONETO JÚNIOR, R. **Economia Brasileira Contemporânea**. Editora Atlas. Quinta Edição. São Paulo, 2004.

ZIMMERMANN, Christian. **International Real Business Cycles Among Heterogeneous Countries**. European Economic Review, 41, pp. 319-355, 1997.

YELLEN, J. L. e AKERLOF, G. A. **Rational Models of Irrational Behavior**. The American Review, Volume 77, Issue 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association, Maio de 1987, 137-142.

APÊNDICE

A – SAÍDAS DOS TESTES DE SELEÇÃO DE DEFASAGENS

Tabela A.1. – Seleção de defasagens – Modelo 1.

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1830.6				1.6e+17	62.3255	62.4355	62.6072
1	-1598.35	464.51	64	0.000	5.5e+14	56.6219	57.6116	59.1572*
2	-1503.4	189.88	64	0.000	2.2e+14	55.573	57.4424	60.3619
3	-1439.61	127.58	64	0.000	3.0e+14	55.5801	58.3292	62.6226
4	-1316.77	245.69*	64	0.000	8.2e+13*	53.5855*	57.2143*	62.8816

Endógenas: cytib cyfbcf cyht cyrend cyi_real cyi cyibov cym1. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.2. – Seleção de defasagens – modelo 2.

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1072.2				5.0e+09	36.5153	36.584	36.6913
1	-941.121	262.16	25	0.000	1.4e+08	32.9194	33.3317*	33.9757*
2	-910.535	61.172	25	0.000	1.2e+08	32.73	33.486	34.6667
3	-881.406	58.258	25	0.000	1.1e+08	32.59	33.6897	35.407
4	-841.017	80.778*	25	0.000	6.8e+07*	32.0684*	33.5117	35.7657

Endógenas: cytib cyht cyi cyibov cyrend. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.3. – Seleção de defasagens – modelo 3.

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-854.237				5.1e+07	29.0928	29.1478	29.2336
1	-772.51	163.45	16	0.000	5.5e+06	26.8647	27.1396	27.569
2	-734.341	76.337	16	0.000	2.6e+06*	26.1133*	26.6081*	27.3809*
3	-719.29	30.101	16	0.017	2.7e+06	26.1454	26.8602	27.9765
4	-702.54	33.5*	16	0.006	2.8e+06	26.12	27.0547	28.5145

Endógenas: cytib cyht cyi cyrend. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.4. - Seleção de defasagens – modelo 4.

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-370.224				25529.8	18.6612	18.707	18.7879
1	-333.394	73.661	9	0.000	6361.8	17.2697	17.4529	17.7763
2	-310.343	46.101	9	0.000	3179.4*	16.5672*	16.8877*	17.4538*
3	-302.678	15.331	9	0.082	3472.88	16.6339	17.0919	17.9006
4	-293.114	19.127*	9	0.024	3517.32	16.6057	17.2011	18.2524

Endógenas: cytib cyprodtv cm1. Exógena: constante.

Número de observações = 40.

Tabela A.5. - Seleção de defasagens – modelo 5.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-994.258				5.8e+09	33.8393	33.8942	33.9801
1	-922.335	143.85	16	0.000	8.8e+08	31.9436	32.2185	32.6478*
2	-893.804	57.062	16	0.000	5.8e+08*	31.5188*	32.0136*	32.7864
3	-880.745	26.118	16	0.052	6.5e+08	31.6185	32.3332	33.4495
4	-866.279	28.933*	16	0.024	7.1e+08	31.6705	32.6052	34.0649

Endógenas: cyi cym1 cyrend cyfbcf. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.6. - Seleção de defasagens – modelo 6.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-738.514				1.0e+06	25.17	25.2249	25.3108
1	-647.271	182.49	16	0.000	78391.9	22.6194	22.8943	23.3236
2	-613.26	68.021	16	0.000	42912.4*	22.0088*	22.5037*	23.2765*
3	-606.107	14.306	16	0.576	59077.2	22.3087	23.0235	24.1398
4	-589.589	33.037*	16	0.007	60282.8	22.2911	23.2258	24.6856

Endógenas: cyrend cym1 cyfbcf cyht. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.7. - Seleção de defasagens – modelo 7.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-738.514				1.0e+06	25.17	25.2249	25.3108
1	-647.271	182.49	16	0.000	78391.9	22.6194	22.8943	23.3236
2	-613.26	68.021	16	0.000	42912.4*	22.0088*	22.5037*	23.2765*
3	-606.107	14.306	16	0.576	59077.2	22.3087	23.0235	24.1398
4	-589.589	33.037*	16	0.007	60282.8	22.2911	23.2258	24.6856

Endógenas: cyht cym1 cyrend cyfbcf. Exógena: constante.

Número de observações = 59.

Tabela A.8. - Seleção de defasagens – modelo 8.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-198.351				76.8473	10.0176	10.0481	10.102
1	-152.637	91.428	4	0.000	9.55108	7.93184	8.02344	8.18518
2	-141.866	21.541	4	0.000	6.82222	7.59331	7.74597*	8.01553*
3	-140.934	1.8649	4	0.761	7.99019	7.74669	7.96042	8.3378
4	-131.7	18.467*	4	0.001	6.20231*	7.48501*	7.7598	8.24501

Endógenas: cyht cyprodtv. Exógena: constante.

Número de observações = 40.

Tabela A.9. - Seleção de defasagens – modelo 9.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-755.185				6474.51	25.8029	25.8853	26.0141
1	-516.152	478.07	36	0.000	6.68515	18.9204	19.4977*	20.3993*
2	-485.194	61.917	36	0.005	8.23279	19.0913	20.1635	21.8379
3	-438.156	94.076	36	0.000	6.24914*	18.7171*	20.2841	22.7314
4	-408.844	58.623*	36	0.010	9.56961	18.9439	21.0057	24.2257

Endógenas: cyht, cyfbcf, cyi_real, d_eleicao, d_cambio e d_choqx1. Exogenous: constant.

Número de observações = 59.

Tabela A.10. - Seleção de defasagens – modelo 10.

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1116.33				8.1e+07	38.0791	38.1753	38.3255
1	-880.972	470.72	49	0.000	148507	31.7618	32.5315	33.7337*
2	-820.187	121.57	49	0.000	106611	31.3623	32.8056	35.0596
3	-773.645	93.085	49	0.000	139360	31.4456	33.5624	36.8683
4	-669.992	207.3*	49	0.000	32190.9*	29.593*	32.3833*	36.7411

Endógenas: cyfbcf cyi cyrend cyi_real d_eleicao d_cambio d_choqx1. Exógenas: constante.
Número de observações = 59.

B – SAÍDAS DOS TESTES JARQUE-BERA DE NORMALIDADE DOS ERROS

Tabela B.1. - Jarque-Bera test – modelo 1

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cypib	8.935	2	0.01148
cyfbcf	1.290	2	0.52471
cyht	43.351	2	0.00000
cyrend	4.181	2	0.12362
cyi_real	1.417	2	0.49245
cyi	0.232	2	0.89037
cyibov	1.648	2	0.43859
cyml	1.431	2	0.48903
ALL	62.485	16	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cypib	.79286	6.182	1	0.01291
cyfbcf	-.25941	0.662	1	0.41595
cyht	1.241	15.144	1	0.00010
cyrend	.48776	2.339	1	0.12613
cyi_real	-.29847	0.876	1	0.34930
cyi	.15074	0.223	1	0.63643
cyibov	.32479	1.037	1	0.30845
cyml	.11789	0.137	1	0.71161
ALL		26.600	8	0.00083

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cypib	4.0583	2.753	1	0.09705
cyfbcf	3.5055	0.628	1	0.42806
cyht	6.3874	28.208	1	0.00000
cyrend	3.8655	1.842	1	0.17476
cyi_real	2.531	0.541	1	0.46213
cyi	2.9402	0.009	1	0.92529
cyibov	2.5014	0.611	1	0.43438
cyml	3.7255	1.294	1	0.25531
ALL		35.885	8	0.00002

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.2. -Jarque-Bera test – modelo 2

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cypib	1.253	2	0.53450
cyht	1.283	2	0.52654
cyi	3.267	2	0.19527
cyibov	1.211	2	0.54591
cyrend	5.186	2	0.07481
ALL	12.199	10	0.27198

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cypib	.32392	1.032	1	0.30975
cyht	.2592	0.661	1	0.41633
cyi	.16414	0.265	1	0.60674
cyibov	-.2621	0.675	1	0.41114
cyrend	.60204	3.564	1	0.05904
ALL		6.197	5	0.28752

