

REISOLI BENDER FILHO

**CHOQUES MONETÁRIOS E TECNOLÓGICOS E AS FLUTUAÇÕES
CÍCLICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2011

Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV

T

B458c
2011

Bender Filho, Reisoli, 1980-

Choques monetários e tecnológicos e as flutuações cíclicas
na economia brasileira / Reisoli Bender Filho. – Viçosa, MG,
2011.

xxii, 161f.: il.; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 123-134.

1. Economia – Brasil. 2. Negócios. 3. Crescimento
econômico. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

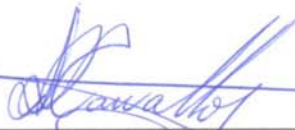

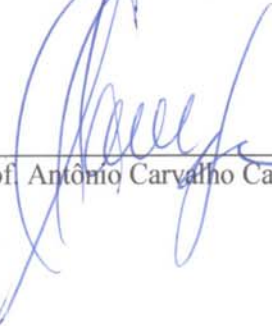


CDD 22.ed. 330.981

REISOLI BENDER FILHO

**CHOQUES MONETÁRIOS E TECNOLÓGICOS E AS FLUTUAÇÕES
CÍCLICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 12 de abril de 2011.

 _____ Prof. Luciano Dias de Carvalho	 _____ Prof. José Angelo Costa do Amor Divino
 _____ Prof. Antônio Carvalho Campos	 _____ Prof. Leonardo Bornacki de Mattos (Coorientador)
 _____ Prof. Wilson da Cruz Vieira (Orientador)	

Dedico especialmente à Leonilda, mãe inigualável, e à Reisoli (in memoriam), pai, que, apesar de longe, sempre muito presente. À Renata, irmã compreensiva e preocupada. À Ana Francisca, namorada, noiva, amiga, pessoa difícil de caracterizar em tão poucas palavras.

AGRADECIMENTOS

A obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada é somente uma parte de um sonho que passou a se tornar realidade quando pessoas especiais confiaram e compartilharam deste sonho. No entanto, de lá até aqui foram anos de muitas dificuldades, desafios e obstáculos, mas sempre tive o apoio irrestrito e incondicional dessas pessoas, às quais quero registrar aqui meu profundo agradecimento.

Primeiramente, nada teria sido possível se não tivesse a certeza de que Deus, em todos os momentos, me abençoou com saúde, fé e esperança e também me guiou no caminho da bondade e da honestidade;

à minha mãe Leonilda, pelos ensinamentos e, principalmente, pelo exemplo de dedicação, perseverança e bondade. Mãe de coração puro e amável, porém, sempre justa, íntegra e serena;

ao meu pai Reisoli (*in memoriam*) que, onde quer que estivesse, certamente estava olhando por mim e sendo minha luz nos momentos de dificuldades e fraquezas;

à minha irmã Renata, prestativa, incentivadora e amorosa;

à minha querida e amada noiva, namorada e amiga Ana Francisca, que acompanhou esta caminhada em todos os momentos. Sofreu, chorou, sorriu, mas nunca deixou de acreditar, de compreender e de incentivar;

à minha avó Alvorina, pelo carinho e preocupação;

à Irene e Alceu, pela amizade, apoio e carinho;

aos colegas e amigos de curso Airton Lopes Amorim, Daniel Arruda Coronel, Cláudia Maria Sonáglio, Filipe de Moraes Pessoa e Paulo Roberto Scalco, pela convivência, amizade e companheirismo, tanto nos momentos de alegrias quanto nos de dificuldades. Agradeço também a amiga Camila Brufao, pela colaboração na formatação do trabalho;

ao professor e orientador Wilson, pela confiança e compreensão. Estendo também esse agradecimento aos demais professores, em especial ao professor Luciano e

ao professor José Angelo, pelas contribuições e sugestões necessárias para o aprimoramento deste trabalho;

à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela bolsa de doutorado, sem a qual não teria condições de realizá-lo.

BIOGRAFIA

REISOLI BENDER FILHO, filho de Leonilda Ivone da Silva Bender e Reisoli Afonso Bender, nasceu em 31 de outubro de 1980, na cidade de Arroio do Tigre, RS.

Iniciou seus estudos na Escola Estadual de Primeiro Grau Juraci Ferreira, hoje Escola Estadual de Primeiro e Segundo Graus Arroio do Tigre. Em 1996, começou o segundo grau na Escola Estadual de Primeiro e Segundo Graus Arroio do Tigre, concluindo o Ensino Médio em dezembro de 1998.

Em janeiro de 1999, aos 19 anos, foi aprovado no vestibular para Ciências Econômicas na Universidade de Santa Cruz do Sul (UNISC). Formou-se em Ciências Econômicas, em 14 de fevereiro de 2004.

Em dezembro de 2004, foi aprovado, em nível de Mestrado, no Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS), onde iniciou o curso em abril de 2005 e onde sua dissertação foi defendida no dia 23 de dezembro de 2006.

Em julho de 2007, recebeu o Prêmio Edward Schuh – Menção Honrosa, de melhor dissertação em Economia Rural, no XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER). Em fevereiro de 2007, iniciou na docência, no curso de Economia do Centro Universitário Franciscano (UNIFRA), em Santa Maria, RS.

Em dezembro de 2007, foi aprovado, em nível de doutorado, no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV). Em março de 2008, ingressou no Doutorado em Economia Aplicada da UFV. Em agosto de 2009, retornou à atividade docente no curso de Economia do Centro Universitário Franciscano (UNIFRA), em Santa Maria, RS. No dia 12 de abril de 2011, submeteu-se à defesa de tese.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	x
LISTA DE QUADROS	xii
LISTA DE SÍMBOLOS.....	xiii
LISTA DE TABELAS	xv
RESUMO.....	xix
ABSTRACT.....	xxi
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS.....	1
1.2 O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA.....	4
1.3 HIPÓTESE.....	7
1.4 OBJETIVOS	7
1.4.1 Objetivo geral.....	7
1.4.2 Objetivos específicos.....	7
1.5 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO.....	8
2. MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MONETÁRIAS E OS CICLOS NA ECONOMIA BRASILEIRA	9
2.1 AS MUDANÇAS TECNOLÓGICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA.....	9
2.2 A POLÍTICA MONETÁRIA E SUA TRAJETÓRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA	14

2.3 FATOS ESTILIZADOS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS DA ECONOMIA BRASILEIRA	22
3. ABORDAGENS TEÓRICAS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS	35
3.1 ASPECTOS CENTRAIS DA TEORIA DOS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS	35
3.2 EFEITOS DE UM CHOQUE TECNOLÓGICO POSITIVO.....	40
3.3 A MOEDA E OS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS	43
3.3.1 A estrutura de um modelo de ciclos de negócios com inclusão da moeda	45
4. METODOLOGIA	50
4.1 O MODELO <i>MONEY-IN-THE-UTILITY FUNCTION</i> (MIU)	50
4.1.1 População e preferências	50
4.1.2 Tecnologia	52
4.1.3 Definição do equilíbrio.....	53
4.1.4 O estado estacionário	57
4.2 CHOQUES	60
4.2.1 Choques tecnológicos.....	60
4.2.2 Choques monetários	61
4.3 VARIÁVEIS E DADOS	62
4.4 CALIBRAÇÃO E VALORES DOS PARÂMETROS	63
4.5 MÉTODO DE FILTRAGEM	73
4.6 SIMULAÇÕES	75
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	77
5.1 VALORES DO ESTADO ESTACIONÁRIO E RESULTADOS DA ECONOMIA ARTIFICIAL.....	77
5.1.1 Resultados da economia artificial	80
5.1.2 Choques tecnológicos e funções impulso-resposta	89
5.2 MUDANÇAS NOS CICLOS DE NEGÓCIOS ASSOCIADAS À INCLUSÃO DE CHOQUES MONETÁRIOS	95
5.3 A SENSIBILIDADE DAS PROPRIEDADES CÍCLICAS AOS DIFERENTES NÍVEIS DE CHOQUES MONETÁRIOS	107
5.4 OS CICLOS DE NEGÓCIOS DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS-REAL	113
CONCLUSÕES	119
REFERÊNCIAS.....	123
ANEXOS	135

ANEXO A.....	136
ANEXO B.....	140
ANEXO C.....	143
ANEXO D.....	148
ANEXO E.....	151
ANEXO F.....	153
ANEXO G.....	155
ANEXO H.....	156
ANEXO I.....	159

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Variação do produto real e da produtividade total dos fatores na economia brasileira entre 1980 e 2009, em % ao ano.	10
Figura 2 – Variação do produto real e variação da oferta monetária real, no conceito M2, na economia brasileira entre 1980 e 2009, em % ao ano.	15
Figura 3 - Ciclos do produto e do consumo na economia brasileira entre 1980 e 2009....	26
Figura 4 - Ciclos do produto e do investimento na economia brasileira entre 1980 e 2009.	27
Figura 5 - Ciclos do produto e das horas trabalhadas na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	28
Figura 6 - Ciclos do produto e dos saldos monetários reais na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	29
Figura 7 - Ciclos do produto e dos juros nominais na economia brasileira entre 1980 e 2009.	31
Figura 8 - Ciclos do produto e da taxa de inflação na economia brasileira entre 1980 e 2009.	32
Figura 9 - Ciclos do produto e dos juros reais na economia brasileira entre 1980 e 2009.	33
Figura 10 - Efeito de um choque tecnológico positivo em um modelo de ciclos reais de negócios sobre produto e emprego.	41

Figura 11 - Volatilidade do produto agregado na economia brasileira e nas economias artificiais, no período entre 1980 e 2009 (medida pelo desvio padrão).....	88
Figura 12 - Correlações do produto agregado na economia brasileira e nas economias artificiais, no período entre 1980 e 2009.	88
Figura 13 - Impulso-resposta das variáveis reais para um choque tecnológico quando $(b - \Phi) > 0$, no período entre 1980 e 2009.	90
Figura 14 - Impulso-resposta das variáveis nominais para um choque tecnológico, no período entre 1980 e 2009.	92
Figura E1 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,3969.....	151
Figura E2 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,5969.....	152
Figura E3 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,7969.....	152
Figura F1 - Participação do investimento no produto agregado e da taxa de inflação entre 1980 e 1994, em % ao ano.....	153
Figura F2 - Participação do investimento no produto agregado e da taxa de inflação entre 1995 e 2009, em %.....	154

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Parâmetros do modelo <i>money-in-the-utility function</i>	63
Quadro 2 - Simulações realizadas.....	76

LISTA DE SÍMBOLOS

y - produto

c - consumo

i - investimento

h - horas trabalhadas

m - saldo monetário real

j - taxa nominal de juros

r - taxa real de juros

π - taxa de inflação

M - estoque nominal de moeda

P - medida do nível geral de preços

N - tamanho da população

l - tempo disponível para o lazer

E - operador de expectativa

β - taxa de desconto intertemporal

w - salários

α - parcela do capital no total da renda

k - estoque de capital fixo

z - distúrbio exógeno que segue um processo de tecnologia estocástico

ρ - coeficiente autoregressivo para o processo de produtividade

\bar{u} - taxa de crescimento monetário constante no estado estacionário

C - bem de consumo composto
 Φ - inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo
 η - inverso da elasticidade da oferta de trabalho
 Ψ - preferência por lazer
 a - elasticidade consumo da demanda de moeda
 b - inverso da elasticidade juros da demanda de moeda
 δ - taxa de depreciação do capital físico
 ω_t - riqueza real financeira do agente
 τ_t - transferência real recebida do governo
 d_t - manutenção de títulos
 R_t - produto marginal do capital líquido da depreciação
 Θ - taxa de crescimento médio do estoque nominal de moeda
 y^{SS} - produto no estado estacionário
 c^{SS} - consumo no estado estacionário
 k^{SS} - estoque de capital no estado estacionário
 h^{SS} - horas trabalhadas no estado estacionário
 Θ^{SS} - taxa de crescimento médio de longo prazo da oferta nominal de moeda no estado estacionário
 u_t - desvio da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda de seu valor médio
 γ - coeficiente autoregressivo para o crescimento monetário
 ϕ - coeficiente do choque de produtividade sobre o crescimento monetário
 σ_ε - inovação da produtividade
 σ_ϕ - inovação da taxa de crescimento monetário
 s - quantidade de trabalho ofertado
 g_t - componente de crescimento
 ζ_t - componente cíclico
 T - tamanho da amostra
 λ - parâmetro de suavidade

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Fatos estilizados da economia brasileira entre 1980 e 2009.....	23
Tabela 2 - Fatos estilizados da economia brasileira entre os períodos de 1980 – 1994 e 1995 – 2009.	25
Tabela 3 - Valores dos parâmetros do modelo <i>money-in-the-utility function</i> para a economia brasileira, no período entre 1980 e 2009.	64
Tabela 4 - Estimação da demanda monetária para a economia brasileira para o período entre 1980 e 2009.....	66
Tabela 5 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira para o período entre 1982 e 2009.....	69
Tabela 6 - Estimação do processo de persistência da produtividade.....	71
Tabela 7 - Estimação do processo de persistência do crescimento monetário na economia brasileira no período entre 1980 e 2009.	72
Tabela 8 - Especificações para o crescimento monetário.....	73
Tabela 9 - Valores no estado estacionário dos parâmetros da economia artificial para o período entre 1980 e 2009.	78
Tabela 10 - Economia artificial padrão com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo decrescente ($b - \Phi > 0$), para o período entre 1980 e 2009.	82

Tabela 11 - Economia artificial simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo crescente ($b - \Phi < 0$), para o período entre 1980 e 2009.	85
Tabela 12 - Economia artificial simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo constante ($b - \Phi = 0$), para o período entre 1980 e 2009.	87
Tabela 13 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – no período entre 1980 e 2009.	97
Tabela 14 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo positivamente aos choques de produtividade no período entre 1980 e 2009.	101
Tabela 15 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo negativamente aos choques de produtividade no período entre 1980 e 2009.	104
Tabela 16 - Economia monetária com choque tecnológico e crescimento monetário estocástico e com diferentes níveis de persistência na taxa de crescimento da oferta monetária no período entre 1980 e 2009.	109
Tabela 17 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo negativamente aos choques de produtividade no período entre 1995 e 2009.	115
Tabela A1 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.	136
Tabela A1.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.	137
Tabela A1.2 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.	137
Tabela A1.3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.	137
Tabela A2 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009.	138
Tabela A2.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.	138
Tabela A2.2 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009.	138

Tabela A2.3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009.....	139
Tabela A3 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	139
Tabela A3. 1 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.	139
Tabela A4 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	139
Tabela A4. 1 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.	139
Tabela B1 - Estimação da demanda de moeda para a economia brasileira entre 1980 e 2009.	140
Tabela B2 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira entre 1980 e 2009.	141
Tabela B3 - Estimação da persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	141
Tabela B4 - Estimação da persistência do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.....	142
Tabela D1 - Resultados das simulações com crescimento monetário estocástico respondendo positivamente a choques tecnológicos, com $\gamma = 0,5969$ e $\sigma_{\varphi} = 0,0680$, no período entre 1980 e 2009.	149
Tabela D2 - Resultados das simulações com crescimento monetário estocástico respondendo negativamente a choques tecnológicos, com $\gamma = 0,5969$ e $\sigma_{\varphi} = 0,0680$, no período entre 1980 e 2009.	150
Tabela G1 - Valores dos parâmetros do modelo money-in-the-utility function para a economia brasileira, no período entre 1995 e 2009.	155
Tabela H1 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.	156
Tabela H1.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	157
Tabela H1.2 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	157

Tabela H2 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1995 e 2009.	157
Tabela H2.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	158
Tabela H2. 2 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	158
Tabela H3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1995 e 2009.	158
Tabela H4 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1995 e 2009.	158
Tabela I1 - Estimação da demanda de moeda para a economia brasileira entre 1995 e 2009.	159
Tabela I2 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira entre 1995 e 2009.	160
Tabela I3 - Estimação da persistência da produtividade na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	160
Tabela I4 - Estimação da persistência do crescimento monetário na economia brasileira entre 1995 e 2009.....	161

RESUMO

BENDER FILHO, Reisoli, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, abril de 2011.
Choques monetários e tecnológicos e as flutuações cíclicas na economia brasileira. Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Coorientadores: Erly Cardoso Teixeira e Leonardo Bornacki de Mattos.

Os modelos de ciclos reais de negócios enfatizam os choques reais como forma de explicar o comportamento do ciclo econômico, no entanto, em economias como a brasileira, onde as crises econômicas mais recentes tiveram origem em instabilidades monetárias, os choques nominais podem exercer grande importância na explicação das flutuações econômicas. Neste contexto, o presente trabalho buscou examinar a relevância dos choques tecnológicos e monetários sobre os ciclos de negócios da economia brasileira no período entre 1980 e 2009 e no subperíodo entre 1995 a 2009. Para introduzir os fatores nominais nos modelos de ciclos reais, usou-se um modelo que considera que a moeda e sua manutenção geram utilidade aos agentes econômicos, o modelo *money-in-the-utility function* (MIU). Foram simuladas diversas economias artificiais, as quais permitiram identificar a forma e o padrão de como os ciclos de negócios respondem aos choques tecnológicos e aos monetários. Para tanto, denominou-se de economia-padrão a economia artificial somente com a introdução de choques tecnológicos, e de economia monetária, a economia com a introdução dos

choques tecnológicos e monetários. Quando simulada a economia-padrão, os resultados obtidos foram aderentes aos fatos estilizados da economia brasileira em ambos os períodos analisados, porém somente para as variáveis macroeconômicas reais, o que corroborou a necessidade da inclusão dos choques monetários. A simulação da economia monetária provocou ajustes significativos no desvio-padrão e na correlação dos saldos monetários reais e da taxa de inflação, de forma que suas propriedades cíclicas se aproximaram daquelas encontradas pelos fatos estilizados, porém não ocasionou efeitos expressivos sobre a taxa real de juros e a taxa nominal de juros em ambos os horizontes de tempo analisados. Complementando, com o objetivo de verificar a consistência dos choques nominais, foi simulada uma economia monetária com choques tecnológicos associados a diferentes níveis de choques monetários, por meio da qual foram obtidos resultados que indicaram correções importantes na dinâmica dos agregados macroeconômicos, com a volatilidade dos juros nominais elevando-se, contudo, sendo, ainda, significativamente inferior aos dados característicos da economia brasileira, o mesmo ocorrendo com a taxa real de juros. Contudo, as simulações da economia monetária foram ligeiramente mais aderentes aos dados característicos da economia brasileira quando analisado o subperíodo entre 1995 e 2009. Isso se deveu ao fato de as variáveis nominais apresentarem melhor ajustamento e as variáveis reais responderem de forma mais expressiva ao choque monetário, o que não foi verificado nas simulações da economia monetária para o período entre 1980 e 2009. Esses resultados indicaram que as variáveis reais tendem a ser mais sensíveis a mudanças não antecipadas nos agregados nominais em períodos de estabilidade macroeconômica. Deste modo, os resultados alcançados forneceram conclusões de que a introdução dos choques monetários foi importante na explicação dos ciclos de negócios da economia brasileira, embora o efeito sobre a volatilidade das variáveis reais tenha sido de pequena magnitude. Portanto, ao considerar os choques tecnológicos e monetários como parte da estrutura econômica, pôde-se melhor identificar os efeitos da dinâmica econômica, os quais, anteriormente, eram atribuídos apenas aos choques tecnológicos, mas que são, de fato, gerados por outros tipos de distúrbios.

ABSTRACT

BENDER FILHO, Reisoli, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, April, 2011.
Monetary and technological shocks and cyclical fluctuations in the Brazilian economy. Adviser: Wilson da Cruz Vieira. Co-advisers: Erly Cardoso Teixeira and Leonardo Borancki de Mattos.

Models of real business cycles emphasize real shocks as a way to explain the behavior of the economic cycle; however, in economies like Brazil, where recent economic crises have originated in monetary instability, the nominal shocks can have great importance in explaining economic fluctuations. In this context, this study sought to examine the relevance of technological and monetary shocks on business cycles in the Brazilian economy between 1980 and 2009 and the sub-period between 1995 and 2009. To introduce the factors rated in real business cycle models, a model was used which considers that the currency and its maintenance generates utility for economic agents, the model money-in-the-utility function (MIU). Various artificial economies were simulated, which allowed the identification of the shape and pattern of business cycles and how they respond to technological and monetary shocks. For this purpose, the artificial economy was named standard economy with the introduction of technology shocks only, and monetary economy, the economy with the introduction of technological and monetary shocks. When the standard economy was simulated, the

results were adherent to the stylized facts of the Brazilian economy in both periods analyzed, however, only for real macroeconomic variables, which corroborated the necessity of including monetary shocks. The simulation of the monetary economy triggered significant adjustments in the standard deviation and correlation of real money balances and the rate of inflation, so that their cyclical properties approached those found by the stylized facts, but did not cause significant effects on the real interest rate and the nominal interest rate in both time horizons analyzed. In addition, in order to check the consistency of nominal shocks, a monetary economy was simulated with technological shocks associated with different levels of monetary shocks, through which were obtained results that indicate important corrections in the dynamics of macroeconomic aggregates, with the volatility of nominal interest rates rising, however, still significantly lower than those characteristic of the Brazilian economy, the same happened with the real interest rate. However, the simulations of the monetary economy were slightly more adherent to the characteristic data of the Brazilian economy when we analyzed the sub-period between 1995 and 2009. This was due to the fact that nominal variables showing the best adjustment and the real variables respond more significantly to the monetary shock, which was not observed in simulations of the cash economy for the period between 1980 and 2009. These results indicated that the real variables tend to be more sensitive to unanticipated changes in nominal aggregates in periods of macroeconomic stability. Thus, the results provided findings that the introduction of monetary shocks was important in explaining business cycles in the Brazilian economy, although the effect on the volatility of real variables was small. Thus, when considering the technological and monetary shocks as part of the economic structure, we could better identify the effects of economic dynamics, which were previously attributed only to technological shocks, but are in fact generated by other types of disturbance.

1. INTRODUÇÃO

1.1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

As instabilidades no crescimento econômico caracterizaram as economias em desenvolvimento ao longo das últimas décadas, como é o caso da economia brasileira. A transição de um período de crescimento elevado e acelerado, como verificado nas décadas de 1960 e 1970, para um crescimento praticamente nulo, em termos *per capita*, associado a gradativos desequilíbrios fiscais e a um processo inflacionário crônico, conjuntura da década de 1980 e parte da de 1990, foi uma das mais bruscas mudanças na trajetória de crescimento da economia brasileira.

Essas flutuações que marcaram o crescimento econômico brasileiro ao longo dessas décadas podem ser atribuídas, em sua grande maioria, aos sucessivos choques externos e internos. Se, de um lado, os choques nos preços do petróleo, na taxa de juros internacional (crise da dívida externa), no preço internacional das *commodities* e na oferta agrícola deram início ao período de menor crescimento econômico brasileiro em sua fase de industrialização; por outro, os desequilíbrios foram agravados pelas incertezas quanto à condução da política monetária associada aos consecutivos choques heterodoxos (planos de estabilização de preços).

Não obstante, nos anos seguintes, a contenção do processo inflacionário explosivo e a estabilização do nível de preços foram os principais fatos da economia

brasileira na segunda metade da década de 1990. Esse contexto determinou uma nova inversão na trajetória da taxa de crescimento econômico, com o produto agregado real retomando o crescimento, apesar de ocorrer de forma gradativa.

Entretanto, as mudanças provocadas por esses fatos (estabilidade macroeconômica) não foram suficientemente abrangentes e completas. Isso se comprovou pelo ritmo de expansão da economia nos anos mais recentes, o qual se caracterizou por um processo de crescimento inerentemente irregular, em grande medida ocasionado pelos desequilíbrios e tentativas de ajustamento macroeconômico resultantes da própria política econômica implementada. Associado a isso, a incorporação de novas tecnologias (inovações) e os ganhos de produtividade decorrentes contribuíram para que o produto agregado real apresentasse períodos de expansão seguidos, notadamente, por períodos de contração.

Conforme Lacerda (2005) e Cintra (2006), esses desequilíbrios, ainda que de natureza distinta, caracterizaram os movimentos do tipo *stop and go* da economia brasileira ao longo dos últimos vinte e cinco a trinta anos, com o produto agregado apresentando oscilações acentuadas em períodos curtos de tempo. Decorrente disso, a atividade econômica apresentou flutuações periódicas [ver Delfim Neto (2009)], com as instabilidades ocorrendo repetidamente ao mesmo tempo em que suas oscilações e sua extensão ocorrem em períodos não definidos, sequência de mudanças que caracteriza a natureza recorrente e não periódica dos ciclos de negócios¹.

Esse comportamento cíclico tem sido objeto de crescentes estudos, os quais ganharam maior abrangência nas discussões econômicas a partir da década de 1980, com o trabalho de Kydland e Prescott (1982). Esses autores buscaram mostrar que os ciclos econômicos de curto prazo poderiam ser explicados por meio de fatores reais, do lado da oferta, como choques tecnológicos (ou de produtividade), os quais são considerados a causa preponderante das flutuações econômicas, ao invés de fatores nominais, do lado da demanda, como mudanças não antecipadas na taxa de crescimento da oferta monetária.

¹ Os ciclos de negócios são flutuações encontradas na atividade econômica agregada das economias, consistindo em expansões que ocorrem simultaneamente em muitos setores econômicos, seguidas por recessões em grande parte das atividades. Essa sequência de mudanças ocorre com duração que varia entre um e dez ou doze anos. Essas flutuações são geralmente medidas em termos de variação do produto agregado (BURNS e MITCHELL, 1946).

A partir desse desenvolvimento, os choques tecnológicos são discutidos na literatura de ciclos de negócios como o fator predominante para a explicação das flutuações da atividade econômica agregada. A estreita relação entre a dinâmica do progresso tecnológico e do crescimento econômico justifica a utilização da produtividade como parâmetro para explicar os movimentos recorrentes observados na taxa de crescimento econômico de grande parte das economias industrializadas.

Nas últimas décadas, na economia brasileira, tanto na indústria quanto na agricultura, observou-se um processo de reestruturação e modernização tecnológica, o qual criou condições para o desenvolvimento e ampliação da capacidade produtiva, num movimento de *catching up* produtivo², e inovativa, num movimento de *catching up* tecnológico, conforme discutido por Bertolli e Medeiros (2003). No entanto, como enfatizado por Franco (2000), a inserção da economia brasileira nos padrões de desenvolvimento tecnológico de economias desenvolvidas ocorrerá somente a partir da consolidação e geração de condições apropriadas para que os avanços tecnológicos se mantenham a longo prazo.

Ao mesmo tempo em que vêm sendo evidenciadas mudanças tecnológicas, condição necessária à ocorrência dos ciclos de negócios, conforme proposto pela teoria dos ciclos reais, a política econômica, centrada em instrumentos monetários e fiscais, pode desempenhar papel igualmente importante ao das mudanças na produtividade para a explicação das flutuações cíclicas, sobretudo em países em desenvolvimento, à semelhança do Brasil, como ressaltou Kanczuk (2002).

Essa proposição é corroborada pelo fato de as consequências geradas por mudanças na condução da política econômica, como mudanças não antecipadas pelos agentes na oferta monetária, estarem diretamente ligadas à trajetória dinâmica da atividade econômica brasileira, de forma que se torna tarefa difícil dissociar a condução da política econômica, sobretudo a monetária, do processo de evolução do produto agregado.

Nessa linha, Lanzana e Lopes (2009) enfatizaram que, independentemente dos fatores que justifiquem a política econômica adotada, são as oscilações da demanda agregada para se buscar a estabilização que explicam a volatilidade das taxas de

² Ressalta-se que somente se caracteriza um *catching-up* se os avanços produtivos em uma economia em desenvolvimento, semelhante à brasileira, forem superiores aos avanços produtivos produzidos nas economias desenvolvidas.

crescimento do produto agregado na economia brasileira, em contraposição à teoria dos ciclos reais, a qual propõe que a política econômica não deveria afetar a dinâmica de longo prazo da economia.

Assim sendo, na trajetória da economia brasileira, verificou-se um contexto de alterações decorrentes não somente de uma política de estabilização, que garantiu o controle do processo inflacionário, mas também de mudanças nos setores agrícola e industrial, com o desenvolvimento de um novo padrão tecnológico. A partir disso, as considerações sobre a política monetária e a evolução do processo tecnológico, associadas aos diferentes contextos econômicos, permitiram examinar como a dinâmica das flutuações dos ciclos de negócios da economia brasileira relacionou-se à ocorrência de tais choques (tecnológicos e monetários).

1.2 O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA

A economia brasileira conviveu durante cerca de uma década e meia – entre os anos de 1980 e 1994 – com intensos desequilíbrios, notadamente associados aos elevados níveis inflacionários. No entanto, esses desequilíbrios tinham como causa a crise da dívida externa, originária dos choques do petróleo e a política econômica contacionista norte-americana, de elevação da taxa de juros doméstica. Associado a essa conjuntura, a implementação de uma sequência de planos de estabilização econômica, entre os anos de 1986 a 1994, ampliava a instabilidade da economia.

A partir desse contexto, a imprevisibilidade dos fatores monetários era vista como fator causador da elevada volatilidade dos agregados reais da economia – produto, investimento e emprego agregado. Essa incerteza quanto à política econômica levava os agentes a reverem suas expectativas a cada período, o que, em parte, determinava as intensas flutuações do lado real da economia. Para Kanzuck (2002), essa característica fez com que choques monetários e fiscais representassem importante fonte das flutuações dos ciclos reais na economia brasileira.

Essa situação foi revertida a partir de meados de 1994, com uma série de mudanças estruturais e institucionais, já iniciadas no ano anterior, as quais foram efetivadas pela implementação de uma nova moeda, o Real. Nos meses seguintes à sua implementação, a economia brasileira já se encontrava diante de um cenário de inflação abaixo de dois dígitos, contrariamente ao período anterior, o que contribuiu para o

processo de estabilidade macroeconômica dos anos posteriores. Para Lanzana e Lopes (2009), essas mudanças trouxeram consigo reformas que objetivaram o reequilíbrio das contas públicas, as quais passaram por ajustes fiscais aliados às mudanças na condução da política monetária.

No entanto, apesar de os fatores monetários representarem um importante papel, o comportamento cíclico dos agregados reais tem sido explicado, em grande parte, por flutuações aleatórias da produtividade, conforme proposto pela *Real Business Cycle Theory* (RBC). Esta escola considera as flutuações econômicas como sendo resultantes da natureza errática das mudanças tecnológicas, mesmo no curto prazo, devido ao comportamento otimizador dos agentes econômicos. Os primeiros trabalhos a analisar essas relações foram desenvolvidos por Kydland e Prescott (1982), Long e Plosser (1983) e Hansen (1985) para a economia norte-americana.

Para a economia brasileira, a análise dos ciclos reais de negócios é recente, e se destacam os trabalhos de Val e Ferreira (2001), em que os autores testaram modelos clássicos de ciclos reais de negócios, sendo o *cash in advance* com taxação distorciva o que melhor se adequou aos dados; Ellery Jr, Gomes e Sachsida (2002) investigaram as relações entre o produto e outras variáveis macroeconômicas, tendo como objetivo examinar as flutuações nos ciclos da economia; e Kanczuk (2002, 2004), que implementou um modelo com um e com dois setores, neste último caso, um de bens comercializáveis e outro de bens domésticos, para investigar se os fatos estilizados da economia brasileira podem ser racionalizados com os modelos de ciclos reais.

Esses estudos consideraram os choques tecnológicos como geradores das flutuações econômicas. Entretanto, mais recentemente, nos modelos de ciclos reais de negócios têm sido incluídas variáveis monetárias, como extensão dos modelos originais. Esta nova abordagem é referida como Nova Síntese Neoclássica (ver Goofriend e King, 1997). Ela se caracteriza por integrar aspectos da teoria keynesiana, como rigidez de preços aos ciclos de negócios. Este aspecto deve-se ao fato de os preços se ajustarem de forma gradual, o que indica que a evolução das variáveis econômicas reais no curto prazo pode não ser independente da política monetária adotada.

Assim sendo, esses modelos permitem analisar as relações entre moeda, inflação e os ciclos de negócios. Clarida, Gali e Gertler (1998) destacaram que, após um período em que os fatores não monetários preponderaram, os trabalhos empíricos

retomaram os fatores nominais (política monetária) como fonte para explicar a dinâmica de curto prazo da economia real.

A partir desta abordagem, desenvolveu-se este trabalho, o qual procurou examinar a relevância dos choques tecnológicos e monetários sobre as propriedades cíclicas das variáveis agregadas da economia brasileira entre 1980 e 2009 e no subperíodo entre 1995 e 2009, considerando o arcabouço metodológico dos ciclos de negócios. Para atingir tal objetivo, fez-se uso de um modelo *money-in-the-utility function* (MIU), originalmente proposto por Sidrausky (1967). Este modelo assume que a moeda gera utilidade pela incorporação de saldos monetários reais na função utilidade dos agentes econômicos e tem sido utilizado para estudar uma variedade de problemas associados com economias monetárias.

Este modelo teórico permite gerar dados artificiais por meio de simulações para, posteriormente, comparar os resultados obtidos com os dados da economia real (fatos estilizados), tendo em vista validá-los. Por sua vez, o modelo MIU focaliza sua análise em termos quantitativos, por meio do estudo das propriedades do estado estacionário. Aqui, todavia, está-se também interessado em examinar e compreender as implicações para o processo dinâmico e como a economia se ajusta em resposta a diferentes choques exógenos.

Para a economia brasileira, este modelo foi utilizado por Reis *et al.* (1998) e Alencar e Nakane (2003). Em relação ao primeiro estudo, os autores investigaram a existência de poupança precaucional, enquanto o segundo examinou a importância da moeda na função utilidade dos agentes. No entanto, em tais estudos, os resultados foram obtidos por meio de estimações econométricas, pelo método *Generalized Method of Moments* (GMM).

Diferentemente dos anteriores, este trabalho propôs examinar os ciclos de negócios a partir de um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico com a introdução da moeda. Este modelo, usando simulações que possibilitaram a construção de economias artificiais, como proposto pela teoria dos ciclos de negócios, permite averiguar como os distúrbios exógenos tanto tecnológicos quanto monetários estiveram associados às flutuações cíclicas da economia brasileira ao longo das últimas décadas. Aspectos que se constituíram na contribuição deste trabalho.

A determinação do período de análise – 1980 a 2009 – está relacionada ao fato de a economia brasileira ter passado por mudanças intensas, tanto monetárias quanto

tecnológicas, num período relativamente curto, de cerca de três décadas. Ademais, o início do período coincide com o início do período de aceleração inflacionária. Apesar de essa ter apresentado crescimento, porém mais moderado, desde os primeiros anos da década de 1970.

1.3 HIPÓTESE

Nas últimas décadas, ao mesmo tempo em que o contexto de instabilidade monetária se fazia presente, a economia brasileira obteve ganhos significativos em termos de produtividade. Considerando tais aspectos, espera-se evidenciar que os ciclos de negócios da economia brasileira foram causados por fatores tanto tecnológicos quanto monetários.

1.4 OBJETIVOS

1.4.1 Objetivo geral

Analisar a influência dos choques tecnológicos e monetários sobre os ciclos de negócios na economia brasileira, no período entre 1980 e 2009.

1.4.2 Objetivos específicos

Especificamente, pretende-se:

- a) contextualizar a economia brasileira ao longo das últimas décadas, considerando as mudanças no progresso tecnológico e na política econômica adotada;
- b) reproduzir um modelo *money-in-the-function utility* para a economia brasileira;
- c) discutir os resultados obtidos da economia artificial (*benchmark economics*) e os fatos estilizados da economia brasileira; e
- d) examinar os efeitos de choques tecnológicos e monetários sobre os ciclos de negócios da economia brasileira;
- e) analisar os efeitos dos choques tecnológicos e monetários no período posterior à implementação do Plano Real.

1.5 ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

Para atingir os objetivos propostos, este trabalho está estruturado em cinco capítulos, além desta introdução. O capítulo dois apresenta o processo de desenvolvimento tecnológico, ressaltando sua evolução e suas características na economia brasileira; de forma semelhante, discute a trajetória da política monetária a partir da década de 1980, enfatizando as mudanças na condução de tal política nos diferentes contextos econômicos e, por fim, apresenta as propriedades cíclicas da economia brasileira no período anterior e posterior ao Plano Real. O capítulo três revisa a teoria dos ciclos de negócios, destacando os modelos originais (reais) e suas extensões, por meio da inclusão da moeda. No capítulo quatro, é apresentada a metodologia, a qual segue a estrutura de um modelo de ciclos reais de negócios, porém introduz a moeda na função de utilidade do agente econômico, bem como suas condições e equilíbrio; também são definidos os parâmetros e a calibração do modelo padrão (economia artificial). O capítulo cinco destina-se aos resultados e discussões, em que são apresentados especificamente os efeitos de choques tecnológicos e monetários sobre o comportamento cíclico da economia brasileira em ambos os períodos analisados. E, no capítulo seis, são delineadas as conclusões do estudo acerca do tema examinado.

2. MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MONETÁRIAS E OS CICLOS NA ECONOMIA BRASILEIRA

Este capítulo tem como propósito apresentar o comportamento dos ciclos econômicos da economia brasileira, com ênfase nas mudanças tecnológicas ocorridas, assim como nas mudanças na condução da política monetária. Para tanto, inicialmente, na seção 2.1, é feita uma contextualização do processo de crescimento tecnológico brasileiro a partir da década de 1980. Na seção 2.2, é discutida a política monetária e sua condução no mesmo período. E, finalmente, na seção 2.3, são apresentados os fatos estilizados da economia brasileira.

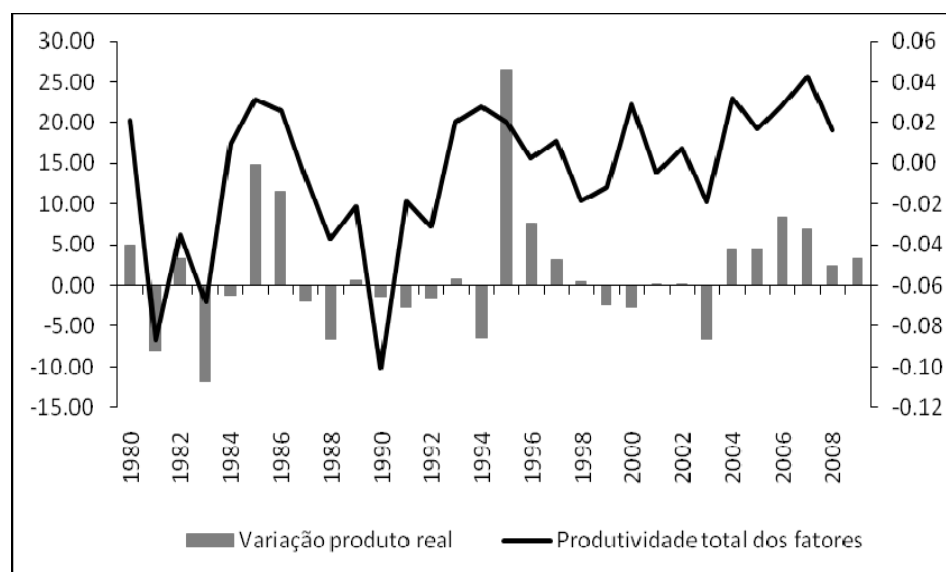
2.1 AS MUDANÇAS TECNOLÓGICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA

Nas últimas décadas, na economia brasileira, ocorreu um conjunto significativo de transformações setoriais e macroeconômicas. Essas transformações ocorreram de forma simultânea e na mesma direção das flutuações do crescimento do produto agregado real. Por sua vez, tais flutuações se caracterizaram por apresentar movimentos periódicos, os quais estiveram, em grande parte, associados ao processo de progresso tecnológico (produtividade), conforme enfatizado por Marquetti (2003) e Delfim Neto (2009). Na mesma linha, Bonelli e Fonseca (1998) destacaram que grande parte do

crescimento do produto agregado brasileiro seria explicada pelo crescimento da produtividade.

Na década de 1980, à produtividade era dada pouca relevância, de forma que poucos estudos buscavam explicações para o comportamento deste agregado [ver Sabóia e Carvalho (1997)]. A crise econômica do período tinha ênfase na restrição externa e no processo inflacionário crônico, enquanto o modelo de desenvolvimento encontrava-se em fase de esgotamento e a produtividade (tecnologia) estava restringida pela excessiva proteção da indústria nacional.

Nesse contexto, o crescimento do produto agregado real apresentou variações significativas, passando de valores positivos para negativos ao longo da década, o que implicou em uma acentuada volatilidade, conforme pode ser verificado pela Figura 1. Comportamento semelhante foi obtido para a produtividade, medida pela produtividade total dos fatores (PTF)³. Salienta-se o comportamento similar entre as variações do produto e da produtividade, o que indica que o processo tecnológico tende a estar intrinsecamente relacionado ao crescimento da atividade econômica.



Fonte: Resultados da pesquisa e Ipeadata (2010).

Figura 1 - Variação do produto real e da produtividade total dos fatores na economia brasileira entre 1980 e 2009, em % ao ano.

Nota: a escala à esquerda corresponde às variações do produto real e a escala à direita, às variações da produtividade total dos fatores.

³ A produtividade total dos fatores foi obtida pelo resíduo da estimação da função de produção para a economia brasileira, para o período de 1980 a 2009.

Assim, a trajetória do crescimento da produtividade e do produto real apresentou um comportamento característico, com a produtividade tendendo a crescer de forma mais acelerada que o produto em fases de expansão econômica e reduzindo-se de forma mais lenta que o produto em fases de retração econômica. Esses resultados estão condizentes com os obtidos por Calabi e Luque (1985), que concluíram que a produtividade tende a crescer mais intensamente nas fases de expansão da produção do que nas fases de retração da atividade econômica.

Para Gomes, Pessoa e Veloso (2003), na década de 1980, o processo de desenvolvimento tecnológico – medido pela produtividade total dos fatores – cresceu a uma taxa inferior à taxa de crescimento da fronteira tecnológica⁴, apresentando, inclusive, taxas negativas em alguns períodos. Ademais, observou-se um aprofundamento do capital, dado pelo aumento da razão capital-produto [ver também Morandi e Reis (2003)].

Na década seguinte, de 1990, a partir de um processo de abertura econômica associada ao processo de privatizações, a um novo fluxo de investimentos diretos estrangeiros e à estabilidade da moeda, ocorreram acentuadas mudanças no contexto econômico. Conforme Marquetti (2003), essas mudanças estiveram, sobretudo, relacionadas com as modificações no padrão tecnológico. Para Franco (2000), a economia brasileira passou, nessa década, por uma profunda reorientação do modelo econômico, determinado por um conjunto de reformas, as quais modificaram a conduta dos agentes econômicos.

Em contraponto a estes argumentos, autores como Coutinho (1997) ressaltaram que não houve um crescimento da produtividade, mas um processo denominado de “especialização regressiva”, o qual consistiu em um processo de desindustrialização da economia brasileira neste período.

No entanto, podem ser identificados dois momentos distintos no que tange à difusão de bases tecnológicas. O primeiro, entre 1990 e 1993, associa-se à abertura comercial indiscriminada da economia, dado por um forte ajuste defensivo. O segundo compreende os anos após a estabilização promovida pelo Plano Real, no qual se observou o aprofundamento da abertura econômica, o movimento de desregulamentação dos mercados e o processo de privatização das empresas públicas.

⁴ Dada pela taxa de crescimento de longo prazo do produto por trabalhador, conforme Gomes, Pessoa e Veloso (2003).

Esses fatores eram tidos como responsáveis pela continuidade da reestruturação produtiva iniciada no período anterior. Por sua vez, a proposta que se aplicou no Brasil, nos anos de 1990, como saída para reduzir o *gap* tecnológico em que se encontrava a indústria após dez anos de estagnação, pode ser associada a dois movimentos: um sistêmico e outro setorial, conforme Bertolli e Medeiros (2003).

O primeiro relacionou-se ao fornecimento para as empresas de capacidade de geração de inovações tecnológicas por meio da importação de tecnologia. No entanto, este movimento proporcionou uma espécie de difusão induzida de tecnologia, que resultou em um desestímulo à capacidade inovativa da indústria nacional. O segundo revelou que os impactos das mudanças na economia nacional pós-abertura foram diversificados em termos de competitividade, nos diferentes segmentos do setor industrial brasileiro.

Estes aspectos indicaram que o crescimento da produtividade brasileira neste período esteve centrado em um conjunto de transformações estruturais, o qual estava diretamente ligado ao processo de reestruturação produtiva da economia nacional. Entretanto, esse crescimento estendeu-se não somente ao setor industrial, que apresentou resultados distintos para os diferentes segmentos, mas também ao setor agrícola, o qual apresentou crescimento médio, em termos reais, de 2,9% na década de 1990 e de 3,9% entre os anos de 2000 a 2005, como ressaltaram Gasquez, Bastos e Bachi (2008).

Para Sabóia e Carvalho (1997), nos primeiros anos da década de 1990, ocorreu efetivamente um forte crescimento da produtividade, o qual esteve associado à introdução de um amplo conjunto de métodos de gestão da produção voltados ao aumento da competitividade. Estudos como de Hay (1997) e Cacciamali (1997) obtiveram taxas de crescimento da produtividade total dos fatores na ordem de 9,2% e 8,2%, respectivamente.

Esse processo foi denominado por Bonelli e Fonseca (1998) de “modernização defensiva”, uma vez que o crescimento da produtividade estava ocorrendo em um contexto de baixo investimento agregado, indicando que a produtividade do capital não estava crescendo, contrariamente ao observado para a produtividade do trabalho industrial, e semelhante ao observado no setor agrícola. O aumento na produtividade decorreu, principalmente, do crescimento da produtividade do trabalho. Como destacou Franco (2000), na década de 1990, verificou-se um extraordinário crescimento da

produtividade do trabalho, sendo que uma hora de trabalho, ao final dessa década, produzia cerca de 80% mais produtos que no início dos anos de 1990.

Esse crescimento também é discutido por Feijó (2006), a qual evidencia que uma das características positivas dessas transformações do período foi o aumento da produtividade do trabalho, que desde a segunda metade dos anos 1980 apresentava-se estagnada. Contudo, o crescimento da produtividade do trabalho se deu com baixos níveis de crescimento do emprego agregado.

Estudos recentes como o de Mendonça, Freitas e Souza (2009) associam esse crescimento da produtividade do trabalho à adoção da tecnologia da informação, ainda que este processo tenha ocorrido de forma lenta na economia brasileira. Essa nova forma de crescimento está em consonância com um novo paradigma de crescimento, o qual foi designado de nova economia [ver Franco (2000)].

Para Bonelli e Fonseca (1998) e Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010), a difusão de novas técnicas de gestão associada a um conjunto de outros fatores permitiu aumentar significativamente a eficiência produtiva, o que contribuiu para a aceleração da produtividade total dos fatores, a qual representou cerca de 50% do crescimento do produto na década de 1990. Para tanto, conforme Gomes, Pessoa e Veloso (2003), esse novo cenário foi possível porque o crescimento da produtividade e a sua manutenção passaram a ser peça importante na estratégia de política econômica do governo.

No período mais recente, que compreende os anos entre 2001 a 2009, a produtividade manteve um comportamento crescente, porém, em menor magnitude, comparativamente ao período anterior, enquanto que o produto agregado apresentou um comportamento menos volátil (ver Figura 1). Este comportamento está relacionado ao cenário econômico mais estável que permitiu a produtividade crescer de forma consistente e contínua.

Esse comportamento foi verificado por Barbosa Filho, Pessoa e Veloso (2010), que obtiveram taxas médias anuais de crescimento para a produtividade dos fatores próxima de 3,0% ao ano. Porém, somente a continuidade deste cenário permitirá que a economia brasileira entre em uma nova trajetória de crescimento, baseada não simplesmente na elevação de fatores, mas também na manutenção de níveis de produtividade mais elevados.

Apesar desse aumento da produtividade, Feijó (2006) ressaltou que o ritmo de crescimento da produção oscilou durante este período, repetindo o padrão de

crescimento tipo *stop-and-go* característico da evolução da economia brasileira nos últimos anos. Esse comportamento condiz com exposição de Lanzana e Lopes (2009), de que o Brasil tem elevado seu ritmo de crescimento de curto prazo, porém não obteve ainda solidez que permitisse mantê-lo no longo prazo.

Um aspecto importante para o processo de manutenção e crescimento da produtividade na economia brasileira está relacionado ao baixo nível de investimento, como ressaltado por Franco (2000), pois, a despeito de o crescimento da produtividade ter todas as condições de se manter, num processo de convergência, para os níveis de produtividade das economias desenvolvidas, tal crescimento efetivamente ocorrerá somente se houver aumento dos níveis de investimento, contrariamente ao observado no Brasil, ao longo das últimas décadas. Isso, necessariamente, passa por uma mudança nas expectativas dos agentes econômicos quanto à solidez futura da economia.

A partir desses aspectos, cabe enfatizar que o comportamento volátil da taxa de crescimento do produto real reforça a importância do processo de desenvolvimento tecnológico, haja vista que, ao longo das últimas décadas, as diferenças nos níveis de produtividade entre os períodos (curtos) foram expressivas, não sendo possível descartar sua influência sobre a trajetória de crescimento econômico. Assim, tem-se que taxas mais acentuadas de crescimento do produto agregado passam por avanços em termos de produtividade.

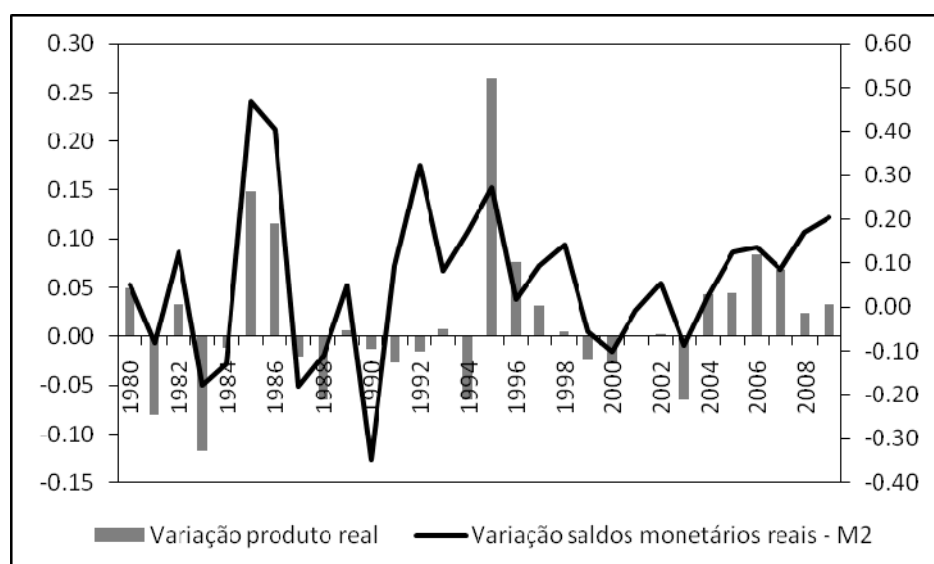
2.2 A POLÍTICA MONETÁRIA E SUA TRAJETÓRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA

A política monetária do início dos anos 1980, consequência ainda das estratégias de crescimento econômico da década anterior, consistia de seguidas elevações na oferta real de moeda, as quais estavam associadas a taxas reais de juros mantidas em níveis baixos, inclusive negativas em alguns períodos, como nos anos de 1980, 1981 e 1983⁵. Ao mesmo tempo, essas elevações ocorreram de forma paralela e coincidente com a trajetória de crescimento do produto real em praticamente todo o período analisado, conforme observado na Figura 2.

⁵ As taxas reais de juros nestes anos foram -37,97%, -3,33% e -4,27% ao ano, respectivamente.

Entretanto, cabe ressaltar que, nos primeiros anos da década de 1980, o crescimento da oferta de moeda estava ligado ao processo de conversão do capital externo, na forma de empréstimos, que entrava no país para cobrir o déficit crescente do balanço de pagamentos, decorrente do aumento das taxas de juros internacionais e dos encargos da dívida externa.

De acordo com Lopes e Rossetti (1998), o recurso da emissão monetária tornou-se um mecanismo de nivelamento das receitas e das despesas públicas, de forma que acabava sendo utilizado como instrumento de financiamento do déficit governamental. Com a expansão da base monetária, os meios de pagamentos se expandiram inflacionariamente e, com a emissão de títulos – via mecanismo de esterelização –, as taxas de juros nominais se elevaram, induzindo a uma especulação financeira, como ocorreu, mais acentuadamente, a partir de 1982.



Fonte: Ipeadata (2010).

Figura 2 – Variação do produto real e variação da oferta monetária real, no conceito M2⁶, na economia brasileira entre 1980 e 2009, em % ao ano.

Nota: escala à esquerda corresponde às variações do produto real e a escala à direita, às variações da oferta monetária real.

⁶ A utilização dos meios de pagamento no conceito M2 como representativo dos saldos monetários reais está relacionada ao fato de que, no processo inflacionário, esses meios de pagamento ofereciam certa proteção aos agentes. Eles agregam os depósitos de curto prazo, as aplicações financeiras – poupança –, os títulos emitidos por instituições depositárias, entre outros ativos.

Além disso, com a insolvência financeira de países como Argentina e México, bem como ao próprio ajustamento interno, o produto real brasileiro declinou, apresentando taxas de crescimento negativas, como observado especificamente nos anos de 1981, 1983 e 1984, em uma dinâmica semelhante à da taxa real de juros. Ao mesmo tempo, a taxa de inflação se acelerou a despeito das políticas de contração da demanda que elevaram a arrecadação e restringiram a liquidez real e o crédito.

Esse cenário permaneceu em praticamente toda a primeira metade da década de 1980, com o crescente endividamento interno do setor público elevando o déficit orçamentário. Entretanto, esse mecanismo de financiamento tornava-se cada vez mais difícil, uma vez que os prazos para o financiamento da dívida foram sendo reduzidos e as taxas reais de juros cada vez mais elevadas, as quais passaram de taxas negativas, nos primeiros anos, para taxas superiores a 10% ao ano entre 1984 e 1985. Como consequência destas taxas de juros crescentes, os gastos governamentais cresceram significativamente nestes anos, praticamente duplicando entre 1980 e 1985, quando medidos pela dívida líquida do setor público, passaram de cerca de 13% para 24% do produto agregado, respectivamente, no mesmo período.

À medida que os déficits orçamentários se agravavam, o nível de preços se acentuava devido aos choques de oferta e à deterioração da situação financeira do estado. Porém, a inflação não alcançou patamares mais elevados nesses primeiros anos devido aos controles adotados sobre salários e tarifas públicas, que ficaram defasados em relação aos demais preços. Entretanto, entre 1983 e 1985, com o ajuste dos preços indexados – salários e tarifas –, a taxa de inflação superou os 200% ao ano (GREMAUD, VASCONCELLOS e TONETO JR, 2004).

Para tanto, embora as políticas adotadas para combater a crise da dívida externa tenham revertido parcialmente o déficit do balanço de pagamentos pela produção de elevados superávits comerciais originados da queda das importações – a política de ajustamento provocou grande queda na renda *per capita* no período –, não exerceu nenhum efeito sobre as taxas de inflação, como destacou Baer (2002). A inflação elevada mantinha-se devido aos agentes repassarem a inflação do período anterior para o período presente. Esse comportamento, conforme Lopes (1985), explicava a tendência em termos de inércia inflacionária que resultava de um padrão rígido de comportamento dos agentes econômicos.

Por outro lado, com a melhoria do cenário externo, no fim da primeira metade da década de 1980, pela expansão da economia norte-americana, a economia brasileira apresentou uma breve retomada do ritmo de crescimento, com o produto real elevando-se entre os anos de 1984 e 1986, o mesmo acontecendo com os saldos reais, que apresentaram taxas de crescimento superiores a 40% nestes anos. Assim sendo, esse crescimento ocorreu por meio dos efeitos multiplicadores da demanda externa sobre a economia brasileira – via expansão do emprego e dos salários.

No início de 1986, com as taxas de inflação que já superavam os 20% ao mês, a política monetária passou por mudanças, as quais se basearam nos mecanismos de congelamento de preços e salários. Com a implementação do primeiro dos planos de estabilização – o Plano Cruzado –, a combinação de uma política monetária fortemente expansionista associada ao aumento da oferta real de moeda resultou em uma ampla redução nas taxas reais de juros, as quais praticamente retornaram aos patamares do início da década.

Conforme destacou Modiano (1990), a passividade em relação à política monetária determinou a baixa nas taxas reais de juros. Essa queda alterou as decisões dos agentes econômicos, as quais ampliaram seus gastos de consumo em detrimento da poupança, cujo retorno real esperado tornou-se menor. Assim, o aumento do poder de compra dos salários – ampliação dos saldos reais –, a despoupança e o congelamento dos preços estavam entre as principais causas do crescimento do nível de consumo.

Nesta mesma linha, Lanzana e Lopes (2009) expuseram que o processo de monetização da economia que esteve associado com a queda das taxas reais de juros, as quais chegaram a ser negativas em alguns anos, como verificado nos anos de 1986 e 1987, teve como consequência a ampliação do nível de consumo dos agentes, sobretudo de bens de capital e de bens de consumo duráveis.

Apesar disso, como o plano de estabilização não obteve êxito no combate ao processo inflacionário, um novo plano de estabilização foi implementado – o Plano Bresser. Entre as medidas desse plano estava uma política monetária de juros nominais elevados, utilizada como forma de restringir o consumo. Igualmente aos planos de estabilização anteriores, os resultados positivos foram transitórios, uma vez que a taxa de inflação continuou se elevando, de forma que o processo de desmonetização da economia se acentuou, provocando uma queda nos saldos reais e no crescimento, os quais apresentaram taxas de crescimento negativas e/ou próximas de zero.

A persistência no crescimento do nível de preços obrigou a autoridade monetária a lançar um novo conjunto de medidas antinflacionárias – o Plano Verão – em 1989. A política monetária contracionista, semelhantemente aos planos anteriores, foi mantida. O objetivo desse plano foi desindexar a economia e controlar a demanda agregada. Para tanto, a desindexação estava baseada no congelamento do câmbio e dos preços, enquanto que o controle da demanda agregada baseou-se em desvalorizações cambiais, retrições de crédito e aumento significativo da taxas nominais de juros.

Essa nova tentativa de estabilização provocou um descontrole das finanças públicas, sendo que a política monetária foi levada a sustentar taxas nominais de juros elevadas, de certa forma, endogeneizando a oferta monetária. Dessa forma, esta tornou-se dependente da rolagem da dívida interna, ampliando, assim, o seu descontrole, conforme discutido por Abreu e Coelho (2009). Além do desequilíbrio nas contas públicas, outros fatores como o aumento da renda disponível provocado pela redução dos impostos, aumento dos juros reais e a não adoção de instrumentos complementares de ajustes na área fiscal, como as reformas tributária e administrativa, levaram a taxa de inflação a acelerar-se novamente.

O início da década de 1990 não foi diferente, sendo que o processo inflacionário persistia e novos planos de estabilização foram lançados – os Planos Collor I e II, em 1990 e 1991. Estes planos foram implementados sob uma nova concepção – neoliberal –, propondo mudanças mais expressivas em termos de política econômica. Eles se pautavam na inserção da economia brasileira no comércio internacional como forma de combater o crescimento dos preços. Consubstanciado a isso estavam as mudanças nos padrões tecnológicos, os quais passaram a ser um dos componentes principais da estratégia de crescimento econômico.

Em termos de política monetária, o Plano Collor I foi marcado pela rigidez monetária. Iniciou com o confisco da poupança financeira e criação do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), seguida por um maior controle das reservas bancárias, via alteração das regras dos depósitos compulsórios, e estabelecimento de metas austeras para a expansão da oferta monetária. Associado a essas medidas, definiu-se uma política de juros reais e nominais elevados.