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cypib	2.7001	0.221	1	0.63819
cyht	3.5031	0.622	1	0.43023
cyi	4.105	3.002	1	0.08317
cyibov	2.5335	0.535	1	0.46447
cyrend	3.8121	1.621	1	0.20290
ALL		6.002	5	0.30606

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.3. - Jarque-Bera test – modelo 3

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cypib	3.283	2	0.19369
cyht	0.025	2	0.98760
cyi	83.132	2	0.00000
cyrend	2.374	2	0.30516
ALL	88.814	8	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cypib	-.34793	1.231	1	0.26726
cyht	-.03046	0.009	1	0.92263
cyi	.60199	3.684	1	0.05492
cyrend	.4499	2.058	1	0.15143
ALL		6.982	4	0.13682

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cypib	3.8986	2.052	1	0.15198
cyht	3.0782	0.016	1	0.90083
cyi	8.5909	79.448	1	0.00000
cyrend	3.3526	0.316	1	0.57402
ALL		81.832	4	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.4. - Jarque-Bera test – modelo 4

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cypib	22.896	2	0.00001
cyprodtv	0.227	2	0.89281
cym1	2.446	2	0.29431
ALL	25.569	6	0.00027

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cypib	-1.0719	8.043	1	0.00457
cyprodtv	-.15434	0.167	1	0.68302
cym1	.56277	2.217	1	0.13650
ALL		10.427	3	0.01526

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cypib	5.9133	14.853	1	0.00012
cyprodtv	2.8148	0.060	1	0.80647
cym1	2.638	0.229	1	0.63204
ALL		15.142	3	0.00170

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.5. - Jarque-Bera test – modelo 5

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyi	246.010	2	0.00000
cym1	10.281	2	0.00586
cyrend	7.810	2	0.02014
cyfbef	1.067	2	0.58643
ALL	265.168	8	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyi	-.48859	2.427	1	0.11926
cym1	.91809	8.569	1	0.00342
cyrend	.52167	2.767	1	0.09624
cyfbef	-.30805	0.965	1	0.32599
ALL		14.728	4	0.00530

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyi	12.79	243.583	1	0.00000
cym1	3.8206	1.711	1	0.19081
cyrend	4.4086	5.043	1	0.02472
cyfbcf	3.201	0.103	1	0.74868
ALL		250.440	4	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.6. - Jarque-Bera test – modelo 6

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyrend	69.992	2	0.00000
cym1	4.529	2	0.10390
cyfbcf	17.497	2	0.00016
cyht	0.277	2	0.87083
ALL	92.294	8	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyrend	1.1935	14.482	1	0.00014
cym1	.66047	4.435	1	0.03521
cyfbcf	-.9637	9.442	1	0.00212
cyht	.16468	0.276	1	0.59953
ALL		28.635	4	0.00001

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyrend	7.6733	55.509	1	0.00000
cym1	3.192	0.094	1	0.75951
cyfbcf	4.7803	8.055	1	0.00454
cyht	3.0189	0.001	1	0.97599
ALL		63.659	4	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.7. - Jarque-Bera test – modelo 7

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyht	0.198	2	0.90574
cym1	4.714	2	0.09469
cyrend	65.536	2	0.00000
cyfbcf	19.326	2	0.00006
ALL	89.775	8	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyht	.13852	0.195	1	0.65872
cym1	.67933	4.692	1	0.03031
cyrend	1.1502	13.451	1	0.00024
cyfbcf	-.92317	8.664	1	0.00324
ALL		27.002	4	0.00002

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyht	2.9661	0.003	1	0.95691
cym1	3.0942	0.023	1	0.88058
cyrend	7.5269	52.085	1	0.00000
cyfbcf	5.0481	10.662	1	0.00109
ALL		62.773	4	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.8. - Jarque-Bera test – modelo 8

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyht	28.994	2	0.00000
cyprodtv	3.153	2	0.20665
ALL	32.148	4	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyht	1.2854	11.015	1	0.00090
cyprodtv	.6583	2.889	1	0.08918
ALL		13.904	2	0.00096

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyht	6.2844	17.979	1	0.00002
cyprodtv	3.3983	0.264	1	0.60712
ALL		18.243	2	0.00011

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.9. - Jarque-Bera test – modelo 9

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyht	0.604	2	0.73938
cyfbcf	7.066	2	0.02922
cyi_real	60.410	2	0.00000
d_eleicao	1061.994	2	0.00000
d_cambio	1098.969	2	0.00000
d_choqx1	6.016	2	0.04938
ALL	2235.058	12	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyht	.13497	0.182	1	0.66951
cyfbcf	-.29506	0.871	1	0.35078
cyi_real	-1.4246	20.294	1	0.00001
d_eleicao	3.2839	107.840	1	0.00000
d_cambio	3.6342	132.072	1	0.00000
d_choqx1	.21064	0.444	1	0.50534
ALL		261.703	6	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyht	2.5893	0.422	1	0.51609
cyfbcf	4.5742	6.195	1	0.01281
cyi_real	7.0058	40.116	1	0.00000
d_eleicao	22.536	954.154	1	0.00000
d_cambio	22.666	966.896	1	0.00000
d_choqx1	4.493	5.573	1	0.01824
ALL		1973.356	6	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

Tabela B.10. - Jarque-Bera test – modelo 10

Equation	chi2	df	Prob > chi2
cyfbcf	0.441	2	0.80219
cyi	2.785	2	0.24848
cyrend	19.874	2	0.00005
cyi_real	0.092	2	0.95495
d_eleicao	305.865	2	0.00000
d_cambio	649.708	2	0.00000
d_choqx1	1.448	2	0.48487
ALL	980.212	14	0.00000

Skewness test

Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
cyfbcf	-.09152	0.082	1	0.77413
cyi	.02665	0.007	1	0.93341
cyrend	.90819	8.111	1	0.00440
cyi_real	-.09683	0.092	1	0.76141
d_eleicao	2.0129	39.843	1	0.00000
d_cambio	2.9384	84.904	1	0.00000
d_choqx1	.37539	1.386	1	0.23913
ALL		134.425	7	0.00000

Kurtosis test

Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
cyfbcf	2.6181	0.358	1	0.54937
cyi	4.063	2.778	1	0.09558
cyrend	5.1875	11.763	1	0.00060
cyi_real	3.0009	0.000	1	0.99891
d_eleicao	13.403	266.022	1	0.00000
d_cambio	18.158	564.804	1	0.00000
d_choqx1	2.8412	0.062	1	0.80334
ALL		845.787	7	0.00000

Fonte: saída do programa stata.

C – SAÍDAS DOS TESTES DE ESTABILIDADE

Tabela C.1. – Teste de estabilidade – modelo 1

Eigenvalue		Modulus
.79468	+	.4859507i .931485
.79468	-	.4859507i .931485
.845611	+	.379306i .926785
.845611	-	.379306i .926785
.9068953	+	.1566631i .920327
.9068953	-	.1566631i .920327
-.3418426	+	.8386927i .905683
-.3418426	-	.8386927i .905683
.8572107	+	.2698524i .898683
.8572107	-	.2698524i .898683
.5511841	+	.700234i .891141
.5511841	-	.700234i .891141
-.5167289	+	.6387642i .821601
-.5167289	-	.6387642i .821601
.03599079	+	.820429i .821218
.03599079	-	.820429i .821218
-.6965147	+	.4250009i .81594
-.6965147	-	.4250009i .81594
.3692769	+	.7058736i .796632
.3692769	-	.7058736i .796632
-.7649563	+	.1810436i .786088
-.7649563	-	.1810436i .786088
-.4073136	+	.6525062i .7692
-.4073136	-	.6525062i .7692
.5678786	+	.5024235i .758232
.5678786	-	.5024235i .758232
-.7020984	+	.03182573i .702819
-.7020984	-	.03182573i .702819
-.1173592	+	.6749432i .68507
-.1173592	-	.6749432i .68507
.2908739	+	.5987804i .665692
.2908739	-	.5987804i .665692

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
 VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.2. – Teste de estabilidade – modelo 2

Eigenvalue		Modulus	
.8309735	+	.3231783i	.891606
.8309735	-	.3231783i	.891606
.7414589	+	.482901i	.884847
.7414589	-	.482901i	.884847
.8696126			.869613
.438039	+	.7160405i	.8394
.438039	-	.7160405i	.8394
-.4436549	+	.6754077i	.808087
-.4436549	-	.6754077i	.808087
-.544328	+	.5311986i	.760569
-.544328	-	.5311986i	.760569
-.706969	+	.1855255i	.730907
-.706969	-	.1855255i	.730907
.05948803	+	.7035823i	.706093
.05948803	-	.7035823i	.706093
.5805382	+	.3609612i	.683606
.5805382	-	.3609612i	.683606
.6528544			.652854
-.2727184	+	.4374263i	.515478
-.2727184	-	.4374263i	.515478

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.3. – Teste de estabilidade – modelo 3

Eigenvalue		Modulus	
.8025893	+	.3135584i	.861666
.8025893	-	.3135584i	.861666
.8083505			.808351
.4791951	+	.5252613i	.711004
.4791951	-	.5252613i	.711004
-.1913195	+	.4874789i	.523678
-.1913195	-	.4874789i	.523678
-.5213788			.521379

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.4. – Teste de estabilidade – modelo 4

Eigenvalue		Modulus	
.5731703	+	.6019622i	.831194
.5731703	-	.6019622i	.831194
.6388411	+	.3006734i	.706061
.6388411	-	.3006734i	.706061
.1294521	+	.5484268i	.563498
.1294521	-	.5484268i	.563498

All the eigenvalues lie inside the unit circle.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.5. – Teste de estabilidade – modelo 5

Eigenvalue		Modulus
.6344049	+	.4743131i .792113
.6344049	-	.4743131i .792113
.7500786		.750079
.5427459	+	.01667164i .543002
.5427459	-	.01667164i .543002
-.540272		.540272
.00697747	+	.3287831i .328857
.00697747	-	.3287831i .328857

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.6. – Teste de estabilidade – modelo 6

Eigenvalue		Modulus
.881815		.881815
.6716344	+	.3932957i .778315
.6716344	-	.3932957i .778315
.4225819	+	.4519345i .618725
.4225819	-	.4519345i .618725
.499886		.499886
-.213312	+	.3345512i .39677
-.213312	-	.3345512i .39677

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.7. – Teste de estabilidade – modelo 7

Eigenvalue		Modulus
.881815		.881815
.6716344	+	.3932957i .778315
.6716344	-	.3932957i .778315
.4225819	+	.4519345i .618725
.4225819	-	.4519345i .618725
.499886		.499886
-.213312	+	.3345512i .39677
-.213312	-	.3345512i .39677

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.8. – Teste de estabilidade – modelo 8

Eigenvalue		Modulus
.7652411	+	.5142644i .921988
.7652411	-	.5142644i .921988
.8398217		.839822
-.09933923	+	.7840937i .790361
-.09933923	-	.7840937i .790361
.4271633	+	.5134105i .667876
.4271633	-	.5134105i .667876
-.6606206		.660621

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.9. – Teste de estabilidade – modelo 9

Eigenvalue		Modulus	
.9195025		.919502	
.8466251	+	.1556825i	.86082
.8466251	-	.1556825i	.86082
-.2704832	+	.7138044i	.763333
-.2704832	-	.7138044i	.763333
.5349805	+	.4715953i	.713166
.5349805	-	.4715953i	.713166
.6491331	+	.2709985i	.70343
.6491331	-	.2709985i	.70343
-.01397437	+	.6928757i	.693017
-.01397437	-	.6928757i	.693017
-.6280701	+	.1026708i	.636407
-.6280701	-	.1026708i	.636407
.2937235	+	.4759305i	.55927
.2937235	-	.4759305i	.55927
-.3355336	+	.428593i	.544311
-.3355336	-	.428593i	.544311
.3153299			.31533

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

Tabela C.10. – Teste de estabilidade – modelo 10

Eigenvalue		Modulus	
.9225139	+	.0389232i	.923335
.9225139	-	.0389232i	.923335
.8155176	+	.406517i	.911222
.8155176	-	.406517i	.911222
.8287603	+	.2449284i	.864195
.8287603	-	.2449284i	.864195
.6065735	+	.5713334i	.833279
.6065735	-	.5713334i	.833279
-.3825192	+	.7283898i	.822723
-.3825192	-	.7283898i	.822723
.4750103	+	.652258i	.806892
.4750103	-	.652258i	.806892
-.7947707			.794771
.05395758	+	.7795788i	.781444
.05395758	-	.7795788i	.781444
-.7355104	+	.2143266i	.766101
-.7355104	-	.2143266i	.766101
-.3115741	+	.6345795i	.706944
-.3115741	-	.6345795i	.706944
.3483131	+	.605468i	.698508
.3483131	-	.605468i	.698508
-.5563456	+	.3995426i	.684949
-.5563456	-	.3995426i	.684949
-.2640793	+	.5813949i	.638559
-.2640793	-	.5813949i	.638559
.493557			.493557
.09893984	+	.4667225i	.477094
.09893984	-	.4667225i	.477094

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Fonte: saída do programa stata.

D – SAÍDAS DOS VAR's

Tabela D.1. – Resultado do VAR (equação do PIB) – modelo 1

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cypib						
L1.	.4650896	.1565052	2.97	0.003	.1583452	.7718341
L2.	.1366471	.2030438	0.67	0.501	-.2613114	.5346056
L3.	.4989354	.1895803	2.63	0.008	.1273648	.8705061
L4.	-.1139314	.1732992	-0.66	0.511	-.4535915	.2257288
cyfbcf						
L1.	-.068312	.0498906	-1.37	0.171	-.1660959	.0294719
L2.	-.0076451	.0538228	-0.14	0.887	-.1131358	.0978456
L3.	-.0583302	.0510802	-1.14	0.253	-.1584455	.0417851
L4.	-.0136057	.0435553	-0.31	0.755	-.0989681	.0717567
cyht						
L1.	.1633393	.3290336	0.50	0.620	-.4815547	.8082333
L2.	-.7750318	.3479476	-2.23	0.026	-1.456996	-.0930671
L3.	-.0812503	.3611722	-0.22	0.822	-.7891349	.6266342
L4.	.641851	.2916537	2.20	0.028	.0702203	1.213482
cyrend						
L1.	.4420711	.1947151	2.27	0.023	.0604364	.8237057
L2.	-.5119706	.2453987	-2.09	0.037	-.9929432	-.030998
L3.	-1.033871	.2397218	-4.31	0.000	-1.503717	-.5640245
L4.	.2511941	.2401241	1.05	0.296	-.2194404	.7218287
cyi_real						
L1.	.0200625	.0081986	2.45	0.014	.0039936	.0361315
L2.	.0066029	.0106007	0.62	0.533	-.0141742	.0273799
L3.	-.0015103	.0100721	-0.15	0.881	-.0212512	.0182306
L4.	.0057714	.0075967	0.76	0.447	-.0091179	.0206607
cyi						
L1.	-.0096437	.0043298	-2.23	0.026	-.01813	-.0011575
L2.	.0048862	.0043426	1.13	0.261	-.0036251	.0133976
L3.	.0155662	.0040782	3.82	0.000	.007573	.0235593
L4.	-.0050381	.0028917	-1.74	0.081	-.0107057	.0006294
cyibov						
L1.	.0696314	.0574873	1.21	0.226	-.0430417	.1823045
L2.	.1198858	.0712059	1.68	0.092	-.0196753	.2594469
L3.	-.0351908	.0655582	-0.54	0.591	-.1636825	.0933009
L4.	.2086879	.0590871	3.53	0.000	.0928794	.3244965
cym1						
L1.	-.0528401	.0625757	-0.84	0.398	-.1754863	.0698061
L2.	.1051346	.1121441	0.94	0.349	-.1146638	.324933
L3.	.0281788	.1249765	0.23	0.822	-.2167707	.2731284
L4.	-.0278685	.0810324	-0.34	0.731	-.1866891	.1309521
_cons	.3167279	.2630731	1.20	0.229	-.1988859	.8323417
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cypib		33	2.7471	0.8812	437.6715	0.0000

Fonte: Saída do stata. Amostra: 1993q1 - 2007q3, obs = 59.