Tais medidas foram eficazes nos primeiros meses do plano, ao reduzir a taxa de inflação para um dígito, que resultou no crescimento dos saldos monetários reais, sem, no entanto, influenciar o crescimento do produto real, que se manteve praticamente nulo

(ver Figura 2). Contudo, a tendência de aceleração dos preços permaneceu, fazendo com que a inflação retornasse ao patamar de dois dígitos nos meses seguintes.

Essa reaceleração esteve associada a uma série de fatores, entre os quais defasagens em preços públicos, pressões de cartéis, choques externos de oferta entre outros, conforme destacaram Lopes e Rossetti (1998). Além disso, com a expectativa de taxas de inflação futura mais elevada, a taxa de juros era mantida em patamares altos, o que fazia com que os agentes econômicos antecipassem suas decisões relativas ao consumo. Diante deste cenário, uma nova tentativa de estabilização econômica – o Plano Collor II – foi adotada, sendo esta de conteúdo heterodoxo mais pronunciado.

O congelamento de preços e salários foi a medida de maior impacto, a qual veio acompanhada de um expressivo aumento nas tarifas públicas e de uma tentativa de desindexação da economia, por meio da criação da Taxa Referencial (TR). Por sua vez, a condução da política econômica estava centrada nas políticas monetária e cambial, uma vez que a execução da política fiscal estava restrita às imposições da Constituição Federal de 1988.

A elevação substancial da taxa nominal de juros, que superou os 400% em 1993, ocorreu como forma de neutralizar os efeitos da devolução dos ativos financeiros bloqueados a partir de meados de 1991. Esta taxa de juros manteve a inflação estável, porém em níveis muito elevados. Para tanto, a tentativa de estabilização produziu resultados efêmeros conforme discutiram Lopes e Rossetti (1998) e Lanzana e Lopes (2009), dado que a indexação da economia manteve-se e as reformas estruturais para recuperar a política fiscal não foram executadas plenamente, devido às dificuldades políticas para sua adoção.

Após diversas tentativas sem êxito de controlar o processo de crescimento dos preços, em meados de 1994 foi implementado o Plano Real. Este plano, não totalmente diferente dos demais, explicava o crescimento do nível de preços a partir de um processo inercial. A diferença estava no seu desenvolvimento, o qual foi estruturado por etapas, iniciando com o ajuste fiscal, ainda que realizado de forma incompleta, passando pelo reequilíbrio dos preços relativos e, por fim, a reforma monetária com a implantação de uma nova moeda, o Real.

Este conjunto de medidas, ao promover um ajuste, mesmo incompleto, e ao eliminar parcialmente os mecanismos de indexação, obteve sucesso no controle do nível de preços, fazendo a taxa de inflação reduzir-se a um dígito no mês seguinte à

implantação da nova moeda. Ao mesmo tempo em que o nível de preços estava se estabilizando, os saldos reais cresciam em ritmo acentuado, mesma tendência verificada pelo produto real.

Nesse novo contexto, com a tendência de maior estabilidade dos preços, as expectativas dos agentes foram revistas, o que resultou na ampliação do consumo de bens duráveis e não duráveis e de bens de capital; ainda que esse aumento, em parte, decorreu da maior facilidade de aquisição de importações. Todavia, se esta maior estabilidade estimulou a atividade econômica, não foi suficiente para ampliar a participação do investimento no produto agregado – apesar do crescimento do consumo de bens de capital –, que se manteve praticamente estável, decorrente, principalmente, das taxas reais de juros elevadas.

Neste processo de crescimento, os bens duráveis apresentaram um crescimento levemente mais acelerado que os bens não duráveis. Conforme Grandjean (2005), isto está associado ao fato de os bens duráveis serem mais sensíveis a impulsos na política monetária do que os não duráveis. Além disso, a demanda por bens duráveis tende a ser mais sensível a movimentos da taxa real de juros do que a demanda por bens não duráveis. Isso ocorre, em parte, pela forma como os juros reais afetam o preço relativo intratemporal entre bens de consumo duráveis e não duráveis⁷.

No entanto, as medidas utilizadas, como discutiram Moreira, Fiorenco e Lima (1998) e Lanzana e Lopes (2009), não se sustentariam no longo prazo. De acordo com Giambiagi e Rigolon (1999), a estabilidade só se manteria se fossem eliminados outros gargalos, como o déficit orçamentário e o déficit no balanço de pagamentos. Entretanto, nenhum deles foi plenamente eliminado, porém a taxa de inflação permaneceu em patamares relativamente baixos, comparativamente aos períodos anteriores à implementação do Real.

Esta política foi sustentada pelas denominadas âncoras, sendo uma cambial e outra monetária. A primeira tinha como objetivo estabilizar os preços internos, por meio de uma taxa de câmbio controlada e sobrevalorizada que se traduzia na queda dos preços das importações. O que forçava os preços internos a diminuir, como consequência da concorrência externa, garantindo a estabilidade ou mesmo a queda do nível de preços [ver Iahn e Missio (2009)].

⁷ Juros reais mais altos tornam o valor residual dos bens duráveis mais baixo quando trazidos a valor presente, elevando o custo de uso do estoque desses bens (GRANDJEAN, 2005).

Já a segunda tinha como objetivo conter a economia no curto prazo. Isto ocorreria pela manutenção da taxa nominal de juros em patamares elevados, de forma a conter a expansão do consumo e da demanda agregada e, conseqüentemente, controlar o crescimento do nível de preços. Ao mesmo tempo, as taxas de juros elevadas associadas ao câmbio apreciado permitiram um intenso fluxo dos capitais externos, minimizando os efeitos negativos do balanço de pagamentos.

No entanto, conforme Lanzana e Lopes (2009), nos anos seguintes, as medidas para consolidar a estabilidade passavam pela reversão do déficit comercial por meio da depreciação gradual do câmbio, o que estimularia as exportações e abriria espaço para a redução na taxa de juros, como ocorrido a partir de 1995.

Contudo, a estratégia de estabilização continuava extremamente dependente da manutenção dos fluxos externos, uma vez que o ajuste fiscal não havia sido integralmente concluído. A partir disto, a crescente instabilidade no cenário internacional devido às crises asiática e russa, em 1997 e 1998, associadas ao agravamento da situação interna pelo aumento do endividamento público, levaram à mudança na condução da política monetária no início de 1999. Com estas condições, a inflação voltou a se elevar e o crescimento do produto real foi reduzido, o mesmo ocorrendo com os saldos reais.

Nesse novo contexto, a política monetária estava baseada na adoção do regime de metas de inflação (*inflation targeting*). Nesse regime, o governo controla a política monetária a partir de metas preestabelecidas para o crescimento do nível de preços e do produto agregado. Caso o nível de preços esteja se distanciando da meta preestabelecida, a taxa nominal de juros é ajustada de forma a eliminar o viés inflacionário [ver Gomes e Holland (2003)]. Essa política centra-se no modelo de política proposto por Taylor (1993) designada “Regra de Taylor”.

Essa forma de política propõe a adoção de regras transparentes e críveis, as quais seriam capazes de estabilizar, de forma simultânea, o crescimento dos preços e do produto, ao mesmo tempo em que fornece uma maior previsibilidade aos agentes econômicos. Nesse modelo, a taxa nominal de juros é determinada exogenamente – enquanto que a oferta monetária assume um comportamento endógeno –, sendo ajustada à medida que a autoridade monetária reage a mudanças nas condições econômicas.

A partir disto, no período mais recente, posterior a 1999, tem-se observado um cenário de maior estabilidade, com o produto real crescendo a taxas mais consistentes e

equilibradas, enquanto as taxas reais e nominais de juros estão declinando, ainda que de forma paulatina, porém continuam entre as mais elevadas globalmente. Por outro lado, os saldos reais têm apresentado crescimento, num movimento de monetização da economia. Exceção ocorreu em 2003, quando as incertezas quanto à transição governamental e a crise de credibilidade externa⁸ culminaram em um quadro de desestabilização econômica que resultou em contração do produto real.

Esse cenário indica uma reversão na relação entre o comportamento do produto real e dos juros reais, enquanto que, na década de 1980, ambas as variáveis apresentavam uma relação direta – taxas positivas de crescimento do produto real estavam associadas a taxas positivas no crescimento dos juros reais no período mais recente, elas apontam para uma dinâmica contrária.

Esta reversão pode estar associada ao comportamento diferenciado dos agentes no que se refere às decisões de investimento. Em períodos de instabilidade, com o custo de oportunidade da moeda elevado, os investimentos tendem a se direcionar para a especulação financeira, reduzindo o produto real, enquanto que, em momentos de maior estabilidade, as decisões ocorrem em direção aos investimentos produtivos, de forma que o produto real tende a se expandir.

Recentemente, movimentos mais acentuados na condução da política monetária foram verificados entre os anos de 2008 e 2009, em meio à crise norte-americana, os quais resultaram em pequenas variações (positivas) sobre os juros nominais associadas a mudanças nas alíquotas do recolhimento compulsório. Ressalta-se que medidas de cunho fiscal também foram adotadas com o objetivo de suavizar os efeitos da crise e manter o nível da atividade econômica.

2.3 FATOS ESTILIZADOS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS DA ECONOMIA BRASILEIRA

Para caracterizar o comportamento cíclico das variáveis macroeconômicas utilizadas, foram adotados alguns procedimentos cujo objetivo foi transformar as séries para obter os movimentos cíclicos, dos quais são retiradas as informações –

⁸ Escândalos contábeis nos Estados Unidos, moratória argentina e guerra no Iraque.

relacionadas à volatilidade e à correlação contemporânea com o produto agregado real – necessárias para a caracterização da economia brasileira.

Primeiramente, as séries macroeconômicas (reais e nominais) foram divididas pelo tamanho da população de forma a utilizá-las em termos *per capita*. Após isto, foi obtido o logaritmo das mesmas e, posteriormente, foram removidas as frequências baixas por meio do filtro de Hodrick-Prescott (HP), com parâmetro de suavização 100, para dados anuais, conforme indicado pela literatura⁹.

As características dinâmicas – frequências altas – da economia brasileira foram analisadas no período entre 1980 e 2009 e em dois subperíodos. O primeiro entre 1980 e 1994 e o segundo entre 1995 e 2009, período pós-Plano Real. Os fatos estilizados obtidos a partir das estatísticas das variáveis macroeconômicas brasileiras encontram-se nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. A primeira coluna corresponde aos desvios-padrão de cada variável ($DP[x](\%)$), a segunda corresponde à razão entre os desvios-padrão de cada uma das variáveis e o produto ($(DP[x]/DP[y])$), e a terceira coluna corresponde às correlações – comovimentos – do produto com cada uma das variáveis ao longo do ciclo ($CORR[x,y]$).

Tabela 1 - Fatos estilizados da economia brasileira entre 1980 e 2009

Variável	$DP[x](\%)$	$DP[x]/DP[y]$	$CORR[x,y]$
<i>y</i>	3,3712	1,0000	1,0000
<i>c</i>	3,2885	0,9755	0,9541
<i>i</i>	5,6207	1,6673	0,7600
<i>h</i>	3,8895	1,1537	0,7349
<i>m</i>	7,4187	2,2006	0,6131
<i>j</i>	21,4949	6,3760	-0,5665
<i>r</i>	13,0331	3,8660	-0,1990
π	31,4796	9,3378	-0,5359

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: *y* = produto, *c* = consumo, *i* = investimento, *h* = horas trabalhadas, *m* = saldo monetário real, *j* = taxa de juros nominal, *r* = taxa de juros real e π = taxa de inflação.

⁹ Hansen (1985); Hodrick e Prescott (1997); Ellery Jr, Gomes e Sachsida (2002); Kanzuk (2002; 2004) e Teles, Springer, Gomes e Cavalcanti (2005).

A elevada volatilidade, comparativamente aos ciclos de negócios de outras economias como a norte-americana, foi a característica predominante dos ciclos da economia brasileira ao longo do período analisado. Essa característica encontra maior evidência ao observar o comportamento cíclico das variáveis nominais, sobretudo da taxa nominal de juros e da taxa de inflação, as quais tendem a variar à medida que as condições econômicas evoluem. Assim, as instabilidades estão intrínsecas em seu comportamento, bem como seu movimento contracíclico. Além de estarem condicionadas ao comportamento da economia doméstica, também estão sujeitas a eventos externos, os quais corroboram para esta instabilidade.

A elevada volatilidade da inflação esteve associada a um conjunto de fatores, entre os quais os próprios mecanismos adotados para o controle dos preços. Para Ellery Jr e Gomes (2005), o processo inflacionário e os seguidos controles de preços enfrentados pela economia brasileira, ao longo dos anos 1980 até meados dos anos de 1990, corroboram esta instabilidade. Na linha de Friedman (1976), a volatilidade do nível de preços tende a ser maior em economias com taxas de inflação mais elevadas, o que está associado ao ambiente de incerteza, o qual provoca um comportamento diferenciado nos agentes econômicos.

As variáveis reais da economia brasileira, da mesma forma, indicam um comportamento cíclico volátil, porém de menor magnitude. O consumo e o investimento apresentaram características distintas em relação ao ciclo econômico – produto agregado –, sendo o investimento mais sensível a mudanças cíclicas, enquanto o consumo tende a apresentar um comportamento menos volátil. No entanto, ambas as variáveis movem-se em direção à atividade econômica agregada (pró-cíclicas).

Este comportamento do consumo e do investimento deve-se ao fato de os bens duráveis e o nível de estoques representarem a maior parte dos gastos com investimentos, enquanto que os gastos com consumo compõem-se de bens não duráveis e serviços, os quais tendem a apresentar comportamento mais regular durante os ciclos econômicos. Isso ocorre pelo fato de os impulsos na demanda por bens duráveis preceder os efeitos sobre os bens não duráveis, como também pela sensibilidade dos bens duráveis ser maior relativamente ao dos bens não duráveis.

As propriedades cíclicas das horas trabalhadas na economia brasileira, h , seguiram o comportamento da atividade econômica agregada, sendo, no entanto, levemente mais sensíveis às mudanças no ciclo econômico. Isso se evidencia pelo

desvio-padrão de h ser superior ao do produto agregado. A instabilidade do mercado de trabalho é consequência de economias que passam por extensos períodos de crises, caso da brasileira ao longo da década de 1980 e parte da seguinte.

O comportamento cíclico dos saldos monetários reais, cerca de duas vezes mais volátil que o produto agregado, está associado, em grande parte, à conjuntura econômica brasileira do período inflacionário – entre 1986 a 1994, no qual o desequilíbrio no nível de preços determinava a deteriorização do valor da moeda doméstica. Ao mesmo tempo em que a moeda era utilizada como um mecanismo de arrecadação – pela senhoriagem –, ampliava a instabilidade econômica, processo que tinha como elemento preponderante sua inercialidade. Por sua vez, os movimentos dos saldos monetários reais ocorrem na mesma direção da atividade econômica agregada.

Ao analisar os diferentes períodos (ver Tabela 2), os fatos estilizados da economia brasileira indicaram a menor variabilidade cíclica das séries macroeconômicas no segundo subperíodo, – considerado a partir da implementação do Plano Real –, comparativamente ao primeiro subperíodo, que compreende os anos entre 1980 e 1994, resultados semelhantes aos obtidos por Kanczuk (2004a).

Tabela 2 - Fatos estilizados da economia brasileira entre os períodos de 1980 – 1994 e 1995 – 2009.

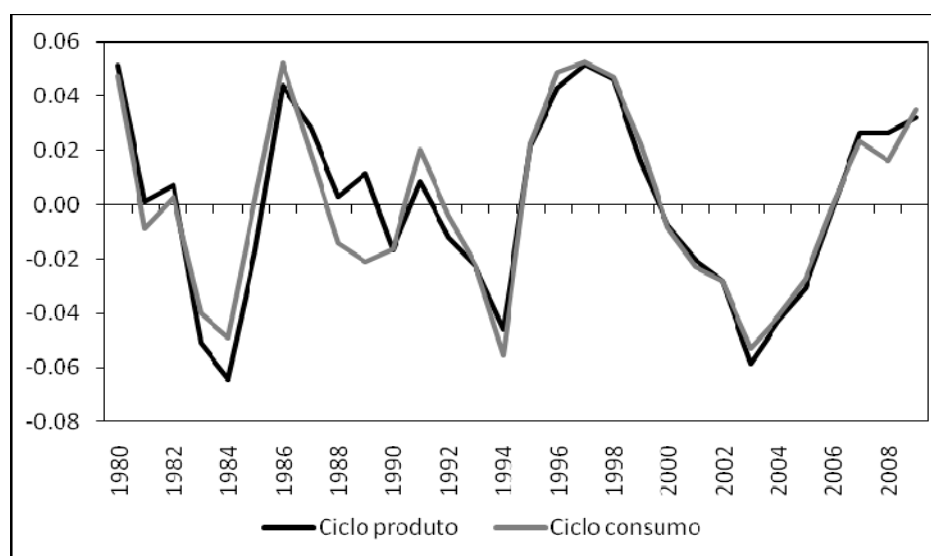
Variável	1980 – 1994			1995 – 2009		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
y	3,1349	1,0000	1,0000	2,3314	1,0000	1,0000
c	2,9141	0,9296	0,8979	2,2702	0,9737	0,9860
i	6,7885	2,1655	0,7372	3,3612	1,4417	0,8404
h	4,2412	1,3529	0,8568	3,6586	1,5693	0,6538
m	8,3376	2,6596	0,5292	4,3318	1,8580	0,8117
j	15,5340	4,9552	-0,4956	6,6256	2,8419	-0,5356
r	13,9118	4,4377	-0,2969	1,2465	0,5347	-0,2755
π	14,0795	4,4912	-0,2354	20,2094	8,6684	-0,6069

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: y = produto, c = consumo, i = investimento, h = horas trabalhadas, m = saldo monetário real, j = taxa de juros nominal, r = taxa de juros real e π = taxa de inflação.

Essa redução na volatilidade das variáveis associou-se, em grande parte, às mudanças no cenário econômico decorrentes do controle do crescimento inflacionário ocorrido a partir de 1994, de forma que a economia, estando menos suscetível a instabilidades e desequilíbrios, permitiu que o comportamento dos ciclos reais de negócios apresentasse maior regularidade.

Ao analisar o comportamento do produto e do consumo agregado, observou-se que, em ambos os subperíodos, a volatilidade foi menor do que o período como um todo, com um ciclo econômico mais suave entre os anos de 1995 e 2009. Uma característica dessas variáveis está na elevada correlação positiva, observada em ambos os subperíodos, o que indica que o consumo agregado apresenta um comportamento muito próximo ao da atividade econômica agregada, aumentando em expansões e diminuindo durante contrações econômicas. Esse comportamento similar entre os ciclos do produto e do consumo agregado pode ser observado na Figura 3.



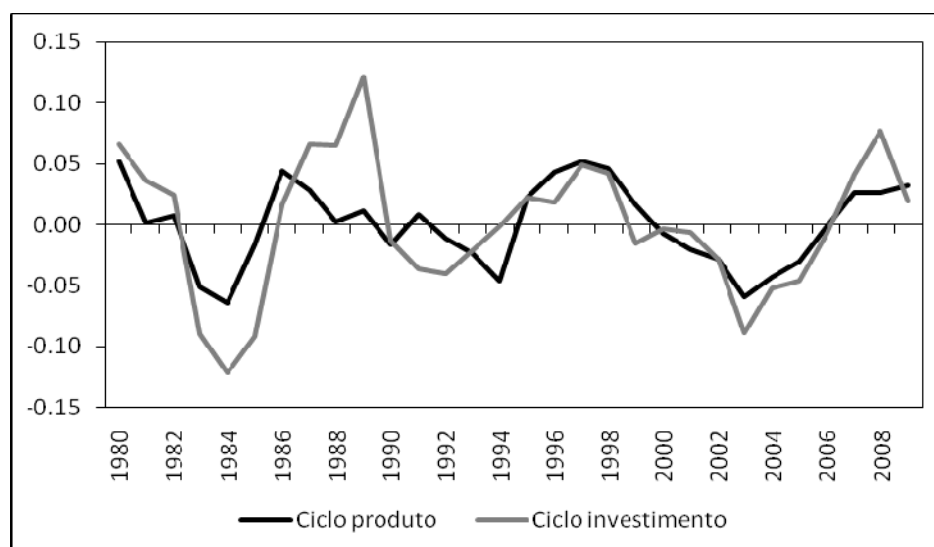
Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 3 - Ciclos do produto e do consumo na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Entretanto, essa correlação aumentou significativamente no segundo subperíodo, posterior a 1994, indicando que as flutuações no consumo estiveram mais associadas às flutuações no produto. Essa alta correlação entre consumo e produto agregado está relacionada, entre outros fatores, à restrição de liquidez de crédito na

economia brasileira, sobretudo em períodos de instabilidade econômica, o que impede as famílias de suavizar o consumo conforme desejado, como ocorrido no Brasil a partir de meados da década de 1980 até os primeiros anos da década de 1990, conforme discutido por Val e Ferreira (2001) e Ellery Jr, Gomes, Sachside (2002).

O investimento agregado apresentou volatilidade superior ao produto agregado em ambos os subperíodos, conforme Figura 4, porém seu ciclo econômico foi mais volátil no primeiro subperíodo do que no segundo relativamente ao produto agregado (2,17 contra 1,44). Esse resultado está de acordo com os obtidos por Kanczuk e Faria (2000) e Kanczuk (2002) e Ellery Jr e Gomes (2005). Essa volatilidade do investimento superior à flutuação do consumo e do produto corrobora o primeiro dos fatos estilizados da teoria dos ciclos de negócios, conforme Sorensen e Whitta-Jacobsen (2005).



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

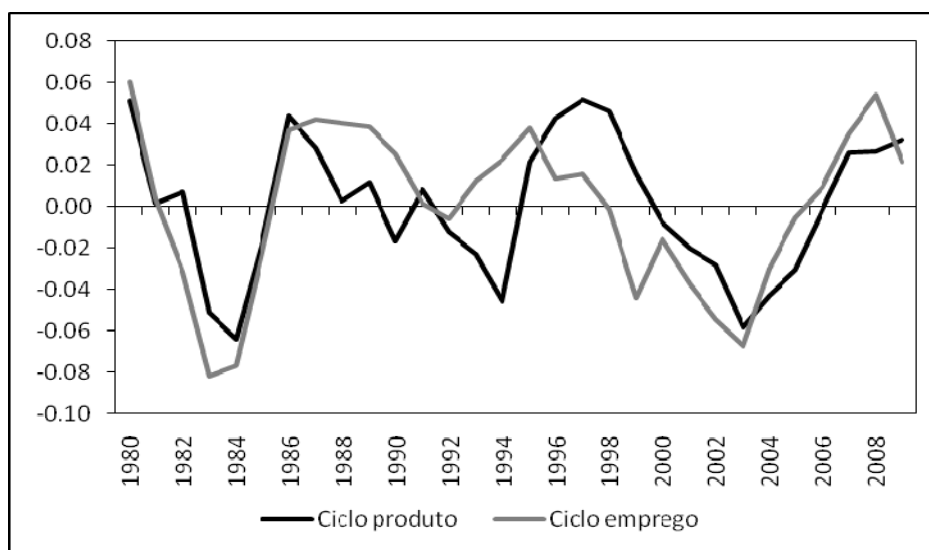
Figura 4 - Ciclos do produto e do investimento na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Alguns aspectos justificam o comportamento menos volátil do investimento no segundo subperíodo, entre eles ressaltam-se o processo de abertura econômica iniciado no início da década de 1990 e o processo de estabilização de preços de 1994. Neste novo cenário macroeconômico, as decisões de investimento foram alteradas, tanto do lado da produção quanto do consumo de bens duráveis, os quais se elevaram sensivelmente a partir de 1995, mantendo um comportamento mais regular e constante a partir deste período. O aumento da correlação entre o investimento e o produto

agregado, de 0,74 para 0,84, ratifica esta evidência, que é corroborada pelo comportamento cíclico similar de ambas as variáveis no segundo subperíodo.

A série das horas trabalhadas apresentou volatilidade marginalmente superior à do produto agregado em ambos os subperíodos analisados, porém, fluando relativamente mais no segundo subperíodo (1,35 contra 1,57). A reestruturação das empresas associadas com novas condições de trabalho em uma economia mais vinculada aos padrões internacionais, como verificado na economia brasileira após a liberalização econômica e comercial, estão entre os fatores que justificam este ciclo econômico mais volátil no período posterior a 1995.

A relação entre as horas trabalhadas e a atividade econômica foi positiva, indicando que as variáveis são pró-cíclicas. Esse resultado segue a linha dos obtidos por Val e Ferreira (2001), que obtiveram relação similar entre os ciclos do emprego e do produto. Entretanto a correlação se reduziu no segundo subperíodo, passando de 0,86 para 0,65, consequência do comportamento mais volátil observado pelas horas trabalhadas no período mais recente (ver Figura 5).



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

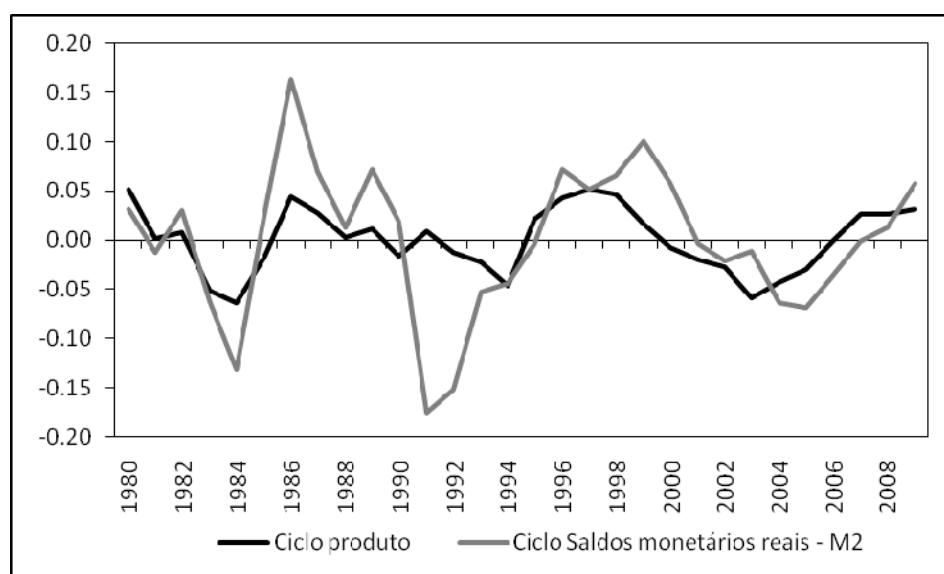
Figura 5 - Ciclos do produto e das horas trabalhadas na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Esse resultado ficou pouco acima dos valores encontrados por outros estudos para a economia brasileira, em que se situam em torno de 0,50, como os de Val e Ferreira (2001) e Kanczuk (2002). No entanto, como não há disponível uma série de

horas trabalhadas para a economia brasileira, o resultado pode estar, em parte, associado à forma de construção da série de horas trabalhadas.

Ao analisar o lado nominal da economia, observa-se que os ciclos de negócios apresentaram características diferentes das observadas do lado real. Nota-se que as flutuações alteraram-se de forma mais sensível nos subperíodos analisados. No período entre 1980 e 1994, os ciclos foram mais acentuados, reduzindo-se no período pós-Real. Essas características resultam do contexto econômico do país, de acentuado desequilíbrio, com uma política monetária excessivamente expansionista, em grande parte do primeiro período, para estabilidade econômica no período posterior a 1995.

Os saldos monetários reais, obtidos pela série da oferta de moeda, no conceito M2, foram mais voláteis que a atividade econômica no período entre 1980 e 2009. Entretanto verificou-se uma clara redução nas flutuações cíclicas do primeiro para o segundo período subperíodo, as quais passaram de 8,34 para 4,33, respectivamente, resultados similares aos encontrados por Ellery Jr e Gomes (2005).



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 6 - Ciclos do produto e dos saldos monetários reais na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Porém, cabe destacar que a volatilidade relativa dos saldos monetários reais reduziu-se em aproximadamente 30% nesses períodos (ver Tabela 2), indicando que os agentes econômicos tendem a rever suas decisões sobre a retenção de moeda à medida

que o cenário econômico sofre alterações. Neste caso, maior previsibilidade econômica eleva a retenção de saldos monetários reais pelos agentes.

Quando se analisa a correlação entre oferta real de moeda e produto agregado, pode ser verificada uma relação pró-cíclica, a qual se elevou no período posterior a 1995, confirmando o comportamento mais suave no segundo subperíodo. Por sua vez, Kanczuk (2004) encontrou resultados para o crescimento do agregado monetário da economia brasileira que se alteraram de acordo com o período analisado, passando de contracíclica para pró-cíclica. Estas possíveis mudanças, segundo Backus e Kehoe (1992) e Gavin e Kydland (1999), indicam que os segundos momentos das variáveis nominais não parecem ser robustos a diferentes intervalos de tempo, alterando as relações em diferentes contextos econômicos.

No entanto, ao analisar o comportamento dos saldos monetários reais e do produto agregado (ver Figura 6), observa-se um comportamento praticamente similar entre os períodos de 1980 a 1984 e de 1995 a 2009. Por outro lado, entre os anos de 1985 a 1994, verifica-se um acentuado deslocamento das trajetórias cíclicas destes agregados, com os saldos monetários apresentando flutuações expressivas. Esse período de deslocamento coincide com o de instabilidade da economia brasileira.

A estreita relação entre os movimentos dos agregados monetários e dos agregados reais constitui-se em uma das características dos ciclos de negócios de muitos países, sendo que a extensão desta associação tem sido foco de excessivos debates, em que se discutem como instabilidades monetárias afetam os ciclos de negócios. Esse comportamento ficou evidente na economia brasileira, dado que, em períodos de estabilidade, ambos os agregados tendem a comportar-se de forma análoga.