Tabela D.2. – Resultado do VAR (equação do PIB) – modelo 2

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cypib						
L1.	.4450386	.1103641	4.03	0.000	.2287289	.6613483
L2.	-.1062964	.1292055	-0.82	0.411	-.3595345	.1469417
L3.	.3174989	.1258441	2.52	0.012	.0708489	.5641489
L4.	-.0364003	.1255313	-0.29	0.772	-.2824372	.2096366
cyht						
L1.	-.2033456	.2777933	-0.73	0.464	-.7478105	.3411193
L2.	-.2066073	.3852524	-0.54	0.592	-.9616882	.5484736
L3.	-.266897	.378817	-0.70	0.481	-1.009365	.4755707
L4.	.6977495	.2435866	2.86	0.004	.2203285	1.17517
cyi						
L1.	-.0076666	.0027097	-2.83	0.005	-.0129775	-.0023557
L2.	-.0016514	.0028597	-0.58	0.564	-.0072563	.0039535
L3.	.0115915	.0026497	4.37	0.000	.0063982	.0167848
L4.	-.007588	.0027912	-2.72	0.007	-.0130587	-.0021174
cyibov						
L1.	.0356617	.0638855	0.56	0.577	-.0895516	.1608751
L2.	.1361041	.0750923	1.81	0.070	-.011074	.2832822
L3.	-.0804264	.0749259	-1.07	0.283	-.2272785	.0664258
L4.	.1392005	.060477	2.30	0.021	.0206678	.2577332
cyrend						
L1.	.6646864	.2222622	2.99	0.003	.2290605	1.100312
L2.	-.7142876	.2517404	-2.84	0.005	-1.20769	-.2208856
L3.	-.7203341	.2451945	-2.94	0.003	-1.200906	-.2397617
L4.	.471952	.2343318	2.01	0.044	.0126702	.9312338
_cons	.1464793	.3105421	0.47	0.637	-.4621721	.7551306
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cypib		21	2.86602	0.8110	253.2116	0.0000

Fonte: Saída do stata. Amostra: 1993q1 - 2007q3, obs. = 59.

Tabela D.3. – Resultado do VAR (equação do PIB) – modelo 3

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cypib						
L1.	.3486515	.1268144	2.75	0.006	.1000998	.5972033
L2.	-.1951096	.1196483	-1.63	0.103	-.4296159	.0393967
cyht						
L1.	-.2417881	.2708555	-0.89	0.372	-.7726551	.289079
L2.	-.1281374	.2587194	-0.50	0.620	-.635218	.3789433
cyi						
L1.	-.0076094	.0025346	-3.00	0.003	-.0125772	-.0026416
L2.	-.0070308	.0028351	-2.48	0.013	-.0125875	-.0014741
cyrend						
L1.	.6149031	.2588569	2.38	0.018	.1075529	1.122253
L2.	.0129059	.2536897	0.05	0.959	-.4843168	.5101287
_cons	-.1766615	.418342	-0.42	0.673	-.9965968	.6432738
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cypib		9	3.53127	0.6089	94.96454	0.0000

Fonte: Saída do stata. Amostra: 1992q3 - 2007q3, obs = 61.

Tabela D.4. – Resultado do VAR (equação do PIB) – modelo 4

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cypib						
L1.	.4076554	.1580095	2.58	0.010	.0979625	.7173482
L2.	-.1849289	.1574394	-1.17	0.240	-.4935044	.1236466
cyprodtv						
L1.	.1126952	.3341411	0.34	0.736	-.5422094	.7675998
L2.	-.3041004	.3265281	-0.93	0.352	-.9440836	.3358829
cym1						
L1.	.0765258	.1069142	0.72	0.474	-.1330223	.2860738
L2.	.1989465	.1090596	1.82	0.068	-.0148065	.4126995
_cons	.281498	.6387006	0.44	0.659	-.9703322	1.533328
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cypib		7	4.42194	0.5092	43.57703	0.0000

Fonte: Saída do stata. Amostra: 1992q3 - 2002q4, obs. = 42.

Tabela D.5. – Resultado do VAR (equação do juro nominal) – modelo 5

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cyi						
L1.	.6690138	.1348351	4.96	0.000	.404742	.9332857
L2.	-.0217892	.1410112	-0.15	0.877	-.298166	.2545876
cym1						
L1.	-7.785672	3.557831	-2.19	0.029	-14.75889	-.8124516
L2.	8.540086	3.704214	2.31	0.021	1.27996	15.80021
cyrend						
L1.	7.959699	13.27802	0.60	0.549	-18.06475	33.98414
L2.	-9.636542	14.32419	-0.67	0.501	-37.71145	18.43836
cyfbcf						
L1.	-3.318394	2.360282	-1.41	0.160	-7.944461	1.307673
L2.	8.464567	2.294134	3.69	0.000	3.968148	12.96099
_cons	10.95368	22.40323	0.49	0.625	-32.95585	54.86321
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyi		9	187.395	0.5643	78.99666	0.0000

Fonte: Saída do stata Amostra: 1992q3 - 2007q3, obs. = 61.

Tabela D.6. – Resultado do VAR (equação do rendimento médio real) – modelo 6

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interva]
cyrend						
L1.	.5135215	.1126261	4.56	0.000	.2927784	.7342646
L2.	.2352274	.1226794	1.92	0.055	-.0052198	.4756746
cym1						
L1.	-.1109085	.032729	-3.39	0.001	-.1750561	-.0467608
L2.	.1423404	.0342497	4.16	0.000	.0752121	.2094686
cyfbcf						
L1.	-.0139089	.0216586	-0.64	0.521	-.056359	.0285411
L2.	.0550047	.0211955	2.60	0.009	.0134622	.0965472
cyht						
L1.	.3629718	.1378984	2.63	0.008	.0926958	.6332477
L2.	-.2868984	.1319191	-2.17	0.030	-.5454551	-.0283417
_cons	.185455	.2111933	0.88	0.380	-.2284763	.5993863
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyrend		9	1.77257	0.5775	83.38777	0.0000

Fonte: Saída do programa stata. Amostra: 1992q3 - 2007q3. Obs. = 61.

Tabela D.7. – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – modelo 7

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
cyht						
L1.	1.106899	.1127582	9.82	0.000	.8858965	1.327901
L2.	-.3836309	.107869	-3.56	0.000	-.5950502	-.1722116
cym1						
L1.	.0251455	.0267622	0.94	0.347	-.0273074	.0775984
L2.	-.05736	.0280057	-2.05	0.041	-.1122502	-.0024699
cyrend						
L1.	-.2255436	.0920933	-2.45	0.014	-.4060431	-.0450442
L2.	.1301463	.1003138	1.30	0.194	-.0664651	.3267576
cyfbcf						
L1.	-.0188678	.01771	-1.07	0.287	-.0535788	.0158432
L2.	-.0007037	.0173314	-0.04	0.968	-.0346726	.0332652
_cons	.017152	.1726907	0.10	0.921	-.3213156	.3556196
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyht		9	1.44942	0.7724	206.9856	0.0000

Fonte: Saída do stata. Amostra: 1992q3 - 2007q3. Obs = 61.

Tabela D.8. – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – modelo 8

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
cyht						
L1.	1.216239	.1918227	6.34	0.000	.8402732	1.592204
L2.	-.5071765	.3153763	-1.61	0.108	-1.125303	.1109498
L3.	.2498061	.30317	0.82	0.410	-.3443962	.8440084
L4.	-.1466659	.1815938	-0.81	0.419	-.5025832	.2092514
cyprodtv						
L1.	.4088948	.1661062	2.46	0.014	.0833327	.734457
L2.	-.62833	.2162447	-2.91	0.004	-1.052162	-.2044983
L3.	.3176104	.2222678	1.43	0.153	-.1180265	.7532474
L4.	-.2639958	.1392446	-1.90	0.058	-.5369101	.0089186
_cons	.0977631	.2096221	0.47	0.641	-.3130886	.5086148
Equation		Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyht		9	1.49248	0.8411	211.6547	0.0000

Fonte: Saída stata. Amostra: 1993q1 - 2002q4. Obs. = 40.

Tabela D.9. – Resultado do VAR (equação das horas trabalhadas) – modelo 9

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
cyht					
L1.	.6855214	.1301893	5.27	0.000	.4303551 .9406876
L2.	-.2657121	.1446374	-1.84	0.066	-.5491961 .0177719
L3.	.3172853	.1041837	3.05	0.002	.1130891 .5214816
cyfbcf					
L1.	.0174514	.0143822	1.21	0.225	-.0107372 .0456399
L2.	-.0270351	.0154669	-1.75	0.080	-.0573496 .0032793
L3.	-.0248556	.014408	-1.73	0.085	-.0530947 .0033835
cyi_real					
L1.	-.0136649	.0021921	-6.23	0.000	-.0179615 -.0093684
L2.	-.0034326	.0032381	-1.06	0.289	-.0097792 .0029139
L3.	-.0079104	.0029949	-2.64	0.008	-.0137803 -.0020405
d_eleicao					
L1.	-1.555407	.7945557	-1.96	0.050	-3.112708 .0018932
L2.	.2894851	1.03589	0.28	0.780	-1.740821 2.319792
L3.	-1.178393	.8478079	-1.39	0.165	-2.840066 .4832797
d_cambio					
L1.	4.580171	1.981352	2.31	0.021	.6967926 8.463549
L2.	-4.163043	2.88331	-1.44	0.149	-9.814226 1.488139
L3.	.2057899	1.790525	0.11	0.908	-3.303575 3.715155
d_choqx1					
L1.	7.024151	1.786748	3.93	0.000	3.52219 10.52611
L2.	-6.338372	2.642044	-2.40	0.016	-11.51668 -1.160061
L3.	-.8937242	1.7269	-0.52	0.605	-4.278385 2.490937
_cons	-.1319645	.3523246	-0.37	0.708	-.8225081 .558579
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyht	19	1.18506	0.8792	436.5089	0.0000

Fonte: Saída do programa stata. Amostra: 1992q4 - 2007q3. Obs. = 60.

Tabela D.10. – Resultado do VAR (equação da formação de capital) – modelo 10

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
cyfbcf					
L1.	-.0553547	.1263847	-0.44	0.661	-.3030641 .1923546
L2.	.1369676	.1304023	1.05	0.294	-.1186163 .3925514
L3.	.0449878	.1258912	0.36	0.721	-.2017544 .2917301
L4.	.2123715	.1274056	1.67	0.096	-.0373339 .4620819
cyi					
L1.	-.0301361	.0115324	-2.61	0.009	-.0527391 -.0075331
L2.	.0132172	.0176622	0.75	0.454	-.0214001 .0478345
L3.	.0257277	.0165728	1.55	0.121	-.0067543 .0582098
L4.	-.0344076	.0124715	-2.76	0.006	-.0588514 -.0099639
cyrend					
L1.	2.123854	.7948565	2.67	0.008	.5659638 3.681744
L2.	-.9938004	.8190867	-1.21	0.225	-2.599181 .6115801
L3.	-2.259481	.8731534	-2.59	0.010	-3.97083 -.5481314
L4.	2.48895	.7005181	3.55	0.000	1.11596 3.86194
cyi_real					
L1.	.0264777	.0295852	0.89	0.371	-.0315082 .0844637
L2.	-.0213529	.0341258	-0.63	0.532	-.0882383 .0455326
L3.	.0358344	.0293088	1.22	0.221	-.0216098 .0932786
L4.	-.0296855	.0264761	-1.12	0.262	-.0815777 .0222067
d_eleicao					
L1.	-14.37179	6.347114	-2.26	0.024	-26.8119 -1.931677
L2.	-5.188254	7.82699	-0.66	0.507	-20.52887 10.15236
L3.	.2104821	7.765199	0.03	0.978	-15.00903 15.42999
L4.	9.323779	7.110654	1.31	0.190	-4.612847 23.26041
d_cambio					
L1.	-21.66688	24.90294	-0.87	0.384	-70.47574 27.14198
L2.	32.77312	32.19837	1.02	0.309	-30.33452 95.88076
L3.	-41.98789	28.49233	-1.47	0.141	-97.83182 13.85604
L4.	26.52858	14.43005	1.84	0.066	-1.753798 54.81097
d_choqx1					
L1.	-21.4235	24.44751	-0.88	0.381	-69.33974 26.49275
L2.	49.92474	30.99885	1.61	0.107	-10.8319 110.6814
L3.	-72.64975	26.9167	-2.70	0.007	-125.4055 -19.89399
L4.	31.86805	13.78452	2.31	0.021	4.850882 58.88521
_cons	7.86957	5.483296	1.44	0.151	-2.877492 18.61663
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
cyfbcf	29	9.5989	0.6129	93.40624	0.0000

Fonte: Saída do programa stata. Amostra: 1993q1 - 2007q3. Obs. = 59.