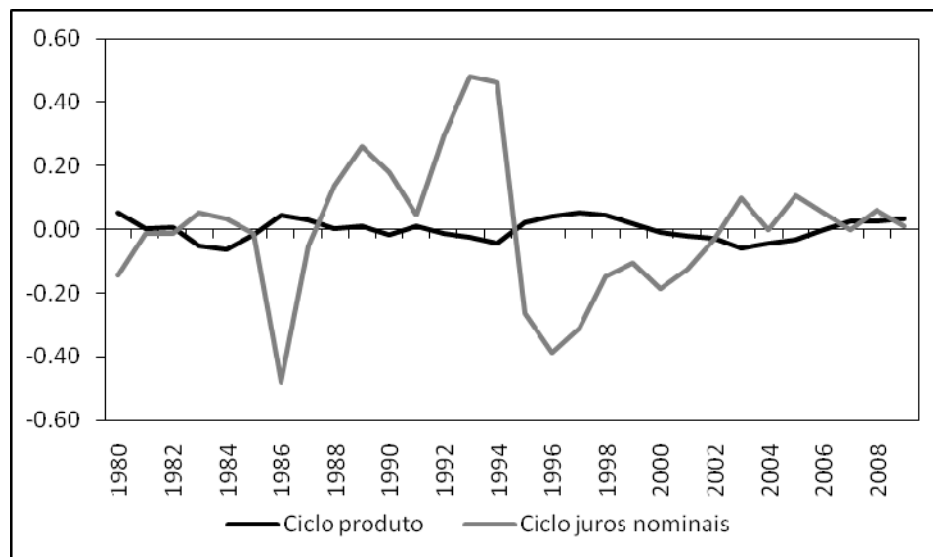
Conforme Cooley e Hansen (1995), o problema relacionado a esse debate tem sido evidenciar como mudanças monetárias podem ser importantes na compreensão das causas das flutuações nos ciclos de negócios em economias onde se pressupõe que os agentes econômicos comportam-se racionalmente. Essa discussão ganhou ênfase em economias que passaram por intensas instabilidades econômicas, sobretudo naquelas em que o foco dessas instabilidades foram problemas monetários associados a elevadas taxas de inflação, à semelhança da economia brasileira.

A variável macroeconômica relacionada com a taxa de juros nominal – medida pela taxa *over-selic* – apresentou mudanças mais sensíveis em seus ciclos nos períodos analisados, variando de alta volatilidade no período de instabilidade econômica, que

caracterizou a economia brasileira entre meados da década de 1980 e meados da década de 1990, para volatilidade mais suave no período de estabilização econômica, posterior a 1995 (15,53 contra 6,63).

Esse comportamento é demonstrado pela Figura 7, em que se verificam, no primeiro período, momentos diferenciados, semelhantes ao comportamento dos saldos monetários reais, com as flutuações ocorrendo de forma paralela entre 1980 e 1984, para depois distanciar-se. Essa trajetória destoante entre 1985 e 1995 reflete o período em que a condução da política monetária estava associada aos desequilíbrios internos e ao cenário internacional, o qual, instável, agravava a situação da economia.

Por sua vez, a partir de 1995, observa-se uma trajetória relativamente similar entre os ciclos da taxa de juros nominal e do produto agregado, ainda que analisada com limitações, ratificando a menor volatilidade dessa série. Em uma análise mais detalhada, observa-se que, em momentos de flutuações positivas dos juros nominais, o produto apresenta ciclos contrários, o que corrobora a natureza contracíclica encontrada no comovimento entre essas séries.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

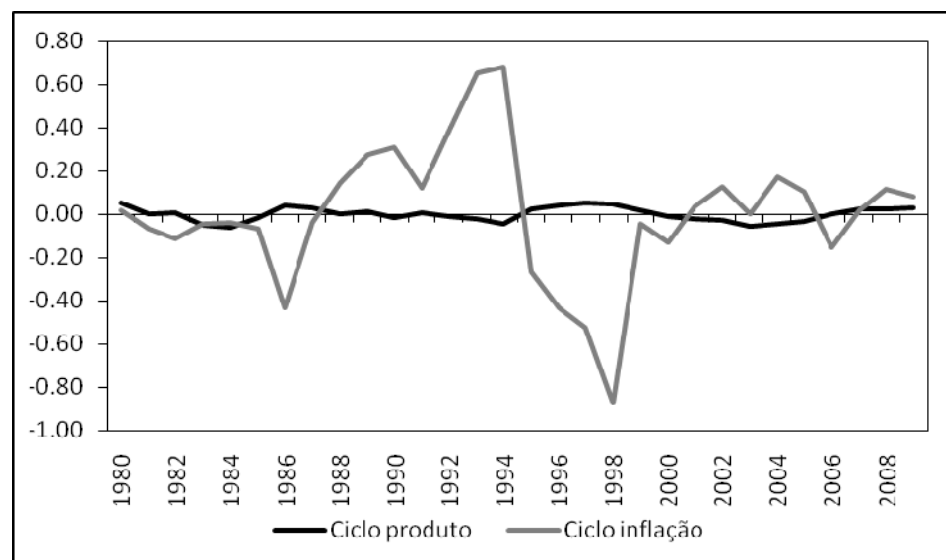
Figura 7 - Ciclos do produto e dos juros nominais na economia brasileira entre 1980 e 2009.

De forma semelhante, ao analisar o comportamento do nível de preços da economia brasileira – correspondente à taxa de inflação, medida pelo IPCA –, verifica-

se uma acentuada volatilidade em relação ao produto, comportamento característico para essa série em economias em desenvolvimento.

No entanto, ao analisar o ciclo econômico da inflação ao longo dos subperíodos, observa-se uma maior volatilidade no segundo subperíodo relativamente ao primeiro. Essa evidência, aparentemente contraditória, explica-se pelo fato de que, entre os anos de 1980 e 1994, a inflação mantinha-se em patamares elevados, pois, apesar de apresentar oscilações muito acentuadas, suas variações não eram menos expressivas relativamente; diferentemente dos anos posteriores a 1994, em que a taxa de inflação foi reduzida e mantida em patamares baixos – menores de dois dígitos –, porém apresentou oscilações mais significativas, como se observa na Figura 8. Ademais, a menor volatilidade do produto agregado contribuiu para esse resultado da taxa de inflação.

Outra característica da taxa de inflação brasileira é sua relação contracíclica e persistente com o produto, o que sinaliza que essa variável aumenta em momentos de contrações econômicas e diminui durante as expansões econômicas. Conforme Ellery Jr e Gomes (2005), para a maioria dos países, o nível de preços no período do pós-guerra apresenta correlação negativa com o produto.



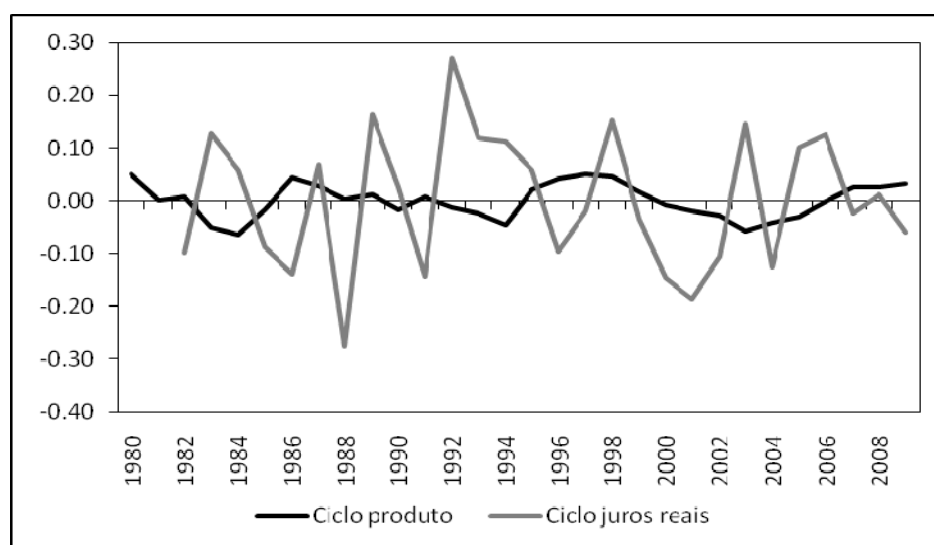
Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 8 - Ciclos do produto e da taxa de inflação na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Os juros reais caracterizam-se por apresentar uma elevada volatilidade relativamente ao produto da economia brasileira (ver Figura 9). No entanto, essa evidência sustenta-se no período precedente ao Plano Real, uma vez que, no subperíodo 1995-2009, a volatilidade dos juros reais foi cerca de 45% menor que a do produto agregado. Sabendo-se que a taxa real de juros depende dos juros nominais e do nível de preços, com os ciclos econômicos destas variáveis apresentando-se mais suaves no segundo subperíodo, isso implicou também uma taxa real de juros menos volátil.

Ao analisar a correlação com o produto agregado, verifica-se que as séries foram contracíclicas em ambos os subperíodos analisados, com pequena redução no segundo. Esses resultados são similares aos obtidos por Kanczuk (2004), em análise da relação entre os juros reais e os ciclos da economia brasileira¹⁰.

Segundo Kanczuk (2004), a natureza dessa relação decorre do fato de aumentos nos juros reais provocarem aumentos no custo de oportunidade do capital, de forma que se eleva a demanda por títulos públicos, retraindo a produção, que, por sua vez, afeta a oferta de trabalho por meio dos efeitos renda e substituição.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 9 - Ciclos do produto e dos juros reais na economia brasileira entre 1980 e 2009.

¹⁰ Neste trabalho, o autor obteve a relação quantitativa entre as flutuações na taxa real de juros e os ciclos de negócios da economia brasileira por meio da estimação da chamada curva IS dinâmica.

Conforme examinado pelas regularidades empíricas, os ciclos de negócios da economia brasileira apresentaram algumas peculiaridades, entre as quais a elevada volatilidade das séries, sobretudo das variáveis macroeconômicas nominais. Entretanto, as propriedades básicas sugeridas pela teoria dos ciclos de negócios foram observadas na economia brasileira, tanto no período como um todo como também em ambos os subperíodos analisados.

3. ABORDAGENS TEÓRICAS DOS CICLOS DE NEGÓCIOS

Este capítulo tem por objetivo descrever a teoria dos ciclos de negócios e suas relações com a macroeconomia. Na seção 3.1, é feita uma revisão sucinta das particularidades da teoria dos ciclos reais de negócios, enfatizando seus aspectos centrais e suas relações com a macroeconomia. Na seção 3.2, são apresentados os efeitos de um choque tecnológico positivo sobre as condições de emprego e do produto agregado de acordo com a teoria dos ciclos reais. A seção 3.3 aborda a teoria dos ciclos de negócios com a inclusão de variáveis nominais, bem como apresenta um modelo de ciclos de negócios básico com inclusão da moeda.

3.1 ASPECTOS CENTRAIS DA TEORIA DOS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS

A teoria dos ciclos reais de negócios afirma que as flutuações no produto e no emprego decorrem de uma série de choques reais que atingem a economia. Essa teoria pressupõe que os agentes otimizam suas decisões e que o ciclo de negócio é um fenômeno de equilíbrio, em que os mercados se ajustam rapidamente, permanecendo sempre equilibrados. Conforme Plosser (1989), um aspecto distintivo dessa teoria é alicerçar-se em firmes bases microeconômicas.

Nos modelos dinâmicos, o conceito de equilíbrio apoia-se na formulação, pelos agentes, de regras de decisão (planos de contingência) com base em um conjunto de

informações disponíveis. Teoricamente, o termo equilíbrio passou a ser usado para descrever o ponto de repouso do espaço de regras de decisão dos agentes, o que possibilitou, em última instância, o uso desse conceito para a análise de ambientes onde fatores como a dinâmica e a incerteza são fundamentais (MAGALHÃES, 2005).

A teoria *Real Business Cycle* (RBC) interpreta as flutuações no produto e no emprego como decorrentes de variações nas oportunidades reais da economia. Os ciclos econômicos são causados por flutuações do lado da oferta, como choques aleatórios da produtividade, e esses choques determinariam flutuações mesmo no curto prazo¹¹. O termo choque tecnológico representa o conjunto de fatores que são considerados fora da influência das firmas da economia (HANSEN e PRESCOTT, 1995). Para essa teoria, os ciclos de negócios são uma resposta natural e eficiente da economia a mudanças exógenas na tecnologia de produção disponível.

O desenvolvimento teórico dessa abordagem ocorreu com o intuito de propor modelos que sejam capazes de se ajustar de forma mais adequada à realidade das economias. Para tanto, tem como principal característica a condição da existência de um equilíbrio geral atingido via preços flexíveis. Os primeiros trabalhos a analisar as relações entre as variáveis macroeconômicas agregadas foram desenvolvidos por Kydland e Prescott (1982)¹², Long e Plosser (1983) e Hansen (1985).

A formalização dessa teoria como ferramenta para a análise das flutuações do produto e do emprego, tendo como questão central determinar se as flutuações do produto eram, em sua maioria, transitórias ou permanentes, foi desenvolvida por Kydland e Prescott (1982). Para atingir esse objetivo, os autores integraram a análise dos modelos de crescimento econômico de longo prazo e as flutuações macroeconômicas de curto prazo, sustentando que um determinante de longo prazo, o crescimento tecnológico, poderia gerar ciclos de curto prazo.

Na formulação desse modelo, Kydland e Prescott (1982) desenvolveram extensões do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956)¹³. Esse modelo tem

¹¹ A teoria clássica enfatiza que os choques reais variavam lentamente ao longo do tempo, porém, no curto prazo, eram considerados estáveis, sendo esses choques os determinantes do crescimento de longo prazo.

¹² Ambos os autores foram laureados com o Prêmio Nobel em Economia, no ano de 2004, por suas pesquisas sobre ciclos de negócios e política econômica.

¹³ Solow (1956) analisou o crescimento de longo prazo na ausência de crescimento tecnológico. Essa pressuposição considera que o crescimento poderá ser decorrente do crescimento da população ou do crescimento do estoque de capital, sendo que nenhum deles depende das decisões dos agentes

como uma de suas principais suposições que a poupança é uma fração constante do produto¹⁴.

Para Magalhães (2005), as mudanças desenvolvidas por Kydland e Prescott permitiram obter-se uma fonte de choques incidentes sobre a economia artificial ou, do contrário, o modelo tenderia a convergir, por construção, para um patamar de crescimento equilibrado. Por sua vez, essas extensões permitiram considerar as variações do nível de emprego e da produtividade no curto e no longo prazo.

Segundo Prescott (2001), o modelo de crescimento de Solow, com taxa de poupança determinada exogenamente, levou Cass (1965), Koopmans (1965) e Diamond (1965) a desenvolverem a teoria da alocação do produto entre consumo e investimento. Mais tarde, esses modelos foram estendidos para ambientes estocásticos por Brock e Mirman (1972).

O modelo de crescimento desenvolvido por Cass-Koopmans (1965) possui a mesma estrutura do modelo de crescimento neoclássico de Solow. Entretanto, esses autores consideraram que a taxa de poupança não é constante, envolvendo, assim, a decisão entre consumo e poupança por parte dos agentes econômicos, o que também permite considerar choques de produtividade ou outros tipos de choques.

Para Rebelo (2005), Kydland e Prescott introduziram três ideias revolucionárias para a macroeconomia. A primeira estava fundamentada no trabalho de Lucas e Prescott (1971), que enfatizava que os ciclos reais de negócios poderiam ser estudados utilizando modelos dinâmicos de equilíbrio geral. Esses modelos possiam características atomísticas, em que os agentes operavam em um mercado competitivo e formavam expectativas racionais sobre o futuro. A segunda é a possibilidade de unificar a teoria de ciclos de negócios e a teoria do crescimento econômico, ao inferir que os modelos de ciclos de negócios devem ser consistentes com as regularidades empíricas do crescimento em longo prazo. E a terceira ideia é a possibilidade de ir além da comparação qualitativa das propriedades do modelo com os fatos estilizados, que dominaram os trabalhos teóricos sobre macroeconomia até o início da década de 1980.

econômicos. Esse tipo de modelo é conhecido como modelo de crescimento exógeno (NOVAES *et al.*, 2008).

¹⁴ Kuznets (1946), utilizando um sistema de renda nacional e contabilidade do produto, evidenciou que a parcela do produto e a parcela de investimento no produto eram mais ou menos constantes ao longo do tempo, mesmo com o salário real incrementando mais que o preço do aluguel do capital (PRESCOTT, 2001).

Diferentemente de outras teorias do ciclo econômico, a teoria de ciclos reais de negócios avalia os períodos de recessões e de crescimento econômico como respostas eficientes do produto a alterações exógenas no ambiente econômico. Em outras palavras, as variações no emprego e na atividade econômica podem ser vistas como respostas eficientes em uma economia competitiva a tais choques. Esses são propagados em mercados perfeitamente competitivos, onde atuam agentes maximizadores de utilidade e de lucros.

Como mencionado, somente choques reais provocariam flutuações da atividade econômica. De acordo com Teles *et al.* (2005), a relevância dos choques de oferta ou tecnológicos são as fontes geradoras das flutuações, admitindo, assim, o modelo de crescimento neoclássico como referencial para o comportamento da economia a longo prazo. Esses choques estão relacionados com a tecnologia de produção, considerando que a principal fonte de impulsos são as novas descobertas, invenções de produtos ou melhorias de processos. Tais choques alteram a produtividade dos fatores de produção, mudando o ambiente dos agentes econômicos e fazendo com que estes mudem seu comportamento.

Dessa forma, alterações na tecnologia implicam flutuações nos preços e nos salários reais, o que, por sua vez, determina que os indivíduos racionalmente alterem sua oferta de trabalho e decisões de consumo. Entretanto, a forma com que a teoria dos ciclos de negócios explica as grandes respostas da oferta de trabalho às pequenas mudanças nos salários reais está na taxa de substituição intertemporal, a qual opera como um importante mecanismo de propagação.

Para tanto, considera-se que as variações temporárias do salário real estão associadas a uma elevada elasticidade da oferta de trabalho, o que determina que os indivíduos estejam dispostos a substituir lazer e, por conseguinte, trabalho ao longo do ciclo econômico. Assim, as famílias ajustam sua oferta de mão de obra ao longo do tempo, estando dispostas a trabalhar mais quando os salários estão elevados e menos quando estão baixos, de modo a maximizar a sua função de utilidade intertemporal.

A teoria dos ciclos reais de negócios distingue mecanismos de impulso e de propagação. O mecanismo de impulso é o choque inicial que causa um desvio do valor da variável do estado estacionário, enquanto o mecanismo de propagação consiste de forças que carregam os efeitos do choque para frente, diretamente ao longo do tempo, e

que causam um desvio persistente dos valores do estado estacionário (SNOWDON e VANE, 2005).

Os mecanismos de propagação dos choques tecnológicos ocorreriam de acordo com: (i) a produtividade marginal do capital, que aumenta e proporciona um incentivo para a maior acumulação; e (ii) a escolha intertemporal entre lazer e trabalho. Em relação ao primeiro, tem-se que, a uma determinada taxa real de juros, a produtividade marginal do capital torna-se maior que a taxa de retorno, estimulando novos investimentos. A acumulação de capital leva tempo e contribui para um nível de produção mais alto ao longo do processo. Entretanto, se o choque for temporário, seu fim vai assinalar um declínio na produtividade do capital, desencadeando um processo de desacumulação e uma queda na capacidade produtiva.

Em relação ao segundo mecanismo, um choque de produtividade estimula os trabalhadores a ofertarem mais trabalho no presente, fazendo o produto crescer acima da produtividade total dos fatores. Porém, no período subsequente, os trabalhadores reduzem a oferta de trabalho e, à medida que a oferta de mão de obra é reduzida, o produto agregado diminui.

A forma pela qual os choques tecnológicos se traduzem em movimentos do produto é determinada por uma taxa de crescimento do produto mais elevada do que a taxa média de crescimento da produtividade total dos fatores, aumentando a capacidade da economia produzir um maior nível de produto, dada uma oferta de capital e de trabalho. Essa taxa de crescimento maior eleva os salários, de modo que a oferta de trabalho aumenta na medida em que os trabalhadores encontram trabalhos mais recompensadores do que lazer.

Desse processo, geram-se dois efeitos que servem para aumentar o nível do produto agregado: (i) o efeito direto do aumento da produtividade; e (ii) os efeitos indiretos da maior oferta de trabalho. Porém, como o retorno sobre o capital aumenta, mas o estoque de capital é predeterminado, se o choque de tecnologia tivesse sido previsto, o aumento sobre o retorno do capital também poderia ter levado a um maior investimento nos períodos anteriores.

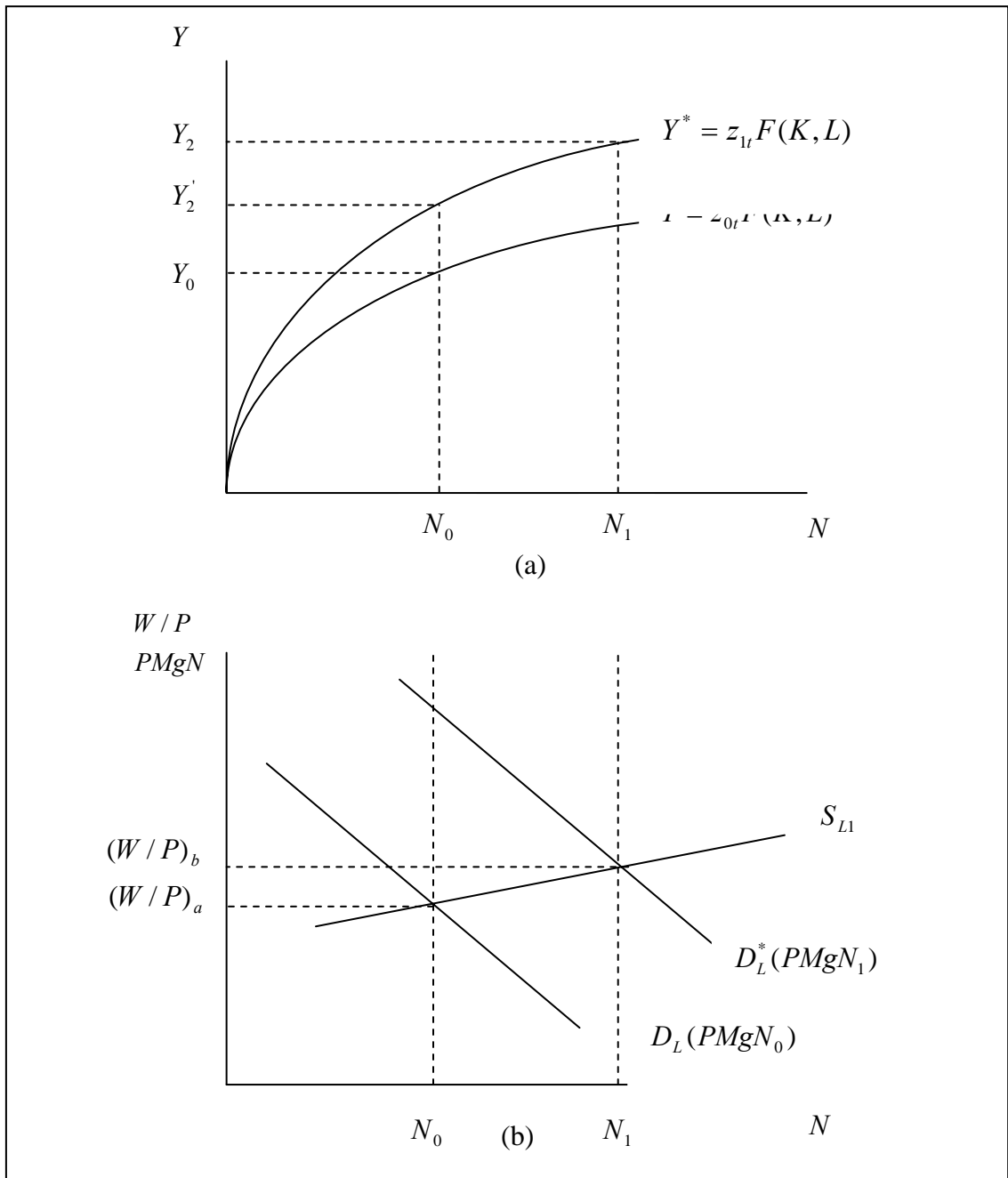
3.2 EFEITOS DE UM CHOQUE TECNOLÓGICO POSITIVO

Os choques tecnológicos (ou de produtividade) representam uma das causas dos movimentos cíclicos no produto e no emprego agregado. Porém, outros fatores exercem efeitos semelhantes, como condições ambientais, preço relativo das matérias-primas, mudanças nas preferências, entre outros. Para a teoria dos ciclos reais de negócios, os choques tecnológicos são fundamentais na explicação das flutuações econômicas.

Para verificar como o produto e o emprego agregado variam, foram considerados os efeitos de um choque tecnológico positivo, temporário, ocorrido em apenas um período e de forma exógena. Esse choque é representado por um aumento no termo z_t , na função de produção, de z_{0t} para z_{1t} , que altera a função de produção de Y para Y^* [ver Figura 10, painel (a)].

Esse deslocamento da possibilidade de produção da economia para cima, aumentará a produtividade marginal e a demanda por trabalho, conforme Figura 10, painel (b). Devido ao incremento da demanda por trabalho, o choque de produtividade aumenta o emprego e o produto agregado. Porém, o quanto aumentará o emprego irá depender da elasticidade da oferta de trabalho com relação ao salário real. Esse aumento também é identificado como uma mudança na produtividade total dos fatores, que indica a parte do crescimento que não pode ser explicada pelo crescimento dos insumos, mas pelo progresso tecnológico.

Para Snowdon e Vane (2005), os fatos estilizados dos ciclos reais de negócios indicam que variações pró-cíclicas pequenas nos salários reais estão associadas a grandes variações pró-cíclicas no emprego. Desta forma, para ser consistente com essa teoria, a oferta de trabalho deve ser altamente elástica em relação ao salário real, como indicado pela Figura 10, painel (b), pela curva de oferta S_{L1} . Nesse caso, o choque tecnológico expandirá o produto de Y_0 para Y_2 com o salário real, incrementando de $(W/P)_a$ para $(W/P)_b$, enquanto o emprego aumenta de N_0 para N_1 .



Fonte: Snowdon e Vane, 2005.

Figura 10 - Efeito de um choque tecnológico positivo em um modelo de ciclos reais de negócios sobre produto e emprego.

O aumento no produto gerado pelo choque tecnológico positivo poderá ser alocado entre consumo ou poupança, tal que: $Y_t = C_t + S_t$. Considerando que o modelo assume as condições da teoria clássica, a poupança se tornará investimento no período seguinte, o que permite estabelecer a evolução do estoque de capital. Como se está

considerando um choque tecnológico temporário, a formação de capital no período $t + 1$ ocorre pelo fato de não ser consumido todo o aumento do produto. Isso irá permitir que o consumo seja mais elevado nos períodos futuros.

Dessa forma, um nível de poupança mais elevado significa um investimento mais alto, que fará o estoque de capital crescer em um montante igual à poupança no período t , mais a parte do estoque de capital $(1 - \delta)$ que restou do período t , considerado a depreciação. Uma vez que o estoque de capital elevou-se, o produto, no período seguinte, assim como em períodos futuros, também será mais elevado.

Por outro lado, se o choque fosse de longa duração, ou mesmo permanente, seus efeitos sobre o produto e o emprego seriam diferentes. Como o produto aumentaria por um período mais longo, os efeitos estimulariam aumentos no consumo presente e desincentivariam a poupança. A produtividade seria maior por períodos mais longos, pelo efeito direto do choque e, dessa forma, os agentes poderiam elevar menos o esforço de trabalho em cada período, aumentando, assim, o consumo de lazer.

Choques de longa duração na produtividade resultarão em mudanças no produto, no estoque de capital e no emprego agregado, persistindo por vários períodos. A teoria dos ciclos reais de negócios afirma que as respostas dinâmicas de agentes otimizadores decorrentes de mudanças nas condições econômicas terão efeitos de longa duração e que essas respostas podem explicar períodos de atividade econômica persistentemente alta ou baixa.

Os choques tecnológicos, como forma de explicar as flutuações no produto e no emprego agregado, por sua vez, são alvos de críticas de autores como Summers (1986) e Mankiw (1989), que argumentaram que essa teoria é improvável, no sentido de gerar explicações plausíveis empiricamente às flutuações econômicas observadas. Juntamente com os grandes distúrbios tecnológicos como fonte das flutuações econômicas, a substituição intertemporal do lazer pelo trabalho para explicar as mudanças na oferta de trabalho é fundamentalmente fraca.

Essas críticas estão centradas no fato de que os choques tecnológicos podem não ser suficientemente grandes para causar e, sobretudo, para explicar as flutuações econômicas do tipo e da magnitude que se observa no mundo real. Da mesma forma, a substituição intertemporal do lazer por trabalho ao longo do tempo seria baixa, devido ao fato de que mudanças esperadas no salário real levam somente a pequenas mudanças na oferta de trabalho (horas trabalhadas).

3.3 A MOEDA E OS CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS

Os modelos de ciclos reais de negócios, ao considerar que as flutuações da atividade econômica são respostas eficientes dos mercados – ou dos agentes econômicos – aos choques de oferta, consideram que as variáveis monetárias – oferta de moeda – não exercem nenhum efeito sobre o produto agregado e demais variáveis reais. Esta pressuposição está pautada na condição de que os preços e salários são perfeitamente flexíveis, permitindo à economia ajustar-se instantaneamente, de forma a retornar ao equilíbrio de longo prazo.

No entanto, esta pressuposição de neutralidade da moeda tem sido questionada, uma vez que os fatos econômicos têm evidenciado que a instabilidade monetária está entre as causas mais recorrentes das crises ocorridas nas modernas economias industriais. Tal evidência baseia-se no fato de que os ciclos da moeda antecedem os ciclos da atividade econômica [ver Friedman e Schwartz (1963)], o que indicaria que mudanças na oferta de moeda seriam não neutras, e o ajuste dos preços e salários não seria completo, de forma que as variáveis reais sofreriam desvios de sua trajetória.