E – RESULTADOS dos Impulsos Respostas Completos

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

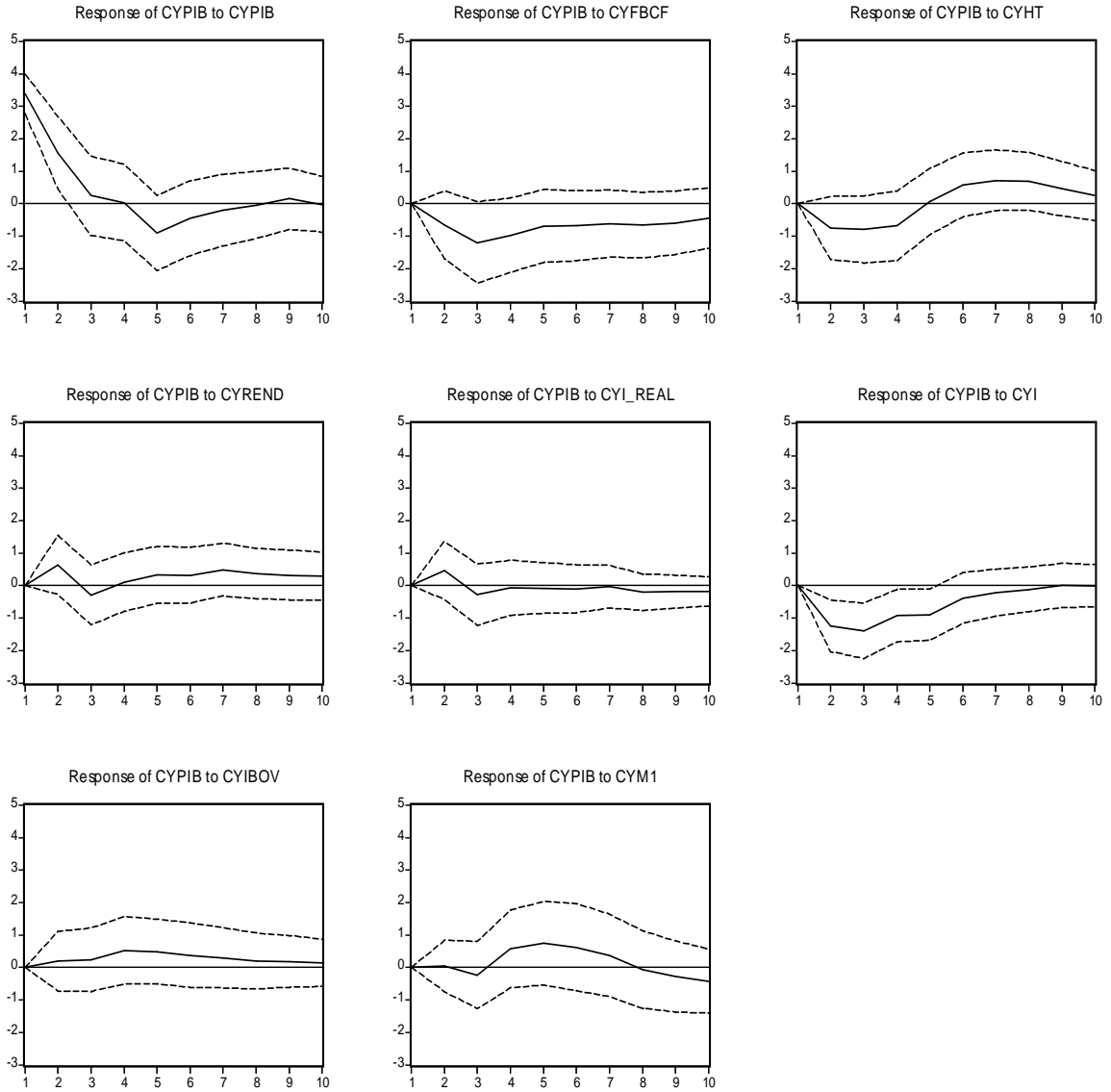


Figura E.1. - Impulso Resposta – Modelo 1

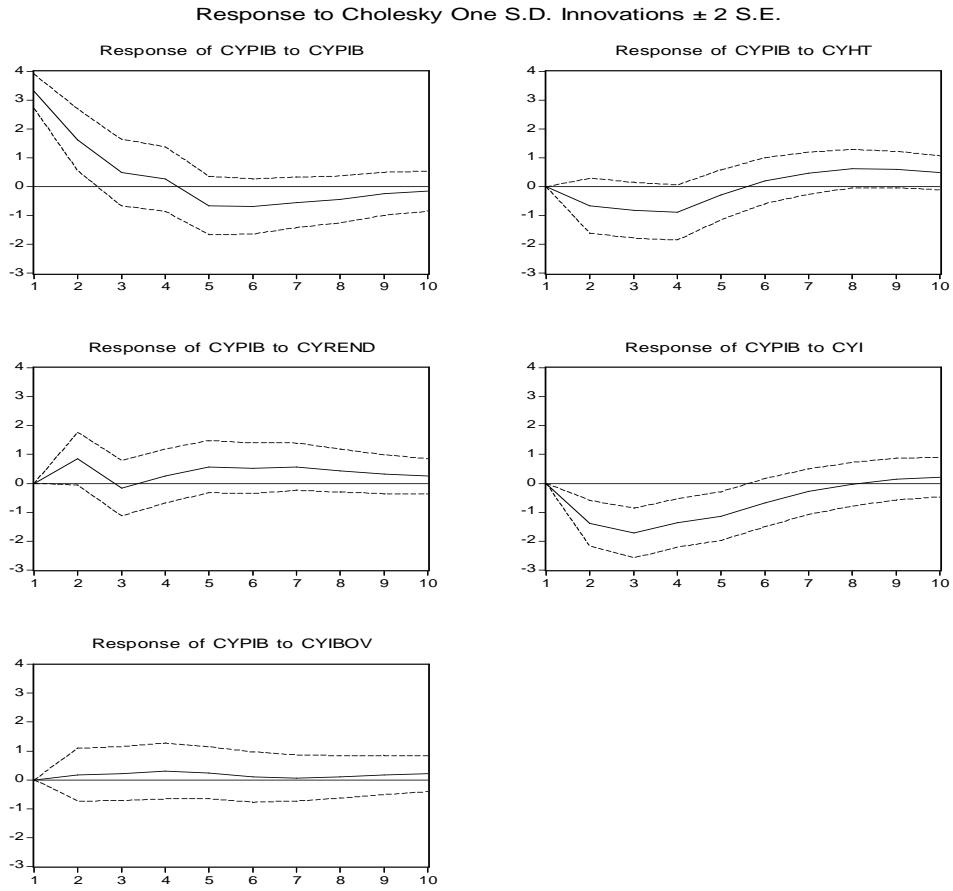


Figura E.2. - Impulso Resposta – Modelo 2

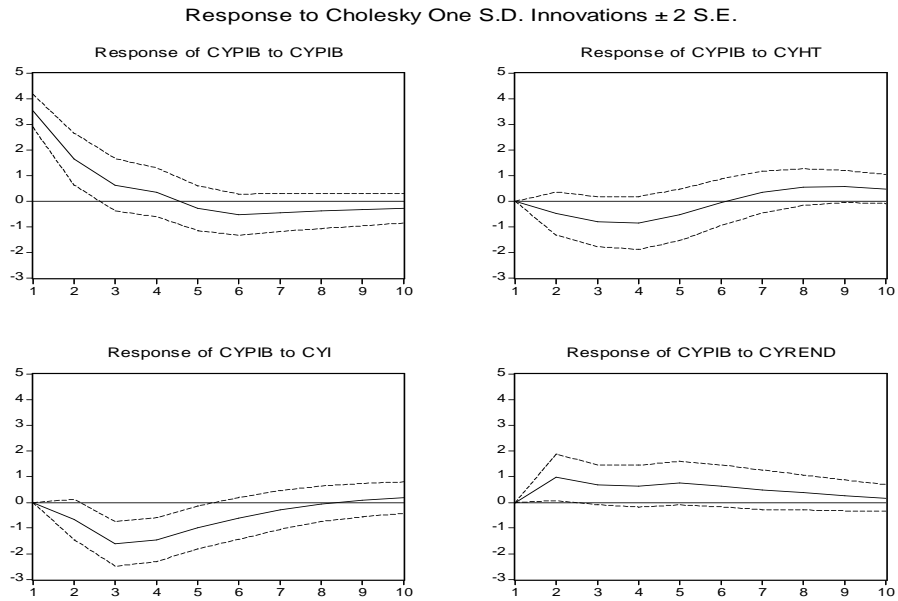


Figura E.3. - Impulso Resposta – Modelo 3

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

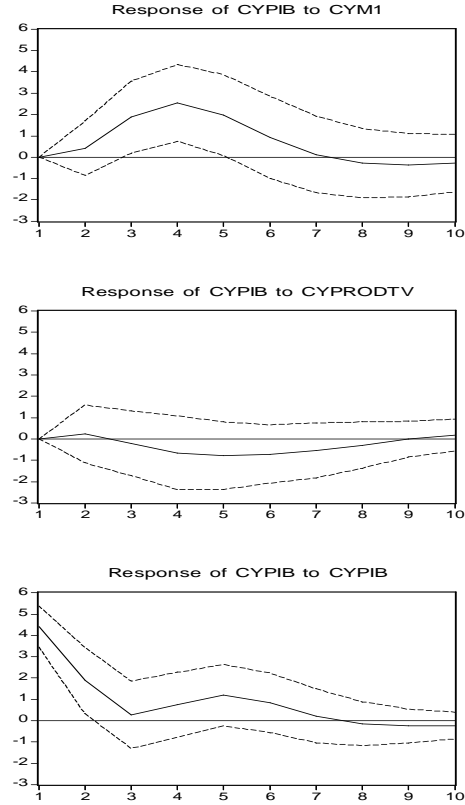


Figura E.4. - Impulso Resposta – Modelo 4

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

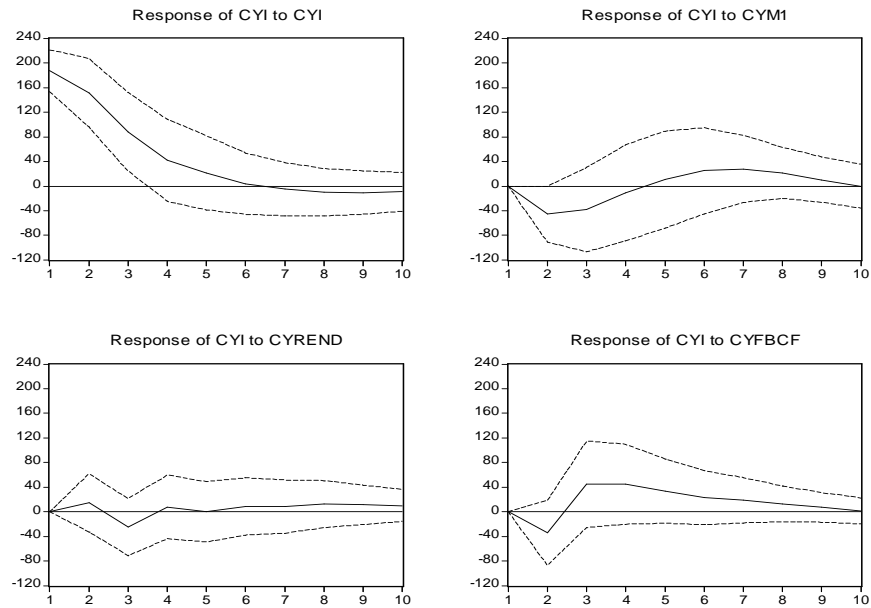


Figura E.5. - Impulso Resposta – Modelo 5