Porém, em relação a este aspecto, Cooley e Hansen (1995) expuseram que o problema está em mostrar como impulsos monetários são causas relevantes das flutuações dos ciclos de negócios em economias em que se assume que os agentes comportam-se racionalmente. Assim sendo, as explicações de como a moeda poderia influenciar o comportamento dos ciclos de negócios tem sido discutida, mais especificamente, por duas teorias.

A primeira, formulada por Lucas (1972, 1975), enfatiza os choques monetários como fonte de problemas informacionais, os quais provocariam dificuldades para os agentes em distinguir mudanças nos preços relativos de mudanças nos preços agregados. Essa seria a forma pela qual as mudanças não antecipadas na oferta de moeda determinariam efeitos reais na atividade econômica.

Conforme Lucas (p.103, 1972), [...] as informações no estado corrente sobre os distúrbios reais e monetários são transmitidas aos agentes econômicos unicamente pelos preços onde as mudanças ocorrem, de forma que as informações transmitidas são imperfeitas, forçando os agentes a adotarem um comportamento cauteloso ao se protegerem de movimentos particulares nos preços, os quais poderão resultar em uma alteração na demanda relativa ou uma alteração nominal (monetária). Este

comportamento resulta na não neutralidade da moeda. Porém, ao mesmo tempo, a neutralidade da moeda no longo prazo, independentemente da magnitude real ou nominal, contínua mantida.

A segunda teoria explica que os efeitos reais sobre a atividade econômica provocados pela moeda seriam propagados por uma forma de rigidez nos preços e salários. Essa teoria, que se pauta na abordagem novo-keynesiana, foi adotada por Fischer (1977) e Taylor (1979). Ela descreve economias em que a rigidez salarial ocorre devido aos trabalhadores e as firmas formalizarem contratos com salários nominais fixos.

Na mesma linha, Mankiw (1985) enfatizou que a rigidez dos preços era decorrente de custos associados a mudanças nos preços. Como consequência desta pressuposição, os preços não necessariamente equilibram todos os mercados ao mesmo tempo. Por sua vez, essa rigidez pode ser decorrente de ineficiências sociais e privadas. Assim, os ciclos de negócios resultariam de ajustamentos subótimos dos preços em resposta aos choques de demanda. Comum para essa teoria é o argumento de que a rigidez nominal seria o mecanismo pelo qual os choques monetários são propagados [ver Cooley e Hansen (1995)].

Esta restrição – rigidez dos preços – foi incluída nos modelos-padrão de ciclos reais de negócios quando se considerou que os agentes deveriam trazer do período anterior a moeda a ser usada no período presente, para financiar suas compras de bens de consumo (ou de um subconjunto de bens de consumo). Este modelo é denominado na literatura como *cash-in-advance*, tendo em Lucas e Stokey (1983) sua fundamentação teórica, como descrito em Cooley e Hansen (1994), Walsh (2003) e MacCandless (2008).

Além desta forma de introduzir moeda na estrutura dos modelos de crescimento neoclássico, há outras duas. A primeira delas assume que a moeda pode ser demandada para reduzir os custos de transação na aquisição de bens de consumo, de forma que se eleva a demanda por moeda. Nessa abordagem, assume-se que tempo e moeda podem ser combinados para produzir transações necessárias para a obtenção de bens de consumo. Esse modelo segue o enfoque proposto por Clower (1967) e Kiyotaki e Wright (1989). A segunda considera que os saldos monetários reais podem ser incluídos diretamente como argumento na função utilidade dos agentes. Essa segunda

abordagem, formalmente estruturada a partir do modelo de uma função *money-in-the-utility function* (MIU), foi teoricamente proposta por Sidrausky (1976).

Nessa última abordagem, a utilidade depende diretamente do consumo de bens e da manutenção de moeda, de forma que, em equilíbrio, os agentes escolhem manter quantidades positivas de moeda tal que a moeda terá valores positivos. A função MIU tem sido usada para examinar uma variedade de problemas associados a economias monetárias, como no caso deste trabalho. Na próxima seção, são apresentadas em pormenores as particularidades dessa abordagem.

3.3.1 A estrutura de um modelo de ciclos de negócios com inclusão da moeda

O modelo da função de utilidade com inclusão da moeda desenvolvido por Sidrauski (1967) faz parte daqueles que incorporam moeda dentro dos modelos de equilíbrio geral, em linha com os modelos da nova síntese neoclássica. Esse modelo assume que a moeda gera utilidade direta pela incorporação de saldos monetários reais dentro da função de utilidade dos agentes representativos.

Considerando que os agentes preferem manter mais a menos moeda, a utilidade marginal da moeda é positiva e é crescente, com incrementos em sua manutenção. Assim sendo, mesmo que ela não seja utilizada em transações econômicas (gasta), ela gera utilidade, ao passo que os agentes desejarão manter quantidades positivas de moeda. Contudo, esta condição é satisfeita somente se, em equilíbrio, a moeda tiver valores positivos.

De forma semelhante aos modelos de ciclos reais de negócios padrão¹⁵, o modelo *money-in-the-utility function* apresenta um ambiente econômico que se constitui de uma economia artificial composta por um agente representativo das famílias – a partir do qual definem-se a população e as preferências –, e de uma função de produção das firmas – que define a tecnologia utilizada e a evolução do estoque de capital.

A fundamentação teórica do modelo *money-in-the-utility function*, proposto por Sidrauski (1967), determina que a moeda fornece alguns serviços à economia e que os benefícios desses serviços podem ser expressos na função utilidade. Esta hipótese

¹⁵ Ver Kydland e Prescott (1982), Long e Plosser (1983) e Hansen (1985).

sugere que maiores quantidades de saldos reais reduziriam a energia e o tempo gastos pelos agentes com as transações econômicas. Deste modo, o uso dos saldos monetários reduziria os custos de transação e os agentes obteriam utilidade desta atividade. Complementando, Walsh (2003) enfatizou que os saldos reais seriam alguma medida de serviços de transação, expressos em termos de bens, os quais são representados pela quantidade de moeda mantida pelos agentes.

A partir desta condição, considera-se que os saldos monetários reais influenciam as decisões dos agentes econômicos, ao passo que a manutenção de maiores quantidades de saldos monetários reais incrementaria o bem-estar dos agentes. Especificamente, os saldos reais são definidos a partir de:

$$m_t = \frac{M_t}{P_t N_t}, \quad (1)$$

em que m é o saldo monetário real (ou fluxos de serviços por unidade de tempo), M é o estoque nominal de moeda e P uma medida do nível geral de preços (ou preço da moeda), o qual é corrigido pelo tamanho da população, N . Deste modo, sendo que o fluxo de serviços é proporcional ao valor real do estoque de moeda, os m podem ser definidos como a manutenção de moeda real *per capita*.

A partir da definição dos saldos monetários reais *per capita*, pode-se estruturar a função utilidade no modelo *money-in-the-utility function*. Formalmente:

$$u\left(c_t, \frac{M_t}{P_t N_t}, l_t\right) = u(c_t, m_t, 1 - h_t), \quad (2)$$

em que c é o consumo *per capita* por unidade de tempo e l é o tempo disponível para o lazer. Ao normalizar para a unidade o lazer, tem-se que $l = 1 - h$, sendo h o tempo alocado ao trabalho (horas trabalhadas), semelhante aos modelos de ciclos reais de negócios de economias não monetárias. As letras minúsculas referem-se às variáveis em termos *per capita*, enquanto as letras maiúsculas referem-se às variáveis em termos agregados (absolutos), definições doravante seguidas neste trabalho.

Uma das vantagens da introdução da moeda na função utilidade é produzir um ativo alternativo ao capital real [ver Sidrauski (1976)]. Para McCandless (2008), o modelo permite considerar outros ativos que os agentes podem manter, ao passo que produzirá uma taxa real de retorno para a moeda menor que a dos outros ativos.

Após estas definições, pode ser examinado o modelo de ciclos de negócios com a moeda como um argumento da função utilidade. Para tanto, assume-se que a economia é povoada por um *continuum* de indivíduos idênticos que vivem infinitamente. A partir desta pressuposição, o comportamento de um grupo pode ser explicado pelo comportamento de um agente representativo, sendo a utilidade desse agente representada pela seguinte função:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, m_t, 1 - h_t), \quad (3)$$

em que E_0 é o operador de expectativa no período presente e β representa a taxa de desconto intertemporal, sendo que $0 < \beta < 1$. O agente escolhe cada sequência de $\{c_t, m_t, k_{t+1}, h_t\}_{t=0}^{\infty}$ com objetivo de maximizar a função de utilidade descontada, sujeito à restrição orçamentária:

$$c_t + k_{t+1} + m_t = w_t h_t + r_t k_t + (1 - \delta)k_t + \frac{M_{t-1}}{P_t N_t} + (u_t - 1) \frac{M_{t-1}}{P_t N_t}, \quad (4)$$

em que w é a remuneração do trabalho no período presente, r é a remuneração do capital no período t e u é a taxa de crescimento monetário e $(u_t - 1)M_{t-1}$ é a soma das transferências de moeda da autoridade monetária para as famílias no período t , com $u_t \geq 1$.

Para obter a oferta nominal de moeda no período seguinte, adota-se a regra de crescimento monetário, que é determinada pelo seguinte processo:

$$M_{t+1} = u_{t+1} M_t, \quad (5)$$

sendo u_{t+1} a taxa de crescimento monetário no período $t + 1$.

A função de produção das firmas assume retornos constantes à escala. Desde que todas as firmas possuem a mesma tecnologia, a produção em termos *per capita* pode ser agregada da seguinte forma:

$$y_t = z_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}, \quad (6)$$

sendo α a parcela do capital no total da renda (produto), y a quantidade de produto *per capita* produzido, h as horas trabalhadas, k o estoque de capital *per capita* e z um distúrbio exógeno que segue um processo de tecnologia estocástica. Considerando as condições de equilíbrio no mercado competitivo, o produto agregado pode ser reescrito da seguinte maneira:

$$y = w_t h_t + r_t k_t, \text{ com } r_t = \alpha z_t k_t^{\alpha-1} h_t^{1-\alpha} \text{ e } w_t = (1-\alpha) z_t k_t^\alpha h_t^{-\alpha}. \quad (7)$$

Após a definição da população e da tecnologia, definem-se os choques estocásticos. O choque tecnológico, z_t , segue o seguinte processo:

$$\ln z_t = \rho \ln z_{t-1} + \varepsilon_t^z, \text{ com } 0 < \rho < 1 \quad (8)$$

sendo ρ o parâmetro de persistência do choque tecnológico e $\varepsilon_t^i \sim N(0, \sigma^i)$ para $i = z$. A taxa de crescimento monetário, u_t , é determinado por:

$$\ln u_t = (1-\pi) \ln \bar{u} + \pi \ln u_{t-1} + \varepsilon_t^u, \quad (9)$$

em que π é a taxa de inflação, \bar{u} é a taxa de crescimento monetário constante no estado estacionário e $\varepsilon_t^i \sim N(0, \sigma^i)$, com $i = u$.

A expressão em (9) indica que a taxa de crescimento monetário no período t dependerá da taxa de crescimento monetário constante, da taxa de crescimento monetário do período anterior e de um distúrbio aleatório. Porém, o crescimento

monetário de longo prazo é corrigido pela taxa de inflação, da mesma forma que o crescimento monetário passado está associado com o nível de preços corrente.

O estado estacionário, em uma economia com uma taxa de crescimento monetário constante, \bar{u}_t , é dado pelo conjunto de variáveis reais $\{\bar{y}, \bar{c}, \bar{h}, \bar{k}, \bar{w}, \bar{r}\}$ e pelos saldos monetários reais constantes, $\overline{M/P_N}$, determinando, assim, que as condições de primeira ordem das famílias e das firmas sejam mantidas e o produto agregado seja definido pela função de produção. Expostos a teoria e o modelo teórico, no capítulo seguinte é apresentado o modelo empírico utilizado neste trabalho.

4. METODOLOGIA

Este capítulo tem por objetivo apresentar a metodologia utilizada para o desenvolvimento do trabalho. Para isso, na seção 4.1, é apresentado em pormenores o modelo *money-in-the-utility function* (MIU), suas funções, preferências e equilíbrio. Na seção 4.2, são apresentados os parâmetros calibrados para a solução do modelo. Na seção 4.3, são descritas as variáveis e a fonte dos dados utilizados. A seção 4.4 apresenta os choques – produtividade e monetário –, que permitiram analisar as flutuações dos ciclos de negócios e o comportamento da economia a mudanças exógenas em direção ao estado estacionário. A seção 4.5 descreve o método de filtragem. E, na seção 4.6, são apresentadas as simulações implementadas.

4.1 O MODELO *MONEY-IN-THE-UTILITY FUNCTION* (MIU)

4.1.1 População e preferências

A função de utilidade da família representativa determina um *continuum* de famílias homogêneas vivendo infinitamente num intervalo $[0,1]$, definida como:

$$u(c_t, m_t, l_t), \tag{9}$$

em que c_t é o consumo *per capita*, m_t é o saldo monetário real *per capita* (*real money balance*) e l_t é o lazer. Assume-se que a função utilidade é crescente, côncava e continuamente diferenciável e satisfaz as seguintes condições: $u_c(c_t, m_t, l_t) > 0$, $u_m(c_t, m_t, l_t) > 0$ e $u_l(c_t, m_t, l_t) > 0$ e, $u_{cc}(c_t, m_t, l_t) < 0$, $u_{mm}(c_t, m_t, l_t) < 0$ e $u_{ll}(c_t, m_t, l_t) < 0$.

O saldo monetário real *per capita* é definido como o fluxo de serviços gerado pela manutenção de moeda. Considerando que o fluxo de serviços é proporcional ao valor do estoque de moeda, então os m_t tornam-se iguais ao valor real da manutenção de moeda, determinando que $m_t = M_t / P_t N_t$, sendo M_t , a quantidade de unidades monetárias e P_t , o nível de preços com N_t normalizado para a unidade, dado que por hipótese a população cresce a uma taxa constante.

A equação (9) define a utilidade marginal da moeda, sendo ela positiva, então a trajetória do consumo será constante para todo o tempo t , de forma que a utilidade será crescente pelo aumento da manutenção de moeda.

O agente aloca seu tempo disponível em trabalho (h_t) e em lazer (l_t), de forma que seja normalizado à unidade:

$$l_t + h_t = 1 \Rightarrow l_t = 1 - h_t \Rightarrow h_t = 1 - l_t \quad (10)$$

O modelo original de Sidrauski (1967) assume que a utilidade depende apenas das decisões de consumo e da manutenção de moeda. Entretanto, neste modelo, considera-se que a utilidade depende também das decisões relacionadas à oferta de trabalho, extensão necessária para estudar as flutuações dos ciclos de negócios, sendo as variações no emprego uma importante característica dos ciclos (WALSH, 2003).

Considerando que a utilidade assume a forma funcional CES (*Constant Elasticity Substitution*), pode-se reescrever a função utilidade da seguinte forma:

$$u(c_t, m_t, l_t) = \frac{C_t^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{(1-h_t)^{1-\eta}}{1-\eta}, \quad (11)$$

em que C é um bem de consumo composto, Φ é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco)¹⁶, η é o inverso da elasticidade da oferta de trabalho e Ψ é um parâmetro positivo associado a contingência do lazer (preferência por lazer), sendo que os parâmetros seguem as seguintes condições: $\eta, \Phi, \Psi > 0$ e $\eta, \Phi \neq 1$.

Para tanto, o bem de consumo composto depende do nível de bens de consumo (c) e do saldo monetário real (m), como também está associado a elasticidade consumo da demanda de moeda (a) e a elasticidade juros da demanda de moeda (b), conforme definido em (12):

$$C_t = [ac_t^{1-b} + (1-a)m_t^{1-b}]^{\frac{1}{1-b}}, \text{ com } 0 < a < 1, b > 0 \text{ e } b \neq 1 \quad (12)$$

As preferências na forma CES são consistentes com o crescimento no estado estacionário e, no caso limite, com $\Phi = b = 1$, as preferências sobre consumo e moeda são log-lineares, tal que: $u(c_t, m_t, l_t) = a \ln c_t + (1-a) \ln m_t + \Psi l_t^{1-\eta} / (1-\eta)$. Pode ser verificado que, nesta situação, as trajetórias são independentes da oferta de moeda desde que a taxa marginal de substituição entre lazer e consumo seja independente do saldo monetário real (FISCHER, 1979).

4.1.2 Tecnologia

A tecnologia segue a especificação padrão dos modelos neoclássicos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico, assumindo que a economia modelada produz um único produto, o qual é produzido usando os insumos, capital e trabalho, de acordo com a função produção Cobb-Douglas, com retornos constantes à escala, assim definida:

$$y_t = f(k_t, h_t, z_t) = z_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (13)$$

¹⁶ Em modelos de análise do comportamento do consumidor, o coeficiente de aversão relativa ao risco é recíproco à elasticidade intertemporal de substituição no consumo [ver Issler e Piqueira (2000)].

em que k é o estoque de capital fixo *per capita*, h é a quantidade total de horas trabalhadas, α o parâmetro que determina a parcela do capital no produto (na renda) nacional, $(1-\alpha)$ corresponde à parcela do trabalho na renda nacional e z é um distúrbio exógeno que segue um processo de tecnologia estocástica. Assume-se que função de produção satisfaz as seguintes condições de Inada: $f_k > 0$ e $f_h > 0$ com $f_{kk} < 0$, $f_{hh} < 0$ e $f_{kh} > 0$.

A função de produção está sujeita à lei de movimento do capital determinada por:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t, \quad (14)$$

cuja restrição de possibilidade é dada por:

$$f(k_t, h_t, z_t) \geq c_t + i_t, \quad (15)$$

em que δ é a taxa de depreciação cujo intervalo está entre 0 e 1 e i é o investimento agregado.

Uma função com tais proposições, como verificada em (13), evidencia o processo de divisão da renda entre os fatores de produção e especifica as contribuições oriundas do progresso tecnológico e da expansão da oferta destes fatores à dinâmica do crescimento econômico.

A hipótese de rendimentos constantes à escala, cuja definição indica que o crescimento do produto é proporcional ao crescimento dos insumos, associada aos coeficientes α e $1-\alpha$, é definida em termos de elasticidades do produto do capital e do produto do trabalho. Essas elasticidades representam a divisão da remuneração (renda nacional) entre capital e trabalho, na presença de eficiência econômica.

4.1.3 Definição do equilíbrio

Definidas as formas funcionais para a função de utilidade e para a função de produção, a etapa seguinte consistiu em definir o problema de decisão das famílias e obter as condições de primeira ordem para as variáveis endógenas que são consistentes

com essas condições. O agente representativo tem como objetivo maximizar a utilidade descontada condicionada às restrições, tal como apresentado em (16):

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\Phi}}{1-\Phi} + \Psi \frac{l_t^{1-\eta}}{1-\eta} \right) \right], \quad 0 < \beta < 1, \quad (16)$$

sujeito a restrição orçamentária determinada por:

$$f(k_t, h_t, z_t) + (1-\delta)k_{t-1} + \omega_t \geq c_t + k_t + d_t + m_t \quad (17)$$

$$\omega_t = \tau_t + \left(\frac{1+j_{t-1}}{1+\pi_t} \right) d_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{1+\pi_t} \quad (18)$$

em que E denota o operador de expectativa, β define a taxa de desconto intertemporal, com $0 < \beta < 1$, ω_t representa a riqueza real financeira do agente, τ_t representa o transferência real recebida do governo, d_t representa a manutenção de títulos, j_t define a taxa nominal de juros e π_t a taxa de inflação.

Sendo este um problema de otimização dinâmica, pode-se escrever o modelo como uma equação de Bellman, de forma que a função valor (V) representa o valor presente máximo da utilidade que o agente representativo da família pode alcançar se o estado corrente é dado por (ω_t, k_{t-1}) :

$$V(\omega_t, k_{t-1}) = \max_{c_t, m_t, n_t, b_t, k_t} \{u(c_t, m_t, 1-h_t) + \beta E_t V(\omega_{t+1}, k_t)\}. \quad (19)$$

sendo que a maximização está sujeita a restrição orçamentária em (20):

$$f(k_{t-1}, h_t, z_t) + (1-\delta)k_{t-1} + \omega_t \geq c_t + k_t + d_t + m_t, \quad (20)$$

$$\omega_{t+1} = \tau_{t+1} + \left(\frac{1+j_t}{1+\pi_{t+1}} \right) d_t + \frac{m_t}{1+\pi_{t+1}}, \quad (21)$$

em que ω_t , k_{t-1} e z_t são as variáveis de estado e c_t , m_t , n_t , d_t e k_t são as variáveis de controle. O tratamento de ω_t como variável de estado, determina que a taxa de crescimento monetário é conhecida no tempo em que as famílias tomam suas decisões sobre consumo, estoque de capital, títulos e saldos monetários reais. Da mesma forma, considera-se que o distúrbio da produtividade, z_t é conhecido no início do período t .

Usando (20) para eliminar k_t e (21) para substituir ω_{t+1} e, supondo a igualdade em (20), a função valor pode ser reescrita como:

$$V(\omega_t, k_{t-1}) = \max_{c_t, m_t, n_t, b_t, k_t} u(c_t, m_t, 1-h_t) + \beta E_t V \left(\begin{array}{l} \tau_{t+1} + \left(\frac{1+j_t}{1+\pi_{t+1}} \right) d_t + \frac{m_t}{1+\pi_{t+1}}, f(k_{t-1}, h_t, z_t) \\ +(1-\delta)k_{t-1} + \omega_t - c_t - d_t - m_t \end{array} \right) \quad (22)$$

As condições de primeira ordem do problema de otimização da família representativa a partir de (22) são:

$$\frac{\partial V}{\partial c_t} = u_c(c_t, m_t, 1-h_t) - \beta E_t V_k(\omega_{t+1}, k_t) = 0; \quad (23)$$

$$\frac{\partial V}{\partial m_t} = u_m(c_t, m_t, 1-h_t) + \beta E_t \left(\frac{V_\omega(\omega_{t+1}, k_t)}{1+\pi_{t+1}} \right) - \beta E_t(\omega_{t+1}, k_t) = 0; \text{ e} \quad (24)$$

$$\frac{\partial V}{\partial l_t} = -u_l(c_t, m_t, 1-h_t) + \beta E_t V_k(\omega_{t+1}, k_t) f(k_{t-1}, h_t, z_t) = 0. \quad (25)$$

Essas condições de primeira ordem podem ser simplificadas, usando a função valor avaliada em um período posterior, $V_k(\omega_{t+1}, k_t) = E_t \left\{ [1 - \delta + f_k(k_t, h_{t+1}, z_{t+1})] \right\}$, obtida de (24) e (25) e, reescrevendo-as da seguinte forma:

$$u_c(c_t, m_t, 1-h_t) = u_m(c_t, m_t, 1-h_t) + \beta E_t \left[\frac{u_c(c_{t+1}, m_{t+1}, 1-h_{t+1})}{1+\pi_{t+1}} \right]; \quad (26)$$

$$u_l(c_t, m_t, 1 - h_t) = u_c(c_t, m_t, 1 - h_t) f(k_{t-1}, h_t, z_t); e \quad (27)$$

$$u_c(c_t, m_t, 1 - h_t) = \beta E_t R_t u_c(c_{t+1}, m_{t+1}, 1 - h_{t+1}). \quad (28)$$

em que a variável R_t , definida como o produto marginal do capital líquido da depreciação (ou taxa de retorno real sobre o capital), em (28), é determinada por:

$$R_t = 1 - \delta + f'(k_t, h_{t+1}, z_{t+1}) \quad (29)$$

A equação (25) pode ser reescrita, usando (23) da seguinte forma:

$$\frac{u_l(c_t, m_t, 1 - h_t)}{u_c(c_t, m_t, 1 - h_t)} = f'(k_{t-1}, h_t, z_t). \quad (30)$$

A equação (30) mostra que, no ótimo, a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer deve ser igual ao produto marginal do trabalho.

Usando a forma funcional, as expressões de (26) a (29), tornam-se:

$$\frac{u_m}{u_c} = \left(\frac{1-a}{a} \right) \left(\frac{m_t}{c_t} \right)^{-b} = \frac{j_t}{1+j_t} \quad (31)$$

A equação em (31) evidencia que a taxa marginal de substituição entre moeda e consumo deve ser igual ao preço ou ao custo de oportunidade de manter moeda, sendo que o custo de oportunidade dessa manutenção de moeda está diretamente relacionado à taxa nominal de juros. Em outras palavras, determina o preço relativo da moeda em termos dos bens de consumo.

Por sua vez, os valores de equilíbrio do consumo, estoque de capital, manutenção de moeda e oferta de trabalho (horas trabalhadas) devem satisfazer as condições apresentadas em (23)-(25).

Por fim, o saldo monetário real evolui de acordo com a seguinte equação em diferença:

$$m_t = \left(\frac{1 + \Theta_t}{1 + \pi_t} \right) m_{t-1}, \quad (32)$$

em que Θ_t é a taxa de crescimento do estoque nominal de moeda. Esta expressão demonstra que o saldo monetário real no período t dependerá da taxa de crescimento nominal de moeda, da taxa de inflação e do saldo monetário real do período anterior.

4.1.4 O estado estacionário

Esta etapa consiste em determinar as propriedades do estado estacionário. Os valores do estado estacionário são expressos em termos dos parâmetros básicos do modelo, ou seja, produto, consumo, estoque de capital e oferta de trabalho (horas trabalhadas), representadas respectivamente por, y^{SS} , c^{SS} , k^{SS} e h^{SS} .

Inicialmente, a equação de Euler para o estado estacionário da taxa de desconto intertemporal é determinada pelo inverso da taxa real de retorno sobre o capital (ou pelo inverso da taxa real de juros), como segue:

$$\beta = \frac{1}{R^{SS}}, \text{ com } R^{SS} = \alpha \frac{y}{k} + 1 - \delta \quad (33)$$

Considerando a taxa de desconto intertemporal, a razão produto-capital no estado estacionário é definida pela seguinte expressão:

$$\left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}} \right) = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta \right). \quad (34)$$

Da função de produção apresentada em (13), tem-se que $(y^{SS} / k^{SS}) = (h^{SS} / k^{SS})^{1-\alpha}$, e considerando que no equilíbrio de longo prazo o choque tecnológico é conhecido, tal que $z_t = 1$, obtém-se:

$$\left(\frac{h^{SS}}{k^{SS}}\right) = \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = \left[\frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta\right)\right]^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (35)$$

Da restrição orçamentária agregada apresentada em (17) segue-se que:

$$\left(\frac{c^{SS}}{k^{SS}}\right) = \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}}\right) - \delta = \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1-\beta}{\beta}\right) + \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \delta, \quad (36)$$

desde que $(1+i^{SS}) = R^{SS}(1+\pi^{SS})$ e $(1+\pi^{SS}) = \Theta$, e

$$\frac{j^{SS}}{1+j^{SS}} = \frac{\Theta - \beta}{\Theta}.$$

Os valores do estado estacionário de (33) a (35) revelam as propriedades do modelo MIU e como variações na taxa de inflação no estado estacionário afetam o produto, o estoque de capital e o consumo agregado. Usando a função avaliada em (31), no estado estacionário, geram-se as seguintes expressões:

$$\left(\frac{m^{SS}}{c^{SS}}\right) = \left(\frac{a}{1-a}\right)^{\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta}\right)^{\frac{1}{b}}, \quad (37)$$

$$\frac{m^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{a}{1-a}\right)^{\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta}\right)^{\frac{1}{b}} \left(\frac{c^{SS}}{k^{SS}}\right), \quad (38)$$

$$\frac{n^{SS}}{k^{SS}} = \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (39)$$

Pode ser observado que, exceto as expressões do saldo monetário real relativo ao consumo e ao estoque de capital, as demais expressões são independentes da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda no estado estacionário. Por sua vez, os níveis

do estoque de capital, produto e consumo dependerão da taxa de crescimento monetário, os quais podem ser induzidos por mudanças em n no estado estacionário, decorrentes dos efeitos inflacionários.

No entanto, h^{SS} pode ser obtido a partir das formas funcionais da função de utilidade e de produção, tal que:

$$\frac{(h^{SS})^\Phi}{(1-h^{SS})^\eta} = H \left[1 + \left(\frac{a}{1-a} \right)^{\frac{1}{b}} \left(\frac{\Theta - \beta}{\Theta} \right)^{\frac{b-1}{b}} \right]^{\frac{b-\Phi}{1-b}}, \quad (40)$$

em que

$$H = \left(\frac{1-\alpha}{\Psi} \right) \left(\frac{y^{SS}}{k^{SS}} \right)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} a^{\frac{1-\Phi}{1-b}} \left(\frac{c^{SS}}{k^{SS}} \right)^{-\Phi} \left(\frac{k^{SS}}{n^{SS}} \right)^{-\Phi}. \quad (41)$$

A expressão em (40) é independente da taxa de crescimento no estado estacionário da oferta nominal de moeda. O lado esquerdo de (40) é crescente em h^{SS} . O efeito de um maior crescimento monetário, Θ , sobre o lado direito depende do sinal de $\xi = (b - \Phi)$. Se este for positivo, um maior crescimento monetário determina uma maior taxa de inflação no estado estacionário, como também uma taxa nominal de juros maior; caso contrário, se for negativo, um maior crescimento monetário reduz taxa de inflação e a taxa nominal de juros. Maiores taxas de inflação e maiores taxas nominais de juros resultam em uma queda nas horas trabalhadas no estado estacionário e, conseqüentemente, no produto, consumo e estoque de capital.

Quando $(b - \Phi) > 0$, consumo e moeda são complementares, de forma que uma taxa de inflação mais elevada reduz o equilíbrio monetário real, diminuindo assim a utilidade marginal do consumo. Este fato produz um efeito substituição, por parte das famílias, por maior lazer e menor oferta de trabalho. Tais efeitos serão opostos se consumo e moeda forem substitutos.