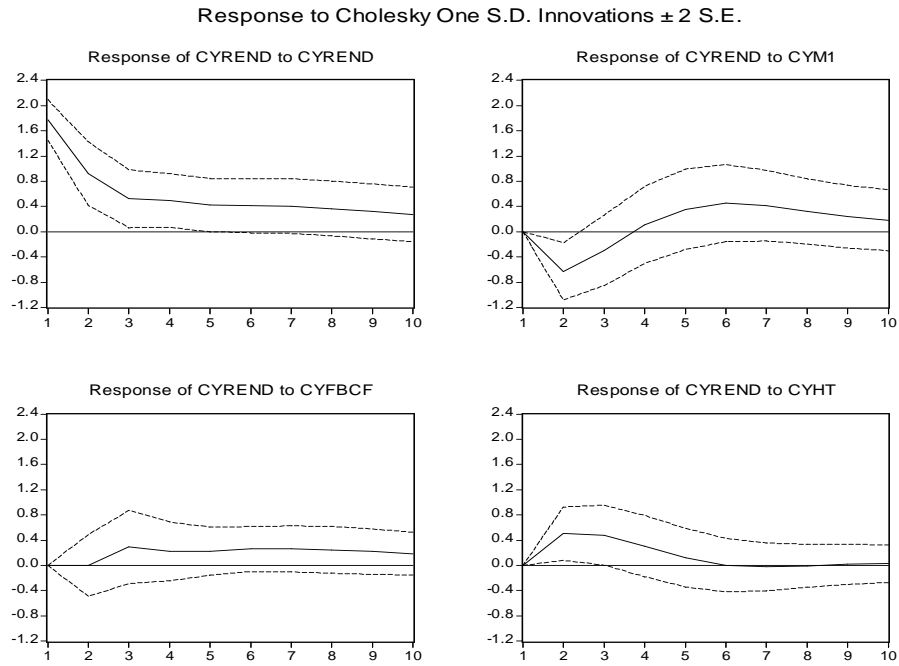


Figura E.6. - Impulso Resposta – Modelo 6

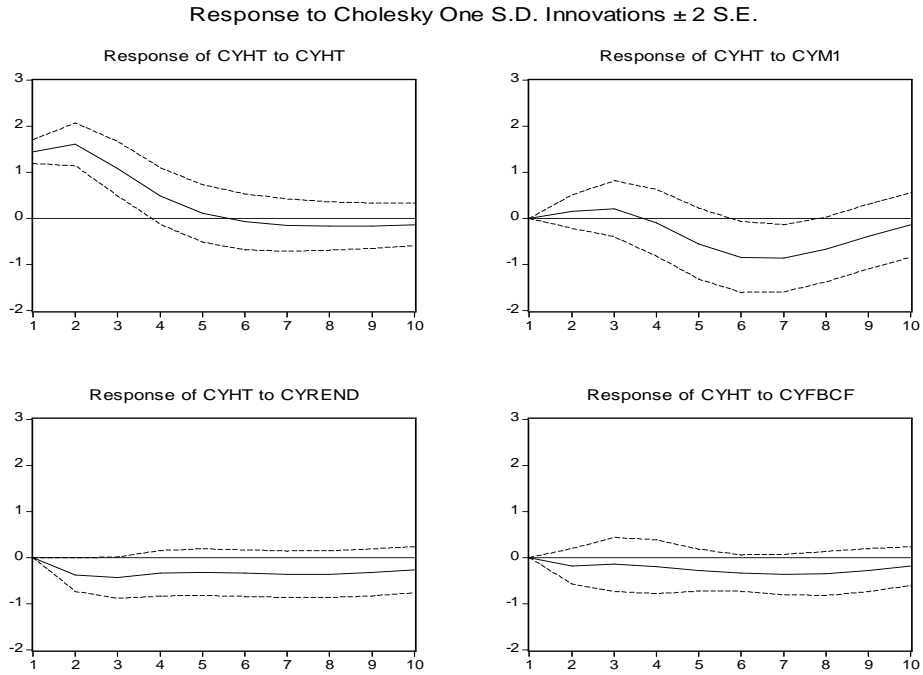


Figura E.7. - Impulso Resposta – Modelo 7

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

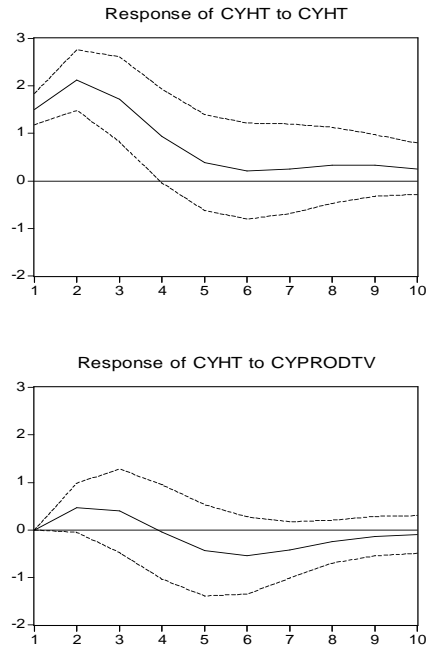
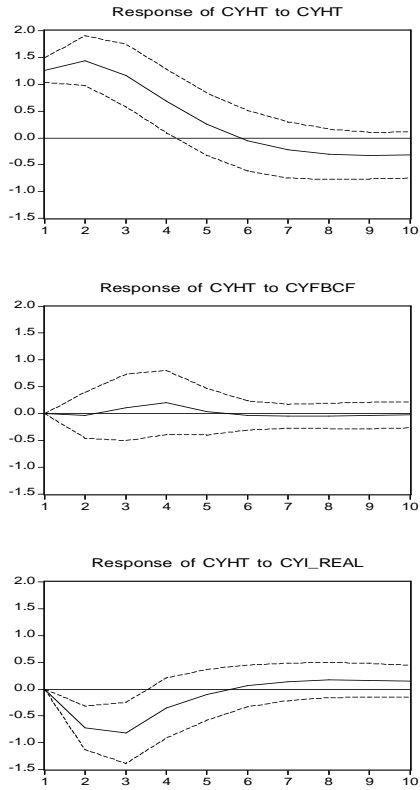


Figura E.8. - Impulso Resposta – Modelo 8

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

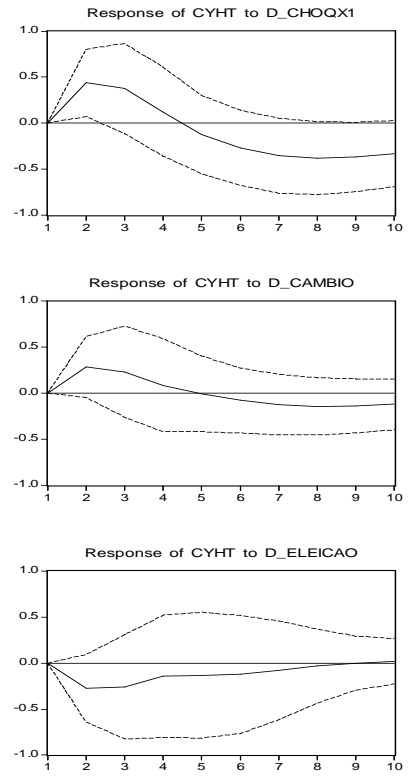
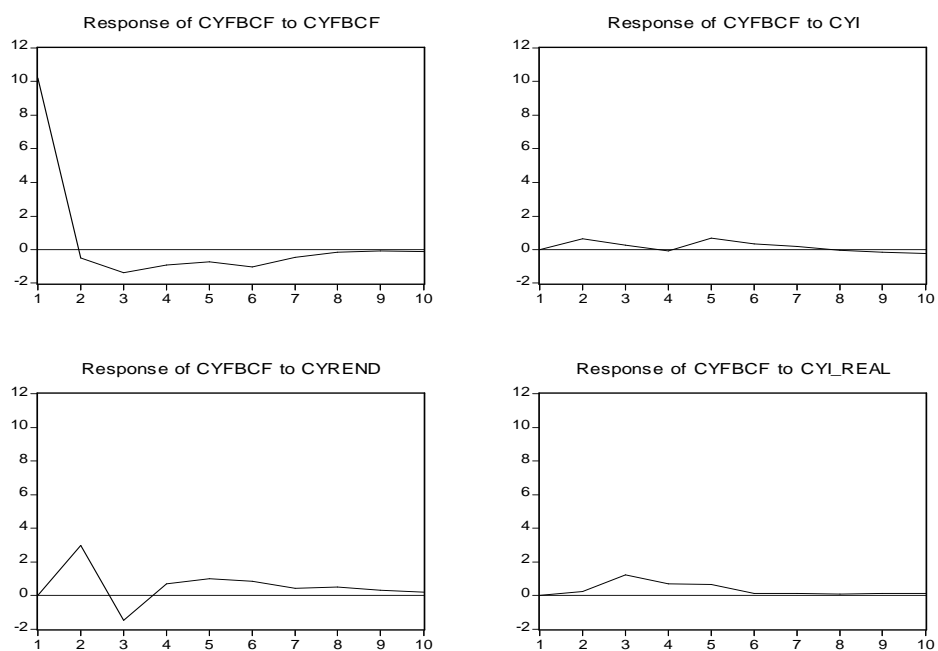


Figura E.9. - Impulso Resposta – Modelo 9

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Response to Cholesky One S.D. Innovations