4.2 CHOQUES

Em grande parte dos modelos econômicos da nova síntese neoclássica, os ciclos de negócios são originados por distúrbios aleatórios exógenos – choques – associados a mudanças no progresso tecnológico, monetário ou fiscal. Por sua vez, neste estudo, foi examinado um modelo com choques múltiplos relacionados a alterações na tecnologia (ou produtividade) e no estoque monetário, os quais são apresentados em pormenores nas subseções seguintes.

4.2.1 Choques tecnológicos

O parâmetro z é a inovação tecnológica (choque de produtividade) definida a partir de processo autorregressivo de primeira ordem, tal que:

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } 0 < \rho < 1 \quad (42)$$

em que ρ é o parâmetro de persistência do choque e assume-se que ε_t é serialmente não correlacionado com média zero.

Conceitualmente, o choque tecnológico é obtido por meio da estimação do resíduo de Solow (z) ou produtividade total dos fatores, a partir da estimação da função de produção apresentada em (8). Em outras palavras, corresponde à parcela do produto agregado que não é explicada nem pelo capital e nem pelo trabalho. A forma econométrica para estimação do resíduo de Solow é definida como segue:

$$\ln z_t = \ln y_t - \alpha \ln k_t - (1 - \alpha) \ln h_t, \quad (43)$$

em que y é o Produto Interno Bruto, k é o estoque de capital físico, h é a quantidade total de horas trabalhadas.

4.2.2 Choques monetários

A especificação do processo estocástico para o estoque nominal de moeda foi determinada a partir da definição da taxa de crescimento médio de longo prazo da oferta nominal de moeda, denotado por Θ^{SS} . Para tanto, assume-se que $u_t = \Theta_t - \Theta^{SS}$ é o desvio no período t da taxa de crescimento de seu valor médio – de equilíbrio no estado estacionário. Desta forma, u_t será considerado como o processo estocástico, sendo que:

$$u_t = \gamma u_{t-1} + \phi z_{t-1} + \zeta_t, \quad 0 \leq \gamma < 1, \quad (44)$$

em que ζ_t é o termo de erro, não correlacionado, γ é o parâmetro de persistência do processo estocástico e ϕ é o coeficiente do choque tecnológico sobre o crescimento monetário. Se este parâmetro assumir um valor positivo, ($\gamma > 0$), tem-se que a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda responde a choques reais de produtividade, z , e está sujeito a distúrbios aleatórios associados às realizações de ζ .

Ao considerar que mudanças não antecipadas na produtividade afetam a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda, está-se assumindo que os choques tecnológicos elevam o nível do produto agregado real – de forma semelhante à renda real. Com o aumento no produto real – sendo a renda real proporcional à demanda real por moeda –, a demanda dos agentes por ativos de maior liquidez seguirá a mesma tendência de elevação, e, como consequência, a taxa de crescimento da oferta monetária será afetada, neste caso positivamente. Por outro lado, uma queda no nível do produto real implicará respostas negativas da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda a estas mudanças.

Econometricamente, o choque monetário foi calibrado pela estimação do processo autorregressivo de primeira ordem para o estoque nominal de moeda, M , no conceito M2, por meio da estimação do desvio-padrão de u_t obtido a partir de $M_t = \gamma M_{t-1} + (1 - \gamma)\Theta + u_t$, conforme Cooley e Hansen (1995).

4.3 VARIÁVEIS E DADOS

Na construção das séries econômicas utilizadas para a obtenção das estatísticas relacionadas ao comportamento dos agregados macroeconômicos da economia brasileira, foram usados dados anuais referentes ao período entre 1980 e 2009. A série correspondente ao produto agregado foi obtida por meio da soma das variáveis (séries macroeconômicas) de consumo e de investimento agregado, conforme equação de restrição de produção da economia em (15), o que implica subtrair as exportações líquidas desse agregado. Esta definição torna-se necessária, uma vez que a economia simulada não considera o setor externo.

Ao suprimir o setor externo, aqui considerado pelas exportações líquidas, não se está desconsiderando sua importância ainda devido ao fato de o Brasil ser um país essencialmente aberto, porém está-se adequando às restrições do modelo. No entanto esta limitação torna-se menor, uma vez que as exportações líquidas na economia brasileira representaram um percentual pequeno no período analisado (em média 2,3%).

Para o agregado do consumo, utilizou-se a série de consumo final das famílias deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculada pelo IBGE/SCN e disponível junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEADATA). A série de investimento foi construída a partir da soma das séries de formação bruta de capital fixo e de variação dos estoques, ambas deflacionadas pelo IPCA, calculada pelo IBGE/SCN e disponível no IPEADATA.

A série de horas trabalhadas foi elaborada a partir do procedimento adotado por Val e Ferreira (2001). Como não é disponibilizada uma série de horas por família, utilizou-se a série de horas trabalhadas calculada pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), a qual foi multiplicada por uma média de dias úteis trabalhados no mês – 19,25 – o que permitiu chegar ao total de horas trabalhadas.

Para a série referente à oferta real de moeda, foi considerado o total de moeda no conceito restrito de meios de pagamento, M2 [(papel moeda em poder do público mais depósitos à vista) mais depósitos especiais remunerados, mais depósitos de poupança, mais títulos emitidos por instituições depositárias], deflacionada pelo IPCA, aferido pelo Banco Central (BC). Esta série está disponível no Boletim/Seção Moeda e Crédito do Banco Central.

Para o agregado da taxa nominal de juros, considerou-se a série da taxa *overnight-selic* acumulada, disponibilizada pelo BC, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais. A série de taxa de inflação foi obtida por meio da série do IPCA acumulado, calculado pelo IBGE/SNIPC. Por sua vez, a série da taxa real de juros foi obtida por meio da diferença entre a taxa nominal de juros – *overnight-selic* – e o índice geral de preços – IPCA.

4.4 CALIBRAÇÃO E VALORES DOS PARÂMETROS

Para calibrar o modelo, é necessário definir os parâmetros que aparecem nas equações que caracterizam o comportamento no estado estacionário. A partir disto, no Quadro 1, encontram-se os parâmetros e suas definições e, na Tabela 3, os valores obtidos para os respectivos parâmetros, com os quais foram realizadas as simulações da economia artificial (*benchmark economic*) e obtidos demais os resultados.

Quadro 1 - Parâmetros do modelo *money-in-the-utility function*

α	parcela do capital no total da renda
δ	taxa de depreciação do capital físico
β	taxa de desconto intertemporal
a	elasticidade consumo da demanda de moeda
b	inverso da elasticidade juros da demanda de moeda
η	inverso da elasticidade da oferta de trabalho
Φ	inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco)
Θ	taxa de crescimento médio do estoque nominal de moeda
ρ	coeficiente autoregressivo para o processo de produtividade
σ_ε	inovação da produtividade (desvio-padrão do choque tecnológico)
ϕ	coeficiente do choque de produtividade sobre o crescimento monetário
γ	coeficiente autoregressivo para o crescimento monetário
σ_φ	inovação da taxa de crescimento monetário (desvio-padrão do choque monetário)

Fonte: Elaborado pelo autor.

No processo de calibração, os parâmetros α , δ , β e Θ foram obtidos diretamente dos dados da economia brasileira, a partir das séries macroeconômicas, enquanto os demais (a , b , η , Φ , ρ , ϕ , γ , σ_ε e σ_φ) foram obtidos por meio de estimações econométricas e por meio de expressões calculadas pelo modelo matemático (ver Tabela 3). Para a obtenção desse conjunto de parâmetros, foram utilizados dados anuais entre 1980 e 2009.

Tabela 3 - Valores dos parâmetros do modelo *money-in-the-utility function* para a economia brasileira, no período entre 1980 e 2009.

α	δ	β	a	b	η	
0,3310	0,0626	0,9506	0,4887	2,2865	1,0495	
Φ	Θ	ρ	σ_ε	ϕ	γ	σ_φ
1,9056	1,0612	0,8061	0,0369	0,0000	0,5969	0,0668

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Para o parâmetro relacionado à participação da remuneração do capital na renda, α , obteve-se o valor de 0,33, por meio da razão entre Excedente Operacional Bruto¹⁷ e PIB, obtido a partir da série de dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, para o período entre 1990 a 2009¹⁸. Para tanto, considerou-se o Excedente Operacional Bruto descontado da remuneração dos autônomos (próprio-emprego). Conforme Kanczuk (2004), a não inclusão da parcela da remuneração está relacionada ao fato de que ela superestimaria os resultados.

No entanto, o valor do parâmetro relacionado à remuneração do capital é largamente questionável para a economia brasileira, uma vez que não há uma série de capital calculada oficialmente. Desta forma, os valores variam entre os estudos, num intervalo que se estende de 0,66, como encontrado por Kanczuk e Faria (2000), 0,49, como utilizado por Araújo e Ferreira (1999) até 0,33, como obtido por Gomes, Bugarin e Ellery Jr. (2002).

¹⁷ Nas contas nacionais, o excedente operacional bruto é o valor residual da renda que contabiliza a remuneração do capital (juros, lucros e aluguéis).

¹⁸ Período disponível no banco de dados do IPEADATA.

O valor do parâmetro relacionado à depreciação do capital, $\delta = 0,0626$, foi obtido a partir da equação de Euler para o *steady state* da lei de movimento do capital (expressão 14), dividindo-se a parcela do investimento-produto pela razão capital-produto, tal que $(i/y) = \delta(k/y)$.

Para este cálculo, considerou-se uma razão média i/y de 17,49% e uma razão média k/y de 2,87. Este valor é assemelha-se ao utilizado por Araújo e Ferreira (1999). No entanto, como não há uma série calculada para a depreciação do capital na economia brasileira, o que determina que este valor oscile entre os estudos¹⁹, variando de 1,2% a 6,5%.

O valor calculado para a taxa de desconto intertemporal, que mede a impaciência do agente representativo das famílias, β , foi de 95,06, obtido a partir da expressão em (33). Este valor é semelhante ao utilizado por Araújo e Ferreira (1999), Issler e Piqueira (2000) e Teles *et al.* (2005). Cabe ressaltar que esta taxa relaciona as decisões de consumo presente e futuro, de forma que reduções em β aumentam o peso do consumo futuro na utilidade dos agentes econômicos, sinalizando que isso representaria estímulo à poupança presente.

Como uma taxa real de juros positiva é condição necessária para haver impaciência pelos agentes e considerando que a economia brasileira apresentou uma taxa real de juros média de 6,74%, entre 1980 e 2009, tem-se que os agentes valorizam menos o consumo futuro do que o consumo presente.

Os parâmetros que definem a elasticidade consumo da demanda de moeda, a , e o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda, b , foram obtidos a partir da estimativa das expressões em (23), (24) e (31). A especificação utilizada para a obtenção de tais estimativas seguiu Goldfeld e Sichel (1990) e Chari, Kehoe e McGrattan (1990):

$$\log \frac{M_t}{P_t N_t} = \frac{1}{b} \log \left(\frac{1-a}{a} \right) + \log C_t - \frac{1}{b} \log \left(\frac{j}{1+j} \right) + \mu_t \quad (45)$$

¹⁹ Araújo e Ferreira (1999), Kanczuk (2002 e 2004), Gomes, Bugarin e Ellery (2002) e Jr e Teles *et al.* (2005).

Nesta especificação, o log da demanda real de moeda é uma função positiva do log do consumo agregado e uma função negativa do log da taxa nominal de juros. O termo de erro é não correlacionado, tem média zero e variância σ_{μ}^2 .

Para a estimação, utilizaram-se dados anuais para o período entre 1980 e 2009. A partir do teste de estacionariedade, verificou-se que as séries apresentaram raiz unitária em nível. Como as séries apresentaram igual ordem de integração, foi possível a realização do teste de cointegração, o qual indicou que as séries são cointegradas. Este resultado indicou que essas séries apresentaram uma relação de equilíbrio de longo prazo (ver Anexo A). Por sua vez, o modelo foi estimado em primeira diferença, com as séries estacionárias (ver resultado dos testes no Anexo A – Tabela A1).

Ademais, foram realizados testes de quebra estrutural e normalidade dos resíduos, os quais indicaram que o modelo estimado não apresentou mudança significativa nos parâmetros ao longo do período analisado e os resíduos apresentaram uma distribuição normal (ver Anexo A – Tabela A1). Para a realização do teste de quebra estrutural, considerou-se o ano de 1994 como ponto limiar.

Após a verificação e análise estatística das séries, o modelo foi estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a partir do qual se obtiveram as seguintes estimativas:

Tabela 4 - Estimação da demanda monetária para a economia brasileira para o período entre 1980 e 2009.

$$\Delta \log \frac{M_t}{P_t N_t} = 8,8002 + 0,4887 \Delta \log C_t - 0,4372 \Delta \log j_t$$

erro-padrão (1,2607) ** (0,1482) * (0,1342) *

$$R^2 = 0,7703$$

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: ***, ** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

em que M é o estoque nominal de moeda, no conceito M2²⁰, P corresponde ao nível de preços utilizado, definido a partir do IPCA e com N foi normalizado para a unidade, C

²⁰ No modelo MIU original, os saldos monetários reais são obtidos a partir da oferta nominal de moeda no conceito M1 (papel moeda em poder do público mais depósitos à vista). Entretanto, na economia brasileira, os ativos que ofereciam certa defesa contra o processo inflacionário – que garantiam os saldos

é o bem de consumo agregado – aqui considerado a soma do consumo final das famílias – e j corresponde à taxa nominal de juros – definida a partir da taxa *over-selic* – para a economia brasileira.

As estimativas indicaram que a elasticidade consumo da demanda de moeda foi de cerca de $a = 0,49$ e a elasticidade juros da demanda de moeda foi aproximadamente $j = 0,44$. Para o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda, obteve-se um valor de $b = 2,29$. A estimatimação contendo todos os resultados encontra-se apresentada no Anexo B – Tabela B1. Para a economia norte-americana, Chari, Kehoe e McGrattan (1990) encontraram valores de 0,95 e 0,39, respectivamente para a e j , que implicou um valor de $b = 2,6$.

O parâmetro associado ao inverso da elasticidade da oferta de trabalho, η , foi obtido a partir da estimação da função de oferta do trabalho. De acordo com a teoria dos ciclos reais de negócios, a quantidade de trabalho ofertado depende do salário real e da taxa real de juros [Snowdon e Vane (2005)]. A expressão formal para a oferta de trabalho é dada por:

$$s = s(w, r), \text{ com } w = W / P \quad (46)$$

em que s é a quantidade de trabalho ofertado, w é o salário real e r é a taxa real de juros.

Nesta especificação, os trabalhadores tomarão suas decisões em relação à oferta de trabalho considerando o salário real corrente e futuro. Estando o salário real corrente acima do seu nível de longo prazo, os trabalhadores tenderão a ofertar uma quantidade maior de trabalho, reduzindo, por seu turno, sua demanda por lazer, sendo que a taxa real de juros afeta a quantidade ofertada de trabalho por meio dos efeitos renda e substituição.

Considerando o efeito substituição, incrementos na taxa real de juros incentivariam os trabalhadores a ofertarem maiores quantidades de trabalho no período corrente, desde que o valor da renda recebida no presente seja relativamente maior que a

reais dos agentes – centravam-se em depósitos de curto prazo, aplicações financeiras – poupança –, títulos emitidos por instituições depositárias, entre outros ativos, de forma que a oferta de moeda no conceito M2 representa melhor os saldos monetários reais no contexto da economia analisada.

dos períodos futuros. Porém, conforme discutiu Kanczuk (2002), em países como o Brasil, em que o grande devedor líquido é o governo, enquanto o setor privado (as famílias) são credores líquidos, um aumento na taxa real de juros provocará efeitos ambíguos. Como o lazer é um bem superior, taxas de juros reais mais elevadas aumentam a riqueza e o efeito-renda indica uma redução na oferta de trabalho; por outro lado, um incremento na taxa real de juros torna o trabalho mais atrativo, com o efeito-substituição indicando um aumento na oferta de trabalho.

Econometricamente, a expressão representativa da oferta de trabalho foi definida a partir de $\log s_t = c + \nu \log w_t + \nu \log r + \varepsilon_t$, sendo s o total de horas trabalhadas, w é o rendimento real recebido pelo trabalho, r é a taxa real de juros, ν e ν são os parâmetros associados ao rendimento e aos juros reais e ε é o termo de erro, que assume média zero e variância σ_ε^2 .

As séries utilizadas para a estimação da oferta de trabalho apresentaram não estacionariedade em nível. Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries indicaram que elas são integradas de mesma ordem, nesse caso I(1) (ver Anexo A – Tabela A2). Assim, submeteram-se as séries ao teste de cointegração, que foi realizado para verificar a existência de uma relação de longo prazo e eliminar a possibilidade da regressão espúria. Pelo resultado do teste de Engle-Granger, verificou-se que as séries apresentaram pelo menos uma equação cointegrante (ver Anexo A – Tabela A2).

Para ratificar a robustez do modelo, procedeu-se ao teste de estabilidade, o qual indicou que as séries apresentaram estabilidade estrutural no período analisado ao nível de 5% de significância. Da mesma forma, o teste de Jarque-Bera indicou que os resíduos estimados atendem à pressuposição estatística de normalidade.

A partir dos testes realizados, foi estimada a oferta de trabalho. Os parâmetros estimados se encontram na Tabela 5. Para essa estimação foi utilizado o método de Mínimos Quadrados Ordinários.

Tabela 5 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira para o período entre 1982 e 2009

$\Delta \log s$	=	0,0180	+	$0,9528\Delta \log w$	+	$0,0169\Delta \log r$
<i>erro-padrão</i>		(0,0133)		(0,0094) ***		(0,0326)
$R^2 = 0,9938$						

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: ***,** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

em que s corresponde ao total de horas trabalhadas, aqui considerado o total de empregados no trabalho principal multiplicado pelo tempo alocado ao mercado de trabalho (19,25 dias/mês), w é o salário real médio, obtido pelo rendimento médio mensal do trabalho principal dividido pelo IPCA e r é a taxa real de juros obtida pela divisão da taxa nominal de juros *over-selic* pelo IPCA.

A elasticidade-oferta do trabalho de 0,95 implica um valor para η de 1,05, próximo ao valor encontrado por Walsh (2003) para a economia norte-americana. A estimativa contendo os resultados completos calculados encontra-se no Anexo B – Tabela B2. Pela não disponibilidade de dados anuais para períodos longos, utilizou-se dados entre os anos de 1982 e 2009, sendo que, para o período entre 1982 e 1990, o total de empregados foi corrigido pelo crescimento do produto agregado.

O parâmetro do inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco), Φ , foi obtido considerando a indivisibilidade do trabalho²¹, dado que se supõe que o agente representativo aloca um terço do tempo disponível (oito horas diárias) ao mercado de trabalho no estado estacionário, tal que $h^{SS} = 1/3$. A partir do valor associado ao inverso da elasticidade-oferta do trabalho, η , foi possível obter o valor do parâmetro do inverso da elasticidade de substituição temporal no consumo de $\Phi = 1,91$, o qual é consistente com a seguinte expressão $[\eta h^{SS} / (1 - h^{SS})]^{-1}$.

Este parâmetro indica a sensibilidade do padrão de consumo do agente em resposta a variações na taxa nominal de juros. Um agente avesso ao risco (com um coeficiente de aversão relativa ao risco alto ou com um coeficiente de elasticidade de

²¹ Ver Hansen (1985).

substituição temporal no consumo baixo) altera ligeiramente seu padrão de consumo em resposta a variações na taxas de juros [ver Issler e Piqueira (2000)].

De acordo com a literatura, espera-se que o parâmetro relacionado ao coeficiente de aversão relativa ao risco (ou inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo) esteja entre 0 e 1, como definido por Mehra e Prescott (1985). Porém Imrohoroglu (1989) supôs que, na maioria dos casos, este parâmetro esteja entre 0,5 e 1,5.

Estudos para a economia brasileira, como o Gleizer (1991), sugere que o valor desse coeficiente é muito próximo de zero. Já Issler e Piqueira (2000) obtiveram um intervalo entre 0,59 e 6,82, com uma mediana de 4,89, enquanto que Ellery Jr. e Bugarin (2003) encontraram um valor de 0,7. Considerando o valor de 1,91 obtido para parâmetro do inverso da elasticidade de substituição temporal no consumo, chega-se a um coeficiente de aversão relativa ao risco de 0,52, o qual se aproximou das estimativas utilizadas para a economia brasileira.

Contudo pode ser verificado que a estimativa deste parâmetro para a economia brasileira não encontra uma definição clara, tampouco unanimidade. Sendo assim, como destacaram Issler e Piqueira (2000), definir um parâmetro para representar a economia brasileira se torna difícil, haja vista que há tanto evidência de neutralidade quanto de alta aversão ao risco.

A taxa de crescimento média do estoque nominal de moeda, no conceito M2, para o período entre 1980 e 2009, foi de 0,0612. Porém, para obter o valor utilizado nas simulações, considerou-se a expressão para o estado estacionário da oferta nominal de moeda, $1 + \theta^{SS}$. Assim sendo, o valor de Θ foi 1,0612.

Os parâmetros correspondentes a persistência da produtividade, ρ , e ao choque de produtividade, σ_ε , foram obtidos a partir da estimação do resíduo de Solow, z , apresentado nas expressões 42 e 43. O período utilizado para essa estimação compreendeu os anos de 1980 a 2009²². A Tabela 6 apresenta as estimativas para ρ e σ_ε . Esses parâmetros foram obtidos a partir do método de MQO. Adicionalmente,

²² As séries utilizadas para a estimação da função de produção foram cedidas por Marquetti, Maldonado Filho e Lautert (2010).

foram realizados testes de quebra estrutural e de normalidade, os quais se encontram no Anexo A – Tabelas A3.

Tabela 6 - Estimação do processo de persistência da produtividade na economia brasileira para o período entre 1980 e 2009

z	=	- 0,0021	+ 0,8061 z_{t-1}
<i>erro-padrão</i>		(0,0070)	(0,1137) *
$R^2 = 0,8349$			
<i>desvio-padrão</i> (σ_ε) = 0,0369			

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: ***,** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como se observa, a estimativa para o parâmetro de persistência, ρ , foi de 0,806 e 0,037 (ou 3,69) para a inovação do choque tecnológico, medido pelo desvio-padrão filtrado do processo autorregressivo de primeira ordem da produtividade total dos fatores.

Para a economia brasileira, por sua vez, não há unanimidade sobre estes valores, em vista da dificuldade de obtenção de dados para estimar a função de produção. A dificuldade está na construção das séries para o capital e, sobretudo, para as horas trabalhadas, para quais são usadas diversas variáveis como *proxies*, que geram, assim, resultados distintos. Os resultados completos desta estimação encontram-se no Anexo B – Tabela B3.

Ellery Jr., Gomes e Sachida (2002) obtiveram para a economia brasileira valores de 0,589 e 0,046 (ou 4,60), respectivamente, para ρ e σ_ε . Já Kanczuk (2002 e 2004) utilizou os valores estimados por Cooley e Prescott (1995) para a economia norte-americana, de 0,95 para a lei de movimento da tecnologia e de 0,0089 (ou 0,089) para a inovação tecnológica. No entanto, considerando as dificuldades para a obtenção dos dados, em muitos casos, estes parâmetros são ajustados de forma a reproduzir a volatilidade dos ciclos reais de negócios.

A taxa de crescimento monetário foi calibrada estimando o processo autorregressivo de primeira ordem para o crescimento do estoque nominal de moeda para dados anuais referente ao período entre 1980 e 2009. Para a análise desse modelo,

realizaram-se os testes de estabilidade e normalidade, os quais indicaram que as séries não apresentaram mudanças estruturais no período analisado e os resíduos atenderam ao pressuposto de normalidade. Os resultados desses testes encontram-se no Anexos A – Tabela A4.

A equação para o crescimento monetário foi estimada por MQO e seguiu a especificação apresentada em (44), a qual gerou os seguintes resultados:

Tabela 7 - Estimação do processo de persistência do crescimento monetário na economia brasileira no período entre 1980 e 2009.

$\Delta \log m_t$	=	0,0611	+	0,5969 $\Delta \log m_{t-1}$	-	0,0260 $\Delta \log z_{t-1}$
<i>erro-padrão</i>		(0,0144) ***		(0,2104) ***		(0,0377)
$R^2 = 0,3096$						
<i>desvio-padrão</i> (σ_ϕ) = 0,0668						

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: ***, ** e *, significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A estimativa do parâmetro da persistência para a taxa de crescimento monetário, γ , foi de cerca de 0,60, enquanto que a estimativa do parâmetro ϕ , que indica o efeito da produtividade sobre a taxa de crescimento monetário, foi negativo, porém estatisticamente igual a zero. A estimativa completa encontra-se no Anexo B – Tabela B4. A partir da estimação do modelo, o choque monetário, obtido pelo desvio-padrão filtrado do resíduo da regressão do crescimento monetário, foi igual a 0,0668 (ou 6,68). As especificações para o crescimento monetário encontram-se na Tabela 8.

O objetivo de utilizar tais valores – positivos e negativos –, para ϕ é analisar de que maneira a taxa de crescimento nominal de moeda e as variáveis macroeconômicas respondem a choques de produtividade, bem como analisar como as propriedades do modelo respondem a diferentes choques. Entretanto, para dar maior robustez aos resultados, foram feitas análises de sensibilidade para o parâmetro ϕ .

Tabela 8 - Especificações para o crescimento monetário

A	Crescimento monetário constante
	$\gamma = 0,0000$; $\phi = 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0000$
B	Crescimento monetário estocástico
	$\gamma = 0,5969$; $\phi = 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$
	$\gamma = 0,5969$; $\phi > 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$
	$\gamma = 0,5969$; $\phi < 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$
C	Crescimento monetário estocástico – diferentes níveis de persistência (choque monetário)
	$\gamma = 0,3969$; $\phi = 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$
	$\gamma = 0,5969$; $\phi = 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$
	$\gamma = 0,7969$; $\phi = 0,0000$; $\sigma_{\varphi} = 0,0668$

Fonte: Elaborada pelo autor.

Complementarmente, foram considerados diferentes valores para a taxa de crescimento monetário estocástico, de forma a permitir verificar como o grau de persistência, γ , implica alterações nas propriedades dinâmicas do modelo analisado. Além do valor de 0,5969 estimado (ver Tabela 8), foram considerados aleatoriamente os valores de 0,3969 e 0,7969 para o processo de crescimento estocástico.

4.5 MÉTODO DE FILTRAGEM

Para caracterizar o comportamento cíclico das variáveis utilizadas, foram adotados procedimentos objetivando transformar as séries temporais. Primeiramente, foi obtido o logaritmo das séries e, em um segundo momento, foram removidas as frequências baixas por meio do filtro de Hodrick-Prescott (HP)²³, com parâmetro de suavização $\lambda = 100$ – conforme indicado pela literatura sobre ciclos reais²⁴ –, para

²³ Existem outros métodos de filtragem para isolar os componentes de uma série, como o método de Baxter-King (BK) e o método de Blanchard e Qhah (BQ), além da análise clássica de decomposição da série.

²⁴ Ver Kydland e Prescott (1982), Hansen (1985), Cooley e Prescott (1995), Hodrick e Prescott (1997), Kanczuk (2000, 2002) e Teles *et al.* (2005).

dados anuais²⁵. A remoção das flutuações de baixa frequência nas séries permite analisar apenas os componentes de curto prazo.

A utilização do filtro HP está relacionada ao fato deste filtro ser o padrão na literatura de ciclos reais de negócios (COOLEY e PRESCOTT, 1995), embora sua utilização não seja consensual entre os macroeconomistas. No entanto, Teles *et al.* (2005) analisaram os ciclos reais da economia brasileira utilizando diversos filtros, e os resultados indicaram que o filtro HP foi o que apresentou maior aderência entre o modelo teórico de ciclos reais e a realidade.

Em economia, tendência e ciclo referem-se a propriedades espectrais diferentes, sendo distintas com respeito às frequências. De acordo com Angelis (2004), o ciclo está associado com frequências entre quatro e trinta e dois trimestres (ou entre um ano e oito anos), enquanto a tendência está associada às baixas frequências nas séries de tempo.

O filtro HP busca extrair a tendência, que é considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não correlacionadas com o ciclo. No caso específico dos modelos de RBC, as séries são filtradas de forma que as frequências menores do que trinta e dois trimestres (oito anos) sejam eliminadas. Formalmente, a filtragem de uma série, y_t , pela utilização do filtro HP, ocorre por meio da minimização do termo g_t da função objetivo na seguinte expressão:

$$\left[\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2}))^2 \right], \quad (47)$$

sendo $y_t = g_t + \zeta_t$ ²⁶ uma série temporal composta pela soma de um componente de crescimento, g_t , e de um componente cíclico, ζ_t ; T é o tamanho da amostra; e λ é um parâmetro de suavidade, positivo, que penaliza a variabilidade da tendência (HODRICK e PRESCOTT, 1997). Conforme Angelis (2004), o parâmetro de suavidade, λ , é aquele

²⁵ Para dados trimestrais (conforme literatura) utiliza-se um parâmetro de suavização igual a $\lambda = 1600$. Entretanto, esse valor não é consenso na literatura.

²⁶ A medida de suavidade do componente de crescimento, g_t , é a soma dos quadrados da segunda diferença e o componente cíclico, ζ_t , são os desvios do componente de crescimento ao longo do tempo, sendo sua média próxima de zero (HODRICK e PRESCOTT, 1997).

com o qual se controlam as variações na taxa de crescimento do componente de tendência.

Na expressão (47), o primeiro termo representa a soma dos desvios da série temporal em relação à tendência ao quadrado, enquanto o segundo termo representa a soma de quadrados das diferenças dos componentes de tendência. Pode-se considerar que o primeiro termo é uma medida do grau de ajuste e o segundo é uma medida do grau de suavidade.

Em relação ao parâmetro de suavidade, pode-se considerar que: (i) se $\lambda = 0$, o grau de ajuste deve ser zero para minimizar a função objetivo, resultando que g_t será igual à série de tempo original, com $c_t = 0$; e (ii) se λ tende ao infinito, o grau de suavidade é que deve ser zero para minimizar a função objetivo; assim, g_t será um modelo de tendência linear e c_t terá a máxima ciclicidade possível. Hodrick e Prescott (1997) afirmaram que, quando o λ aumenta, o desvio-padrão da série também aumenta, determinando a existência de uma maior persistência.

4.6 SIMULAÇÕES

A partir das especificações apresentadas nas seções anteriores, definiu-se um conjunto de simulações com o objetivo de verificar como as propriedades dos ciclos de negócios da economia brasileira se comportam à medida que diferentes tipos de choques – tecnológico e monetário – são considerados. Para tanto, as simulações foram definidas em três grupos, de forma a permitir analisar os efeitos de cada um dos choques isoladamente, bem como quando foram considerados conjuntamente.

No primeiro grupo, ao considerar que a persistência da taxa de crescimento monetário e a resposta dessa taxa a mudanças não previstas na produtividade são nulas, está-se determinando que as flutuações econômicas ocorram somente em função dos choques tecnológicos. Salienta-se que o choque tecnológico não é nulo, mas, sim, positivo, semelhante aos modelos originais de ciclos reais de negócios.

Quadro 2 - Simulações realizadas

	Persistência do crescimento monetário, γ	Resposta a choques tecnológicos, ϕ
Grupo 1		
Crescimento monetário constante	$\gamma = 0$	$\phi = 0$
Grupo 2		
Crescimento monetário estocástico	$\gamma > 0$	$\phi = 0$
Grupo 3		
Crescimento monetário estocástico com ϕ	$\gamma > 0$	$\phi \neq 0$

Fonte: Elaborada pelo autor.

No segundo grupo, considerou-se que a taxa de crescimento monetário apresenta persistência positiva, porém não responde a mudanças na produtividade. Com esta simulação, procurou-se examinar como os ciclos de negócios da economia brasileira foram afetados à medida que a taxa de crescimento monetário no período presente é influenciada por sua taxa de crescimento de períodos anteriores.

E, no terceiro grupo, além da persistência na taxa de crescimento monetário como estimado, foram consideradas situações em que a taxa de crescimento da oferta nominal de moeda responde a choques tecnológicos. Especificamente, supuseram-se valores positivos e negativos para a resposta do crescimento monetário a mudanças na produtividade. Por fim, foram simulados diferentes níveis de persistência da taxa de crescimento monetário (choques monetários), como forma de analisar o comportamento cíclico da economia brasileira na presença de choques monetários.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, são apresentados, discutidos e comparados os fatos estilizados da economia brasileira no período entre 1980 e 2009 com os resultados obtidos para as simulações das economias artificiais – padrão e monetária. Para tanto, na seção 5.1, são apresentados os valores de equilíbrio no estado estacionário e as propriedades cíclicas da economia artificial padrão (*benchmark economic*). Na seção 5.2, são enfatizados os efeitos da inclusão dos choques monetários associados aos choques tecnológicos, pela simulação de uma economia monetária. Complementando, na seção 5.3, são apresentados os resultados da simulação de uma economia monetária considerando diferentes níveis de choques monetários.

5.1 VALORES DO ESTADO ESTACIONÁRIO E RESULTADOS DA ECONOMIA ARTIFICIAL

Os valores dos parâmetros para o modelo teórico, calculados para o estado estacionário, são apresentados na Tabela 9. Eles foram obtidos a partir das expressões matemáticas, conforme subseção 4.1.4. Utilizaram-se técnicas computacionais para a aproximação do problema em questão, na forma log-linear [ver Uhlig (1999) e Walsh (2003)]. As rotinas do programa *MatLab* usado para a obtenção das propriedades cíclicas das economias artificiais (segundos momentos das séries), tanto a padrão

quanto a monetária, objeto das análises e discussões das seções seguintes, encontram-se no Anexo C.

Inicialmente, observa-se que a taxa real de juros (ou a taxa de retorno real sobre o capital) simulada no estado estacionário (ou de equilíbrio de longo prazo) foi de 5,21% ao ano. Este valor simulado se aproximou do valor médio da taxa real de juros, de cerca de 6,74% ao ano obtido a partir dos dados reais. Ademais, o valor positivo para a taxa real de juros é condição necessária para que haja uma taxa de substituição intertemporal elevada, como encontrada na economia brasileira, no período entre os anos de 1980 e 2009.

O valor no estado estacionário do produto marginal do capital foi de 0,35, semelhante ao calculado para a economia brasileira. A razão estoque de capital/produto, obtida pelo inverso de $\frac{y^{SS}}{k^{SS}}$, foi de 2,89, consistente com o valor calculado por Morandi e Reis (2003), para a economia brasileira, no período entre 1950 e 2002²⁷. Esta relação indica o montante de capital necessário para se gerar uma unidade de produto, sendo equivale ao inverso da produtividade marginal do capital.

Tabela 9 - Valores no estado estacionário dos parâmetros da economia artificial para o período entre 1980 e 2009.

R^{SS}	$\frac{y^{SS}}{k^{SS}}$	$\frac{c^{SS}}{k^{SS}}$	$\frac{m^{SS}}{c^{SS}}$	$\frac{m^{SS}}{k^{SS}}$	$\frac{n^{SS}}{k^{SS}}$
1,0521	0,3465	0,2839	2,2401	0,5208	0,2051

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Para a relação de equilíbrio de longo prazo entre o consumo agregado e estoque de capital, $\left(\frac{c^{SS}}{k^{SS}}\right)$, obteve-se um valor em torno de 0,28. Com o estoque de capital relacionado à produtividade marginal do capital e o consumo relacionado à escolha entre lazer e trabalho e sendo que, no estado estacionário, tanto consumo quanto estoque de capital dependem da taxa de crescimento monetário, tem-se que os níveis de preços afetam as decisões da oferta de trabalho no *steady state*, provocando efeitos proporcionais em ambas as variáveis.

²⁷ O valor obtido foi 2,87.

As duas razões que envolvem o saldo monetário real $\left(m^{SS}/c^{SS}\right)$ e $\left(m^{SS}/k^{SS}\right)$ dependem da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda no estado estacionário, de tal forma que mudanças na taxa de inflação alteram estas relações. Para a primeira razão, o valor de equilíbrio no estado estacionário foi de 2,24, enquanto que, na economia brasileira, esta relação se aproximou de 3,00 entre os anos de 1980 e 2009.

Como esta razão está associada à elasticidade consumo da demanda de moeda, incrementos em a reduzem o peso dado ao saldo monetário real na função utilidade e resultam em um nível menor de manutenção de moeda no estado estacionário relativamente ao consumo. Assim, essa relação é decrescente em a (ver equação 37). Da mesma forma, elevações na taxa de crescimento monetário que levam a maiores taxas de inflação reduzem a relação pelo fato de o custo de oportunidade de manter moeda tornar-se mais elevado.

Nestas condições, taxas reais de juros mais elevadas reduzem a demanda de moeda e, por sua vez, os níveis de consumo. As taxas reais de juros positivas na economia brasileira, em parte determinam esse resultado, uma vez que, em economias com taxas reais de juros menores, esta relação tende a ser mais elevada.

O valor encontrado para razão saldos reais/estoque de capital foi de aproximadamente 0,52, o qual ficou abaixo do valor de 0,88 obtido para a economia brasileira, para o período analisado. Ao considerar os diferentes períodos da economia brasileira, foram obtidos os valores de cerca de 0,66 e 1,04, respectivamente, para 1980 a 1994 e 1995 a 2009. O aumento da relação no período mais recente é justificado pelo incremento da relação capital/produto na economia brasileira (ou redução da produtividade marginal do capital), que passou de uma média de 2,87 entre 1980 e 1994 para 2,95 entre 1995 e 2009, com razões superiores a três nos últimos anos analisados.

Contudo, uma série de fatores pode estar associada a esse crescimento no período mais recente. De acordo com Morandi e Reis (2003), os fatores mais comumente citadas são: i) aumento dos preços relativos dos bens de capital; ii) crescimento da importância do capital como fonte de expansão do produto potencial; iii) alterações na composição do investimento, e; iv) o crescimento com baixo nível de capacidade ociosa.

Em relação à razão n^{SS}/k^{SS} , tem-se que a elasticidade da oferta de trabalho no estado estacionário associado à taxa de oferta nominal de moeda depende da taxa real de

juros (ou do coeficiente de aversão relativa ao risco). Para tanto, quando se considera esta relação positiva, a utilidade marginal do consumo torna-se crescente com incrementos no saldo real de moeda. O valor de equilíbrio de longo prazo desta relação foi de 0,21, no período analisado.

Como a oferta de trabalho no estado estacionário está associada à oferta nominal de moeda, as variações na taxa de inflação afetam as decisões relativas ao *trade-off* lazer-trabalho. Especificamente, uma inflação crescente reduz os saldos monetários reais e a manutenção de moeda. Desde que a utilidade marginal do lazer seja afetada, a oferta do trabalho também será afetada, levando a mudanças no equilíbrio de longo prazo do estoque de capital (WALSH, 2003). Estas mudanças ocorrem porque as escolhas relacionadas à utilidade marginal do lazer estão associadas à manutenção de moeda, a qual gera utilidade aos agentes.

5.1.1 Resultados da economia artificial

Nesta seção, é feito um comparativo das propriedades cíclicas das séries econômicas brasileiras com as propriedades cíclicas obtidas a partir da simulação de uma economia artificial. Para obter os resultados para a economia artificial (*benchmark economic*), foi considerado inicialmente que o desvio do crescimento monetário nominal de sua taxa de crescimento médio de 6,12% ao ano, ($\Theta = 1,0612$), não apresenta correlação com os choques reais, bem como não apresenta persistência na taxa de crescimento monetário, tal que $\gamma = \phi = 0$.

Nesta simulação, os ciclos de negócios são determinados exclusivamente por choques no progresso tecnológico (ou de produtividade), de acordo com o proposto nas simulações do Grupo 1 (ver Quadro 2). Sendo $u_t = \zeta_t$ na equação em (44), mudanças não antecipadas na taxa de crescimento monetário não afetam os valores futuros da taxa de crescimento da oferta nominal de moeda, de forma que a taxa de inflação esperada também não sofre alterações. Desta forma, assume-se que a economia exibe um crescimento monetário constante, conforme Cooley e Hansen (1995).

Para examinar o efeito do crescimento monetário sobre a oferta de trabalho e consumo no estado estacionário (ver equação 40), considerou-se que a elasticidade da oferta de trabalho com relação à taxa de crescimento da oferta nominal de moeda depende da relação entre o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda e o

inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo, $(b - \Phi)$. Com os agentes determinando sua oferta de trabalho a cada período, a taxa de inflação, a qual está associada com as mudanças na taxa de crescimento monetário, torna-se um canal para a geração de efeitos reais sobre os ciclos de negócios.

Se esta relação for positiva, tal que $(b - \Phi > 0)$, taxas de inflação maiores reduzem a utilidade marginal do consumo, aumentando a demanda por lazer e reduzindo a oferta de trabalho. Como consequência, o estado estacionário do produto tenderá a cair. Se a relação for negativa, $(b - \Phi < 0)$, taxas de inflação elevadas conduzem ao aumento da oferta de trabalho, pelo aumento da utilidade marginal do consumo – pois quanto maior for a utilidade marginal do consumo, maior será o benefício adicional de uma unidade monetária na renda e mais o agente estará disposto a trabalhar à medida que o salário aumentar – o que tenderá a elevar o nível de estado estacionário do produto agregado.

Por sua vez, se $b - \Phi = 0$, nem a utilidade marginal do consumo nem a utilidade marginal do lazer dependem do nível do saldo monetário real, de forma que se aceita a hipótese da neutralidade da moeda. Nesta simulação, as motivações e as decisões dos agentes econômicos não seriam influenciadas por mudanças monetárias.

Contudo, para a simulação da economia artificial, foi considerada a primeira situação exposta, com $(b - \Phi > 0)$, dado que, para a economia brasileira, os valores encontrados para os parâmetros indicaram que o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda é superior ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal no consumo ($2,2865 > 1,9056$).

Assim, pode-se considerar que os agentes tendem a ser mais sensíveis a mudanças na demanda monetária do que em seu padrão de consumo em resposta a alterações na taxa nominal de juros (embora os agentes sejam avessos ao risco, dado seu coeficiente de aversão relativa ao risco ser positivo). Neste caso, a utilidade marginal do consumo é decrescente ao passo que a moeda e o consumo apresentam uma relação de complementaridade [ver Wang e Yip (1992)].

Os ciclos de negócios obtidos a partir desta economia artificial, com inclusão de choques no progresso tecnológico e crescimento monetário constante, a qual se denominou de “economia-padrão”, encontram-se na Tabela 10. Para tanto, simulou-se também as outras duas economias artificiais, para as quais os resultados estão apresentados nas Tabelas 11 e 12.

A volatilidade do produto agregado simulada a partir da economia-padrão foi de 3,37, análoga à obtida para os fatos estilizados. Este resultado indicou que a *benchmark economic* reproduziu de forma acurada o ciclo de negócio da economia brasileira no período analisado. O consumo agregado apresentou um desvio-padrão do ciclo de 2,44, inferior à volatilidade desta série na economia real (3,29). Enquanto que, na economia brasileira, a volatilidade relativa foi de 0,95, na simulação essa relação foi de 0,72, contudo, superior ao desvio-padrão relativo de 0,53 obtido por Val e Ferreira (2001) e próximo à volatilidade relativa de 0,73 simulada por Kanczuk (2002).

O comportamento similar entre as flutuações do produto e do consumo agregado é característica dos ciclos de negócios, no entanto, o consumo apresenta ciclos econômicos menos voláteis, como encontrado na economia brasileira e na simulação da economia artificial, o que está de acordo com a hipótese da renda permanente.

Os fatos estilizados da economia brasileira evidenciam uma elevada volatilidade para o consumo agregado, como encontrado em Val e Ferreira (2001), Kanczuk (2002) e Ellery Jr. e Gomes (2005) e também por este trabalho. Todavia, Teles *et al.* (2005) ressaltaram que a elevada volatilidade do consumo na economia brasileira está relacionada à forma como essa série é construída, comumente por meio do resíduo das contas produto e investimento agregado (ver equação 15), fato que explicaria as flutuações serem tão constantes e próximas as do ciclo econômico.

Tabela 10 - Economia artificial padrão com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo decrescente ($b - \Phi > 0$), para o período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia real			Economia-padrão		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3712	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000
<i>c</i>	3,2885	0,9755	0,9541	2,4417	0,7244	0,9902
<i>i</i>	5,6207	1,6673	0,7600	5,8016	1,7211	0,9893
<i>h</i>	3,8895	1,1537	0,7349	3,5012	1,0387	0,9754
<i>m</i>	7,4187	2,2006	0,6131	3,1213	0,9260	0,9521
<i>j</i>	21,4949	6,3760	-0,5665	0,3485	0,1034	-0,6700
<i>r</i>	13,0331	3,8660	-0,1990	0,6936	0,2058	-0,0426
π	31,4796	9,3378	-0,5359	1,6874	0,5006	-0,5351

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

O desvio-padrão do ciclo da variável de investimento obtida por meio da simulação da *benchmark economic* foi de 5,80, levemente superior à volatilidade de 5,62, encontrada a partir dos fatos estilizados da economia brasileira. O investimento agregado caracteriza-se por apresentar um ciclo mais volátil que o do produto agregado, característica que se verificou nos fatos estilizados, como também na simulação desta economia artificial.

As flutuações simuladas para a variável horas trabalhadas, h , foram de 3,50, pouco inferior às efetivas (3,89), obtidas para os fatos estilizados. Tanto na economia real quanto nessa simulação, as horas trabalhadas foram mais voláteis que o produto agregado, indicando uma volatilidade ligeiramente maior que o ciclo econômico.

Ao analisar as correlações contemporâneas, pode ser observado que a relação entre produto e consumo agregado apresentou considerável ajuste, evidenciado pelo alto grau de correlação entre as séries. Por sua vez, as correlações das variáveis investimento e horas trabalhadas foram superiores àquelas efetivamente observadas.

No caso do investimento, a correlação simulada foi de 0,99, enquanto a observada nos dados reais foi de 0,76. Em relação às horas trabalhadas, enquanto a correlação simulada foi de 0,97, a obtida pelos dados reais foi de 0,73. Por sua vez, não distante dos valores obtidos por Val e Ferreira (2001), Kanczuk (2002) e Teles *et al.* (2005), os quais obtiveram resultados de (0,97, 0,96 e 1,00) e (0,95, 0,94 e 0,91), respectivamente, para ambas as correlações. Portanto, os resultados indicaram que as variáveis investimento e horas trabalhadas acompanham o ciclo econômico de forma mais próxima do que o definido pelos fatos estilizados.

Diferentemente dos agregados econômicos reais, as propriedades cíclicas das variáveis nominais simuladas a partir da economia-padrão não apresentaram aderência razoável aos fatos estilizados encontrados para essas variáveis observadas na economia brasileira. De forma geral, verificou-se que os desvios-padrão simulados dos ciclos foram significativamente inferiores aos observados na economia real.

Para a variável relacionada ao saldo monetário real, no conceito M2, obteve-se um desvio-padrão do ciclo de 3,12, indicando que os m e o y apresentaram comportamento cíclico semelhante, enquanto que, na economia real, os saldos monetários foram cerca de duas vezes mais voláteis que o ciclo econômico.

Todavia, diferenças mais significativas, em termos de volatilidade, foram observadas para as variáveis taxa de juros nominal e real e taxa de inflação, para as quais, nos fatos estilizados da economia brasileira, obteve-se um comportamento

extremamente volátil, o qual não foi reproduzido pela economia-padrão, quando considerados somente os choques tecnológicos.

Por outro lado, exceto as correlações contemporâneas simuladas para os saldos monetários reais que foram superiores às efetivas (0,95 contra 0,61) e para a taxa real de juros que foram pouco inferiores às observadas (-0,19 contra -0,04), as demais variáveis nominais apresentaram comovimentos simulados e efetivos muito próximos ao longo do ciclo (ver Tabela 10).

Em relação aos saldos monetários reais, constatou-se que seu ciclo acompanhou de forma mais próxima as flutuações do produto agregado do que o encontrado pelos dados da economia brasileira. Já a correlação inferior obtida pelos juros reais sugere que os efeitos resultantes das flutuações da taxa real de juros sobre a oferta de trabalho são quantitativamente pequenos, como observado na estimação da oferta de trabalho, embora não estatisticamente significativos (ver Tabela 5), o que contribuiu para a correlação se aproximar de zero.

Ademais, a relação contracíclica encontrada para os juros reais e produto agregado sugerem que o efeito riqueza na economia brasileira tende a ser superior ao efeito-substituição, como indicado por Kanczuk (2002). Corroborando, Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2004) enfatizaram que esse efeito riqueza é gerado pelo fato de que os juros reais elevados mais que compensam o encarecimento do consumo presente, desestimulando a poupança.

Igualmente, os resultados da *benckmark economic* para as correlações contemporâneas entre produto agregado e taxa nominal de juros e produto agregado e taxa de inflação reproduziram a natureza contracíclica destas variáveis observada na economia real, enquanto que os saldos monetários reais se relacionam diretamente com o ciclo econômico.

Esta não aderência das variáveis nominais aos fatos estilizados foi discutida por Cooley e Hansen (1995), os quais destacaram que características específicas necessárias das economias monetárias devem ser incorporadas aos modelos de ciclos de negócios para que estes consigam reproduzir as propriedades das variáveis nominais. Para Gavin e Kydland (1999), quando as variáveis nominais são incorporadas aos modelos de ciclos reais, a estrutura das covariâncias se torna instável, em contraste à estrutura das séries reais, as quais tendem a ser estáveis a longo prazo.

Nessa mesma linha, ao considerar os estudos sobre a economia brasileira, conforme ressaltou Magalhães (2005), os resultados demonstraram que as variáveis

calibradas não são razoavelmente aproximadas, mesmo quando são consideradas extensões do modelo básico, como é o caso dos modelos com trabalho indivisível e restrições do tipo *cash-in-advance*. Esta evidência suscita a verificação e a adequação de uma série de modelos na tentativa de gerar ciclos de negócios aderentes aos efetivamente observados, sendo eles de ciclos reais de negócios e ou da nova síntese neoclássica, caso do modelo com inclusão da moeda utilizado no presente trabalho.

Os resultados da simulação da economia artificial supondo que a utilidade marginal do consumo é crescente – com o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo superior ao inverso da elasticidade juros da demanda de moeda – sendo $b < \Phi$, encontram-se na Tabela 11. Nesta simulação, foi considerado que consumo e moeda são Pareto substitutos, tal que $u_{cm} < 0$.

Tabela 11 - Economia artificial simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo crescente ($b - \Phi < 0$), para o período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia real			Economia artificial		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3712	1,0000	1,0000	3,2222	1,0000	1,0000
<i>c</i>	3,2885	0,9755	0,9541	2,2867	0,7097	0,9907
<i>i</i>	5,6207	1,6673	0,7600	5,6542	1,7548	0,9906
<i>h</i>	3,8895	1,1537	0,7349	3,6887	1,1447	0,9772
<i>m</i>	7,4187	2,2006	0,6131	3,0068	0,9331	0,9498
<i>j</i>	21,4949	6,3760	-0,5665	0,3637	0,1129	-0,6842
<i>r</i>	13,0331	3,8660	-0,1990	0,6841	0,2123	-0,0703
π	31,4796	9,3378	-0,5359	1,6232	0,5037	-0,5407

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Algumas características podem ser observadas ao comparar os resultados obtidos a partir da Tabela 11 com os obtidos na economia-padrão (ver Tabela 10) e nos fatos estilizados da economia brasileira. Nota-se que a volatilidade da maioria das variáveis econômicas simuladas, considerando que o consumo e os saldos monetários reais são substitutos, foi em geral inferior às observadas na simulação anterior e também aos fatos estilizados. A exceção verificou-se na volatilidade da variável horas

trabalhadas, a qual se elevou, passando de 3,50 para 3,69, indicando um melhor ajustamento em relação aos fatos estilizados da economia brasileira.

Esta redução das flutuações associa-se ao fato de uma maior taxa de crescimento monetário elevar a oferta de trabalho. Por sua vez, este maior crescimento da oferta monetária incrementa igualmente a taxa de inflação esperada – ou um menor saldo monetário real –, determinando que os agentes reduzam sua manutenção de moeda. Conforme Walsh (2003), esta expectativa elevaria a utilidade marginal do consumo, provocando uma redução na demanda por lazer. Como consequência, os agentes estariam dispostos a ofertar maiores quantidades de trabalho, provocando elevações do produto agregado no estado estacionário.

As decisões sobre o nível de oferta de trabalho associadas a mudanças monetárias, como alterações na taxa de crescimento monetário ou na taxa real de juros, em um país que é devedor líquido, como o Brasil, são distintas. Kanczuk (2002) explicou essa relação por meio dos efeitos renda e substituição. O primeiro indica que, sendo o lazer um bem superior, os agentes se tornam mais ricos à medida que os saldos monetários reais se tornam maiores, de forma que eles substituem o trabalho pelo lazer. No caso do segundo, torna-se mais atrativo para os agentes elevar a oferta de trabalho quando a utilidade marginal do consumo se torna crescente, dado que eles restringiram sua manutenção de moeda à medida que os saldos monetários reais se reduzem.

Para tanto, quando considerada esta economia artificial em que os agentes são mais sensíveis a mudanças na substituição intertemporal no consumo (ou a aversão relativa ao risco é menor) do que a mudanças na demanda monetária, os ciclos de negócios das variáveis reais apresentaram alterações mais expressivas do que as variáveis nominais, apesar de pequenas. Nesta situação, os agentes tendem a alterar de forma mais significativa seu padrão de consumo em relação a mudanças na taxa nominal de juros (são menos avessos ao risco). Em relação às correlações contemporâneas, se observou igualmente pequenas mudanças nas variáveis macroeconômicas comparativamente à economia-padrão.

Nas duas situações anteriores, foi considerada a hipótese da não neutralidade da moeda, de forma que a utilidade marginal do consumo foi crescente ou decrescente em relação aos saldos monetários reais. Entretanto, para analisar a pressuposição de a moeda não exercer influência sobre as variáveis reais, simulou-se a economia artificial com $b = \Phi$ (ver Tabela 12).

Tabela 12 - Economia artificial simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário constante e utilidade marginal do consumo constante ($b - \Phi = 0$), para o período entre 1980 e 2009.

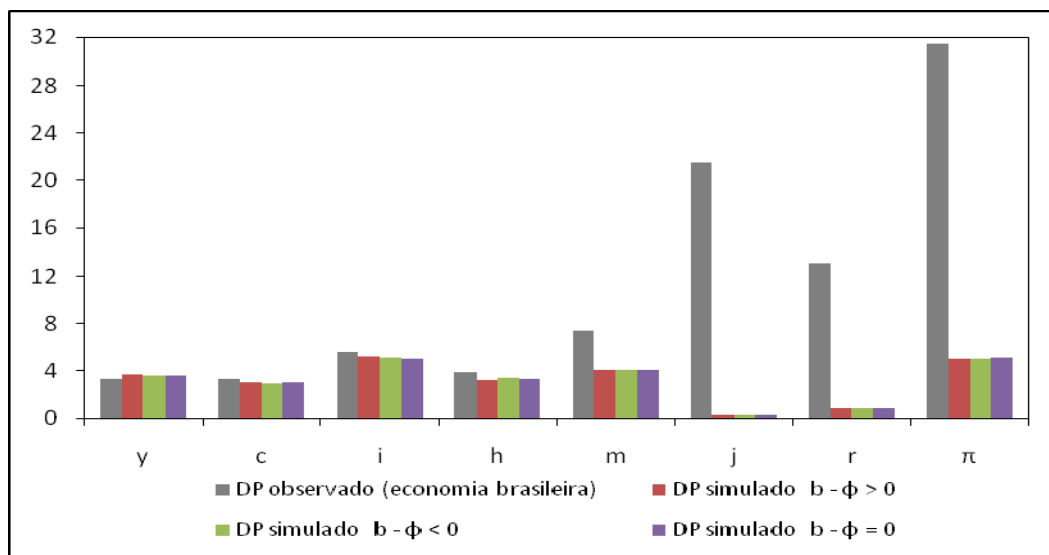
Variável	Economia real			Economia artificial		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3712	1,0000	1,0000	3,2891	1,0000	1,0000
<i>c</i>	3,2885	0,9755	0,9541	2,3564	0,7164	0,9905
<i>i</i>	5,6207	1,6673	0,7600	5,7202	1,7392	0,9900
<i>h</i>	3,8895	1,1537	0,7349	3,6043	1,0958	0,9764
<i>m</i>	7,4187	2,2006	0,6131	3,0582	0,9298	0,9509
<i>j</i>	21,4949	6,3760	-0,5665	0,3569	0,1085	-0,6779
<i>r</i>	13,0331	3,8660	-0,1990	0,6883	0,2093	-0,0577
π	31,4796	9,3378	-0,5359	1,6521	0,5023	-0,5381

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

De forma geral, constatou-se que os agregados econômicos apresentaram comportamento cíclico não muito distinto das situações anteriores e também dos fatos estilizados, com algumas variáveis apresentando ciclos mais voláteis, como as horas trabalhadas, enquanto outras variáveis apresentaram ciclos menos voláteis, como o consumo e o investimento agregado. Do mesmo modo, as correlações contemporâneas não sofreram alterações expressivas e mantiveram a natureza das relações ao longo do ciclo econômico.

Cabe ressaltar que esta situação apoia-se na suposição de que apenas choques reais (tecnológicos) provocariam mudanças nas flutuações da atividade econômica, conforme pressupõe a teoria dos ciclos reais de negócios. À moeda caberia somente determinar o nível de preços, uma vez que alterações na quantidade ofertada de moeda resultariam em mudanças proporcionais no nível de preços. Desta forma, os níveis de equilíbrio do produto, do consumo e das horas trabalhadas não sofrem alterações.

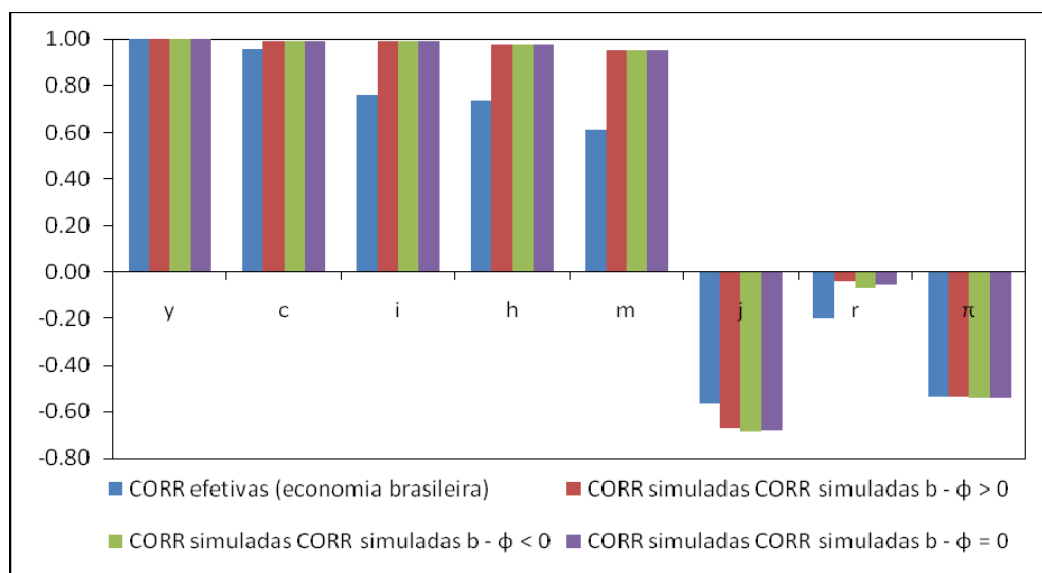
Complementando as discussões anteriores, as Figuras 11 e 12 apresentam um comparativo entre a volatilidade efetiva e simulada (medidas pelo desvio-padrão) e entre as correlações efetivas da economia brasileira e as correlações das economias artificiais. Em linhas gerais, observou-se que a volatilidade simulada para as economias artificiais apresentou pequenas variações, tanto para as variáveis reais quanto para as variáveis nominais.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 11 - Volatilidade do produto agregado na economia brasileira e nas economias artificiais, no período entre 1980 e 2009 (medida pelo desvio padrão).