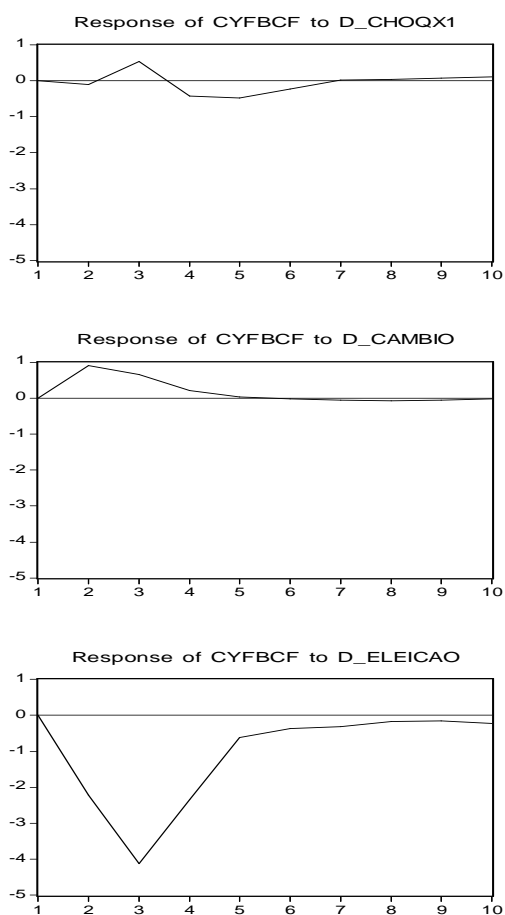


Figura E.10. - Impulso Resposta – Modelo 10

F – SAÍDAS DOS TESTES DE EXOGENEIDADE

Tabela F.1. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 4

Source	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	43	
Model	60.244157	1	60.244157	F(1, 41) =	3.42	
Residual	721.185499	41	17.5898902	Prob > F =	0.0714	
-----+-----				R-squared =	0.0771	
Total	781.429656	42	18.605468	Adj R-squared =	0.0546	
				Root MSE =	4.194	

u4	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
e4	.2041079	.1102894	1.85	0.071	-.0186261	.4268419
_cons	-.1586818	.6408034	-0.25	0.806	-1.452811	1.135447

Fonte: saída do programa stata. Elaboração própria.

Tabela F.2. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 5

Source	SS	df	MS			
-----+-----				Number of obs =	61	
Model	24.0551428	1	24.0551428	F(1, 59) =	1.69	
Residual	841.429933	59	14.2615243	Prob > F =	0.1991	
-----+-----				R-squared =	0.0278	
Total	865.485075	60	14.4247513	Adj R-squared =	0.0113	
				Root MSE =	3.7764	

u5	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
e5	.1049419	.0808031	1.30	0.199	-.0567447	.2666286
_cons	2.36e-08	.483524	0.00	1.000	-.9675293	.9675294

Fonte: saída do programa stata. Elaboração própria.

Tabela F.3. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 6

Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	.588044188	1	.588044188	F(1, 59) =	0.21	
Residual	162.796807	59	2.75926792	Prob > F =	0.6460	
Total	163.384851	60	2.72308086	R-squared =	0.0036	
				Adj R-squared =	-0.0133	
				Root MSE =	1.6611	

u6	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
e6	-.0164078	.035542	-0.46	0.646	-.0875272	.0547116
_cons	-4.09e-09	.2126826	-0.00	1.000	-.425577	.425577

Fonte: saída do programa stata. Elaboração própria.

Tabela F.4. – Teste de exogeneidade da moeda – modelo 7

Source	SS	df	MS	Number of obs = 61		
Model	.637146919	1	.637146919	F(1, 59) =	0.35	
Residual	108.604812	59	1.84075953	Prob > F =	0.5586	
Total	109.241959	60	1.82069932	R-squared =	0.0058	
				Adj R-squared =	-0.0110	
				Root MSE =	1.3567	

u7	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
e7	.0170791	.0290298	0.59	0.559	-.0410093	.0751675
_cons	2.72e-09	.1737135	0.00	1.000	-.3475999	.3475999

Fonte: saída do programa stata. Elaboração própria.

Tabela F.5. – Teste de exogeneidade da produtividade – modelo 8

Source	SS	df	MS	Number of obs =	41
Model	.096465457	1	.096465457	F(1, 39) =	0.05
Residual	82.7910113	39	2.12284644	Prob > F =	0.8323
Total	82.8874767	40	2.07218692	R-squared =	0.0012
				Adj R-squared =	-0.0244
				Root MSE =	1.457

u8	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
e8	.0089737	.0420965	0.21	0.832	-.0761744 .0941219
_cons	-.0778371	.2275451	-0.34	0.734	-.5380906 .3824163

Fonte: saída do programa stata. Elaboração própria.

G – SAÍDAS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

G.1. Teste de causalidade de granger - modelo 4

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cypib	cyprodtv	.98839	2	0.610
cypib	cym1	10.657	2	0.005
cypib	ALL	11.684	4	0.020
cyprodtv	cypib	5.5893	2	0.061
cyprodtv	cym1	5.4663	2	0.065
cyprodtv	ALL	10.534	4	0.032
cym1	cypib	3.9295	2	0.140
cym1	cyprodtv	1.7536	2	0.416
cym1	ALL	5.7808	4	0.216

Fonte: Saída do programa stata. Elaboração própria.

G.2. Teste de causalidade de granger - modelo 5

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cypib	cym1	1.5265	2	0.466
cypib	cyrend	.56244	2	0.755
cypib	cyfbcf	.48888	2	0.783
cypib	ALL	5.0151	6	0.542
cym1	cypib	2.7065	2	0.258
cym1	cyrend	.94213	2	0.624
cym1	cyfbcf	2.5951	2	0.273
cym1	ALL	14.58	6	0.024
cyrend	cypib	5.4096	2	0.067
cyrend	cym1	8.8234	2	0.012
cyrend	cyfbcf	.49157	2	0.782
cyrend	ALL	19.286	6	0.004
cyfbcf	cypib	3.2552	2	0.196
cyfbcf	cym1	.80899	2	0.667
cyfbcf	cyrend	10.326	2	0.006
cyfbcf	ALL	15.341	6	0.018

Fonte: Saída do programa stata. Elaboração própria.

G.3. Teste de causalidade de granger - modelo 6

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cyrend	cym1	17.272	2	0.000
cyrend	cyfbcf	6.9192	2	0.031
cyrend	cyht	6.9301	2	0.031
cyrend	ALL	21.124	6	0.002
cym1	cyrend	2.3172	2	0.314
cym1	cyfbcf	9.9774	2	0.007
cym1	cyht	1.4564	2	0.483
cym1	ALL	13.096	6	0.042
cyfbcf	cyrend	9.6727	2	0.008
cyfbcf	cym1	1.1943	2	0.550
cyfbcf	cyht	2.3095	2	0.315
cyfbcf	ALL	14.217	6	0.027
cyht	cyrend	6.2266	2	0.044
cyht	cym1	5.7999	2	0.055
cyht	cyfbcf	1.1516	2	0.562
cyht	ALL	14.176	6	0.028

Fonte: Saída do programa stata. Elaboração própria.

G.4. Teste de causalidade de granger - modelo 7

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cyht	cym1	5.7999	2	0.055
cyht	cyrend	6.2266	2	0.044
cyht	cyfbcf	1.1516	2	0.562
cyht	ALL	14.176	6	0.028
cym1	cyht	1.4564	2	0.483
cym1	cyrend	2.3172	2	0.314
cym1	cyfbcf	9.9774	2	0.007
cym1	ALL	13.096	6	0.042
cyrend	cyht	6.9301	2	0.031
cyrend	cym1	17.272	2	0.000
cyrend	cyfbcf	6.9192	2	0.031
cyrend	ALL	21.124	6	0.002
cyfbcf	cyht	2.3095	2	0.315
cyfbcf	cym1	1.1943	2	0.550
cyfbcf	cyrend	9.6727	2	0.008
cyfbcf	ALL	14.217	6	0.027

Fonte: Saída do programa stata. Elaboração própria.

G.5. Teste de causalidade de granger - modelo 8

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
cyht	cyprodtv	12.066	4	0.017
cyht	ALL	12.066	4	0.017
cyprodtv	cyht	17.477	4	0.002
cyprodtv	ALL	17.477	4	0.002

Fonte: Saída do programa stata. Elaboração própria.