Para tanto, cabe destacar que, à exceção das variáveis taxa nominal de juros, taxa real de juros e taxa de inflação, as propriedades cíclicas obtidas a partir das economias artificiais mostraram-se relativamente aderentes aos fatos estilizados da economia brasileira, para o período entre 1980 e 2009.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 12 - Correlações do produto agregado na economia brasileira e nas economias artificiais, no período entre 1980 e 2009.

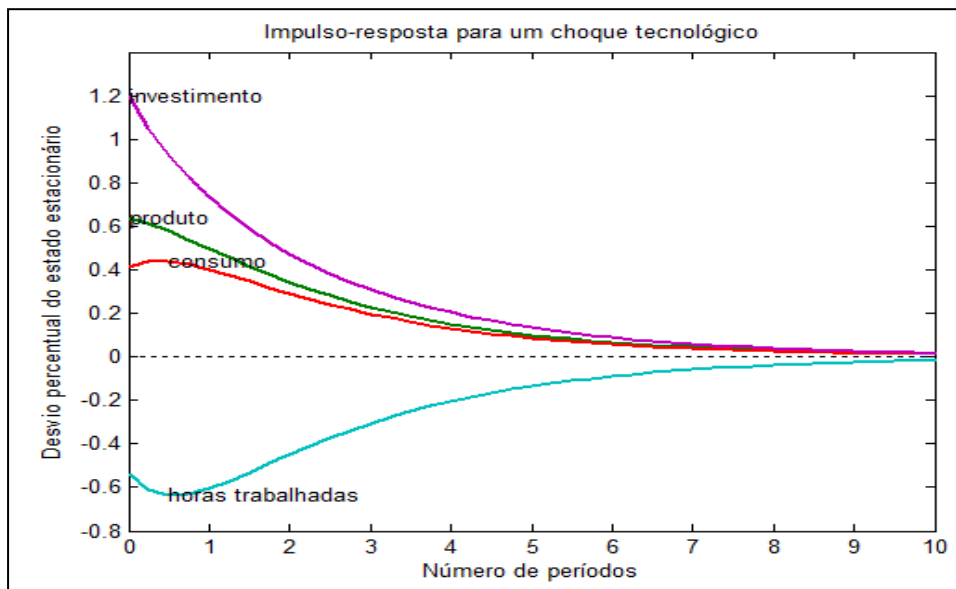
Por sua vez, as correlações simuladas mostraram-se mais aderentes às correlações efetivamente observadas na economia brasileira. Em relação às variáveis reais, nota-se que as simulações não apresentaram variações expressivas, independentemente da relação simulada entre consumo e moeda. Já as variáveis nominais apresentaram variações mais visíveis, apesar de pequenas, sendo a relação Pareto complementares, com $(b - \Phi > 0)$, a que reproduziu de forma mais próxima as correlações observadas a partir dos ciclos de negócios da economia brasileira.

5.1.2 Choques tecnológicos e funções impulso-resposta

De forma a complementar as discussões anteriores, nesta subseção é analisado o comportamento das propriedades dinâmicas de uma economia-padrão, com crescimento monetário constante, semelhante à economia artificial apresentada na Tabela 10. São examinadas as funções impulso-resposta da economia-padrão simulada que considerou somente o choque tecnológico com $(b - \Phi) > 0$. Para melhor entendimento e compreensão dos efeitos, as variáveis macroeconômicas foram divididas em reais e nominais. Deste modo, as trajetórias de longo prazo das variáveis reais são apresentadas na Figura 13, e as trajetórias de longo prazo das variáveis nominais são expostas na Figura 14.

Para esta economia-padrão, o choque tecnológico provocou um desvio do estado estacionário do ciclo econômico de 0,6%, persistente por aproximadamente oito períodos. Seguindo esse comportamento do produto agregado, o consumo agregado apresentou um distanciamento de sua tendência de longo prazo de 0,4% no momento do choque, subindo levemente até o final do primeiro período e caindo posteriormente, até ser integralmente eliminado ao final de nove períodos. Este desvio inferior do consumo em relação ao ciclo econômico está condizente com a menor volatilidade encontrada para essa variável na economia-padrão.

As dinâmicas do produto e do consumo agregado permitem constatar que a tendência da relação produto/consumo tende a diminuir inicialmente quando da ocorrência de um choque tecnológico, porém tende a elevá-la posteriormente devido à persistência do choque sobre o consumo. Corroborando para este efeito a significativa correlação apresentada por estas variáveis, a qual, na economia brasileira, aproximou-se de 0,9 no período analisado.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 13 - Impulso-resposta das variáveis reais para um choque tecnológico quando $(b - \Phi) > 0$ no período entre 1980 e 2009.

O investimento agregado, com variação superior a 1,2%, foi a variável que apresentou o maior distanciamento do seu nível de equilíbrio de longo prazo após o choque de produtividade. Porém, da mesma forma que as demais variáveis, seus efeitos dissipam-se entre sete a nove períodos. Este resultado sugere que a relação investimento/produto se eleva quando da ocorrência de choques tecnológicos, porém esta relação vai diminuindo à medida que os efeitos do choque vão sendo eliminados. Contudo, em certos casos, o investimento pode cair, ainda que lentamente, abaixo de seu nível de longo prazo, decorrente do desgaste do capital físico, caso de economias que a taxa de depreciação é elevada.

Nesta economia-padrão, verificou-se que as horas trabalhadas ficaram cerca de 0,6% abaixo de seu nível de longo prazo após o choque tecnológico. Todavia, este resultado se contrapõe ao proposto pela teoria dos ciclos de negócios, a qual propõe que os trabalhadores aumentarão sua oferta de trabalho à medida que o choque tecnológico, ao elevar o produto, aumenta a produtividade marginal do trabalho, o que propaga os efeitos sobre o crescimento do produto agregado.

Por sua vez, este resultado inverso das horas trabalhadas, em parte, está condizente com o verificado na economia brasileira, principalmente na década de 1990, quando mudanças no padrão tecnológico determinaram elevações na produtividade do

trabalho, porém o emprego e as horas trabalhadas não acompanharam este crescimento. Conforme ressaltou Feijó (2006), o crescimento da produtividade do trabalho ocorreu associado a baixos níveis de crescimento do emprego agregado.

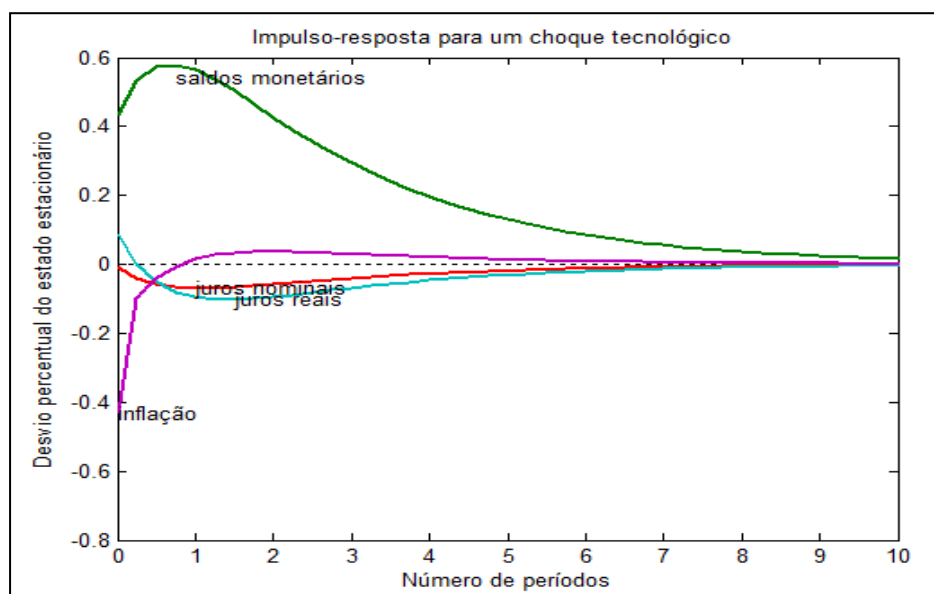
Complementando, Marinho, Nogueira e Rosa (2002) enfatizaram que a relação entre a produtividade do trabalho e o nível de emprego esteve ligada às transformações da década de 1990, sobretudo decorrentes da abertura econômica que determinaram novas condições de competitividade. Este processo levou a uma reestruturação setorial, o que ocorreu por meio da adoção de novos processos tecnológicos, os quais resultaram em níveis de produtividade do trabalho mais elevados, todavia este processo não foi seguido pelo emprego e pelas horas trabalhadas.

Destaca-se também como um dos determinantes dessa redução o processo de privatização das empresas estatais brasileiras, iniciado nos primeiros anos da década de 1990. Nesse processo, que teve entre seus objetivos a reestruturação do setor público mediante obtenção de recursos não inflacionários para o financiamento do déficit governamental, a redução de postos de trabalho, associada ao avanço do processo de desestatização, foi justificada como necessária para o aumento da rentabilidade das empresas no curto prazo visando à geração de recursos para investimentos futuros. Associadas a isso estavam as condições de competitividade e eficiência impostas pelas novas condições econômicas.

Outro determinante deste resultado está na taxa de investimento agregado. Quando considerada a tendência de longo prazo, tem-se que, à medida que o produto cresce, a produtividade marginal do trabalho tende a acompanhar este movimento. Este processo ocorre paralelo ao deslocamento da possibilidade de produção da economia, como apresentado pela Figura 5. Para tanto, este processo é intensificado na medida em que o nível de investimento se eleva, de forma que a economia passaria a apresentar resultados consistentes com a Lei de Verdoorn – com o crescimento da produtividade do trabalho provocado por elevações no nível do investimento [ver Franco (2000)].

Nesta linha, verificou-se que a taxa de investimento na economia brasileira não acompanhou o crescimento do produto agregado, tal que sua participação tem sido declinante ao longo dos últimos trinta anos. Na década de 1980, a taxa de investimento situava-se em torno de 22,0%, recuando para 18,2% na década de 1990 e para 16,7% entre 2000 e 2009, enquanto o crescimento médio do produto real nestes mesmos períodos foi de aproximadamente 0,6%, 2,4% e 2,1%, respectivamente.

Ao analisar as variáveis nominais, constatam-se dinâmicas com flutuações relativamente menores àquelas observadas pelas variáveis reais. Os saldos monetários reais crescem em magnitude superior à redução da inflação, como também se ajustam de forma mais lenta, enquanto que as taxas de juros mantêm-se praticamente constantes, com os juros reais aumentando ligeiramente no período seguinte ao choque, porém caindo abaixo do *steady state* nos períodos seguintes.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura 14 - Impulso-resposta das variáveis nominais para um choque tecnológico no período entre 1980 e 2009.

Com a ocorrência do choque tecnológico, a taxa de inflação apresentou um desvio negativo de 0,4% em relação ao seu equilíbrio de longo prazo, porém revertendo mais da metade deste efeito negativo instantaneamente, antes do primeiro período. Por outro lado, os saldos monetários reais apresentaram um desvio positivo de 0,4% inicialmente, elevando-se para 0,6% nos períodos seguintes, antes de iniciar sua convergência para o nível do estado estacionário.

Este efeito positivo sobre os saldos monetários reais é resultado da expectativa de menor pressão futura sobre o nível de preços (ou menor taxa de inflação esperada), paralelamente, a retenção de moeda mantém uma tendência crescente enquanto essa expectativa não for revertida. Este processo pode também determinar uma possível realocação dos saldos reais em direção aos investimentos, cujo retorno tornou-se relativamente maior e o custo de oportunidade da moeda menor.

Ao analisar a dinâmica dos saldos monetários reais e da inflação, torna-se possível identificar uma relação contracíclica e consistente. Esta relação sugere que, em momentos em que o nível de preços cai abaixo do seu nível de *steady state*, os *m* crescem mais que proporcionalmente a essa queda, enquanto que, em momentos em que o nível de preços se eleva, espera-se que a retenção de moeda se reduza de forma mais significativa que o crescimento inflacionário. Este resultado assemelha-se aos de Alencar e Nakane (2003), ao encontrar evidências favoráveis para a economia brasileira de que os saldos monetários reais exercem um papel importante no bem-estar dos agentes econômicos.

Associado a estes efeitos, quando da ocorrência do choque, a taxa nominal de juros apresentou desvios levemente negativos com persistência superior a seis períodos. Nesta economia-padrão, a quantidade real de moeda aumenta consistentemente com o aumento da demanda real de moeda que ocorre como resultado da redução da taxa nominal de juros. Este efeito é consistente com políticas monetárias expansionistas que tendem a provocar reduções na taxa nominal de juros, ao menos inicialmente.

O efeito negativo da expansão dos saldos reais sobre os juros nominais pode ser analisado como um efeito liquidez, como definido por Lucas (1990), Christiano e Eichenbaum (1992) e Fuerst (1992). De acordo com Walsh (2003), este efeito será maior se o incremento na quantidade nominal de moeda também elevar a quantidade real de moeda, condicionado ao fato de que a taxa de juros nominal necessitaria cair para assegurar que a demanda real de moeda elevasse.

De acordo com Andrés, López-Salido e Vallés (1999) e Alvarez e Lippi (2009), para que o efeito liquidez seja observado, é necessário que a substituição intertemporal do consumo seja suficientemente grande e que exista complementaridade entre consumo e saldos monetários reais, condição proposta pelo modelo e observada na economia brasileira. Assim sendo, o efeito liquidez pode ser explicado em termos dos efeitos substituição e riqueza²⁸ sobre as alocações dos ativos pelos agentes econômicos.

Entretanto, alguns modelos quantitativos que incluem moeda tendem a ser inconsistentes com este efeito. Conforme Christiano e Eichenbaum (1992), se o

²⁸ Sendo que a taxa real de juros reflete o preço do consumo corrente em termos de consumo futuro, quanto maior for essa taxa, mais os agentes preferirão poupar hoje, o que reduzirá o consumo presente. Desta forma, elevações na taxa de juros tenderiam a estimular a poupança e deprimir o consumo, uma vez que o consumo presente estaria relativamente mais caro, efeito denominado de substituição. Por outro lado, aumentos na taxa de juros podem elevar a renda de alguns agentes (detentores de ativos financeiros), de forma que os agentes tendem a ampliar seu consumo, efeito denominado de riqueza (GRAMAUD, VASCONCELLOS e TONETO JR., 2004).

crescimento monetário apresentar persistência positiva, então choques não antecipados na taxa de crescimento da oferta de moeda determinam elevações na taxa de juros, gerando efeitos negativos sobre emprego e produto agregado.

No processo dinâmico, pode-se observar a estreita relação entre os agregados monetários, taxa de inflação e taxa nominal de juros, os quais seguem um comportamento convergente; à medida que a taxa de inflação inicia o processo de elevação, o mesmo acontece com os juros nominais. Ao final do processo, quando o efeito do choque for totalmente dissipado, estas variáveis tenderão a voltar ao patamar anterior ao choque.

Complementando, a taxa real de juros, após a ocorrência do choque, apresentou uma dinâmica cíclica, com desvios positivos, embora pequenos, no momento do choque, seguidos de desvios negativos, de magnitude pouco superior nos períodos seguintes, como também mais persistentes. Este resultado segue o incremento da produtividade, bem como a trajetória de aumento do consumo agregado.

O desvio positivo da taxa real de juros se associa ao fato de que ela não necessariamente deve se reduzir durante a expansão do produto real, mas, sim, ela deve se elevar menos que a produtividade marginal esperada do capital. O choque tecnológico, ao elevar a produtividade do trabalho, eleva também a produtividade marginal esperada do capital, o que faz com que as firmas aumentem seus investimentos. Com o nível de investimento mais alto o estoque de capital é ampliado, o que provoca um aumento do produto real, com isso se espera um encarecimento do preço dos bens de capital e, por sua vez, na taxa real de juros.

Por outro lado, a queda da taxa real de juros abaixo de seu nível de longo prazo, ao longo dos períodos, pode estar relacionada ao fato de que o choque no progresso tecnológico incrementa o produto marginal do trabalho e o salário real, com a oferta de trabalho seguindo a mesma tendência, determinada por uma elevação na taxa de substituição intertemporal do agente, o qual demandará mais trabalho e menos lazer. Todavia a demanda de trabalho – pelas firmas – tenderá a se reduzir devido ao aumento no nível do salário real.

Contudo, como o efeito do choque vai sendo eliminado gradualmente, a produtividade do trabalho vai declinando e os salários reais se reduzindo, desencadeando um processo de desacumulação e queda na capacidade produtiva, de forma que os juros tendem a retornar a sua tendência de longo prazo, o que ocorreu entre seis a sete períodos nessa economia-padrão.

De forma geral, constatou-se que o choque tecnológico implicou mudanças mais significativas sobre a dinâmica das variáveis reais na simulação desta economia-padrão com crescimento monetário constante, com os efeitos desse choque prolongados por cerca de oito anos no processo de convergência do ciclo econômico ao equilíbrio de longo prazo. Por sua vez, embora os saldos monetários reais tenham se elevado, os efeitos do choque sobre o produto agregado podem ter sido, em parte, suavizados pelo incremento dos juros e da inflação ao longo do processo de convergência.

5.2 MUDANÇAS NOS CICLOS DE NEGÓCIOS ASSOCIADAS À INCLUSÃO DE CHOQUES MONETÁRIOS

Para examinar como mudanças monetárias influenciam as propriedades cíclicas das variáveis macroeconômicas brasileiras, foram consideradas diferentes situações. Inicialmente, conforme estimado pela equação (44), o crescimento monetário é influenciado por seus valores passados, tal que ocorre um processo de persistência, com $\gamma > 0$, porém este processo não apresentou relação com as mudanças na produtividade, de forma que $\phi = 0$ (ver simulações dos Grupos 2 e 3).

Além do processo de persistência, os ciclos econômicos passaram a ser influenciados por choques monetários, definidos a partir do desvio-padrão da equação estimada e apresentada na Tabela 7. Ao considerar o processo de persistência, a taxa de crescimento monetário assume um comportamento estocástico, conforme exposto por Cooley e Hansen (1995).

O valor estimado para o parâmetro de persistência foi igual a 0,5969, enquanto que a relação entre o crescimento monetário e as mudanças não antecipadas na produtividade foi estatisticamente nula. Ambos os parâmetros foram obtidos pela estimação do processo autorregressivo de primeira ordem da taxa de crescimento monetário, conforme especificado na equação (44). Para o choque monetário, foi obtido um valor de 0,0668 (ou 6,680), o qual, juntamente com os outros dois parâmetros definidos acima, foi utilizado nesta simulação.

Os demais parâmetros utilizados nesta simulação foram semelhantes aos utilizados na simulação da economia-padrão, somente com a inclusão do choque no progresso tecnológico (ver Tabela 10). Foi mantida a relação positiva entre o inverso da elasticidade juros da demanda de moeda e o inverso da elasticidade de substituição

intertemporal do consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco), como encontrado para a economia brasileira, tal que $u_{cm} > 0$.

Os resultados desta economia artificial, a qual se denominou de “economia monetária”, com a oferta nominal de moeda seguindo um processo estocástico autorregressivo e um choque monetário, encontram-se expostos na Tabela 13. As análises foram realizadas em relação aos resultados obtidos a partir da simulação da economia-padrão, apresentada na Tabela 10, como também em relação aos fatos estilizados da economia brasileira.

Para tanto, com o objetivo de examinar o comportamento dos ciclos de negócios, foram simuladas outras duas situações. Na primeira delas, foi suposto que a taxa de crescimento monetário responde positivamente a choques tecnológicos, de forma que, para o parâmetro ϕ , foi assumido um valor positivo. Na segunda situação, foi considerada uma relação negativa entre a taxa de crescimento monetário e os choques tecnológicos, com ϕ assumindo valores negativos.

A inclusão de fatores monetários – persistência e choque na taxa de crescimento monetário – alterou marginalmente a volatilidade dos agregados econômicos reais (produto, consumo, investimento agregado e horas trabalhadas), os quais apresentaram flutuações levemente superiores às observadas na economia-padrão. Em economias monetárias como a simulada, as variáveis reais tendem a apresentar variações pouco significativas, no entanto, os choques monetários tendem a incrementar a volatilidade do consumo e do investimento agregado, como evidenciado por Cooley e Hansen (1995).

Este comportamento foi verificado na economia monetária simulada na Tabela 13, a qual indicou que o consumo agregado foi à variável que apresentou maior variação, ainda que muito pequena e de curto prazo. Sendo que o consumo agregado é composto basicamente por bens de consumo não duráveis, em momentos de imprevisibilidade monetária, sobretudo com taxas de inflação crescentes, estes produtos tendem a apresentar elevada sensibilidade a essas situações.

Tabela 13 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – no período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia real			Economia-padrão com choque tecnológico			Economia monetária com persistência e choque monetário		
				$\gamma = 0$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3712	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000
<i>c</i>	3,2885	0,9755	0,9541	2,4417	0,7244	0,9902	2,4421	0,7244	0,9902
<i>i</i>	5,6207	1,6673	0,7600	5,8016	1,7211	0,9893	5,8017	1,7211	0,9893
<i>h</i>	3,8895	1,1537	0,7349	3,5012	1,0387	0,9754	3,5014	1,0387	0,9753
<i>m</i>	7,4187	2,2006	0,6131	3,1213	0,9260	0,9521	8,0242	2,3804	0,3764
<i>j</i>	21,4949	6,3760	-0,5665	0,3485	0,1034	-0,6700	3,1180	0,9250	-0,0814
<i>r</i>	13,0331	3,8660	-0,1990	0,6936	0,2058	-0,0426	0,6936	0,2058	-0,0426
π	31,4796	9,3378	-0,5359	1,6874	0,5006	-0,5351	15,7059	4,6592	-0,0636

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

No entanto, ao analisar o consumo, deve-se considerar o comportamento da taxa real de juros, uma vez que se pressupõe que os agentes econômicos otimizam seu bem-estar intra e intertemporalmente. A intuição deste resultado deve-se ao fato de que a taxa real de juros afeta o preço relativo intratemporal entre bens de consumo duráveis e não duráveis. Por sua vez, quando mudanças não previstas nos fatores monetários afetam as variáveis macroeconômicas, os bens duráveis tendem a apresentar maior sensibilidade a essas mudanças do que os bens não duráveis.

Este fator contribui para explicação do padrão assimétrico de crescimento apresentado pelo comportamento dos bens duráveis e não duráveis na economia brasileira ao longo dos últimos anos. Em momentos de instabilidade econômica, como verificado na década de 1980 e parte da de 1990, os bens de consumo duráveis cresciam a taxas reduzidas, sendo negativas em certos anos, enquanto os bens de consumo não duráveis cresciam a taxas positivas e mais regulares.

Por outro lado, em momentos de maior estabilidade e previsibilidade dos fatores monetários como verificado nos anos mais recentes, os bens duráveis apresentaram taxas de crescimento mais elevadas, enquanto que os bens de consumo não duráveis apresentaram taxas de crescimento bastante inferiores, inclusive negativas, em alguns períodos, como nos anos de 2003 e parte de 2004 [ver Grandjean (2005)].

Em contraponto às mudanças marginais observadas na volatilidade dos agregados reais, verificaram-se efeitos expressivos nas propriedades cíclicas das variáveis nominais, especificamente, nos saldos monetários reais e na taxa de inflação e, em menor proporção, na taxa nominal de juros.

No caso dos saldos monetários reais, a volatilidade passou de 3,12 na economia-padrão, para 8,02 na economia monetária, com persistência e choque monetário (ver Tabela 13). A inclusão de fatores monetários como fontes geradoras dos ciclos de negócios permitiu, no caso dos saldos monetários reais, obter resultados aderentes à economia brasileira no período analisado. Uma vez que o desvio-padrão dos ciclos dos m de 8,02 reproduziu o comportamento volátil de 7,42 encontrado a partir dos fatos estilizados.

Este comportamento sugere que um dos canais pelos quais os saldos monetários reais são influenciados não havia sido considerado anteriormente, no caso, as mudanças monetárias não antecipadas pelos agentes econômicos. Ao analisar a relação ao longo do ciclo econômico, verificou-se que ocorreu uma redução significativa na correlação contemporânea de 0,95 para 0,38.

Este resultado indica que a inclusão de fatores monetários provocou um distanciamento da trajetória dos saldos monetários reais da trajetória do ciclo econômico. A imprevisibilidade observada na condução da política monetária associada à própria instabilidade econômica, inerente da economia brasileira justifica possíveis mudanças no comovimento entre o produto e os saldos monetários. No entanto, é necessário enfatizar que essas variáveis, independente da economia simulada – padrão ou monetária – apresentaram movimentos diretamente relacionados.

Processo semelhante verificou-se nas propriedades cíclicas da taxa de inflação (π), as quais foram significativamente elevadas, passando de um desvio-padrão dos ciclos de 1,69 na economia-padrão para um desvio-padrão dos ciclos de 15,71 na economia monetária. No entanto, apesar dessa elevada volatilidade, as flutuações da taxa de inflação foram, ainda, inferiores às encontradas nos fatos estilizados, com seu valor correspondendo a cerca de 50% do desvio-padrão dessa mesma série na economia brasileira. Por sua vez, os choques monetários reduziram a correlação entre a inflação e o produto agregado, para valores abaixo dos encontrados nos fatos estilizados.

Este resultado sugere que o processo inflacionário esteve, em alguma medida, relacionado ao processo de crescimento da oferta nominal de moeda. Entretanto, este fato não é inesperado, uma vez que o processo inflacionário brasileiro caracterizou-se pela denominada inflação inercial. Conforme Lopes (1985), esse processo ocorreu devido às ações dos agentes econômicos buscando recompor seu nível de renda real obtido no período anterior, de forma a fazer com que os preços correntes ajustem-se a estes objetivos.

Corroborando este fato, Figueiredo e Marques (2009), ao investigarem o processo de dependência de longo prazo da taxa de inflação brasileira, obtiveram resultados que indicaram que, mesmo no período posterior à implementação do Plano Real, a taxa de inflação pode ser descrita como um processo fracionário de longa memória, evidenciando a alta persistência.

Ao considerar que a taxa de crescimento monetário influencia as propriedades cíclicas da atividade econômica, pelo processo de persistência, porém sua relação com os choques de produtividade é nula, pode-se verificar também um aumento no desvio-padrão do ciclo da taxa nominal de juros comparativamente à economia-padrão. No entanto, mesmo com a inclusão de choques monetários, a elevada volatilidade observada nos fatos estilizados da economia brasileira não foi captada pela economia monetária simulada. Da mesma forma que as demais variáveis nominais, a correlação

entre a taxa nominal de juros e o produto agregado foi menor que a encontrada na economia-padrão, porém, mantendo sua relação contracíclica.

Por outro lado, pôde-se constatar que a taxa de juros real apresentou volatilidade na economia monetária semelhante à obtida na economia-padrão, com flutuações significativamente inferiores às encontrada nos fatos estilizados. A correlação entre os juros reais e o ciclo econômico foi contracíclica, com valor próximo de zero, como encontrada na economia-padrão e também nos modelos originais de ciclos reais de negócios [ver Kanczuk, (2002)].

Uma segunda simulação é analisada supondo uma economia monetária, porém com a taxa de crescimento da oferta de moeda apresentando correlação positiva com os choques no progresso tecnológico. Para esta simulação, considerou-se que o valor para o parâmetro do processo autorregressivo, $\gamma = 0,5969$, está associado aos choques de produtividade, com correlação de 0,10, tal que $\phi = 0,10$. A Tabela 14 apresenta os resultados obtidos para esta economia monetária.

Adicionalmente, foram procedidas análises de sensibilidade para a resposta positiva da taxa de crescimento monetário, como pode ser analisado no Anexo D (Tabela D1). Estas simulações permitiram examinar a forma como as propriedades cíclicas da economia monetária mudam à medida que a resposta positiva da taxa de crescimento monetário se eleva.

A suposição de uma resposta positiva da taxa de crescimento monetário está baseada na hipótese de que os choques tecnológicos incrementariam o nível do produto real. Assim sendo, a demanda dos agentes econômicos por ativos de maior liquidez também aumentará, fazendo com que a taxa de crescimento monetário seja positivamente alterada.

Entretanto, essa resposta tende a gerar uma taxa de inflação esperada mais elevada e, conseqüentemente, um nível de produto, consumo e investimento agregado menor, ao longo dos períodos. Com taxas de inflação esperadas maiores, os saldos monetários reais diminuirão, e a utilidade marginal do consumo se tornará menor, o que faz os agentes econômicos reduzirem sua oferta de trabalho.

Tabela 14 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo positivamente aos choques de produtividade no período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia-padrão com choque tecnológico			Economia monetária com persistência e choque monetário			Economia monetária com persistência e choque monetário – correlação positiva		
	$\gamma = 0$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi > 0$	$(b - \Phi) > 0$
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3709	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000	3,3601	1,0000	1,0000
<i>c</i>	2,4417	0,7244	0,9902	2,4421	0,7244	0,9902	2,4308	0,7234	0,9902
<i>i</i>	5,8016	1,7211	0,9893	5,8017	1,7211	0,9893	5,7910	1,7234	0,9894
<i>h</i>	3,5012	1,0387	0,9754	3,5014	1,0387	0,9753	3,5149	1,0461	0,9755
<i>m</i>	3,1213	0,9260	0,9521	8,0242	2,3804	0,3764	7,3360	2,1833	0,1306
<i>j</i>	0,3485	0,1034	-0,6700	3,1180	0,9250	-0,0814	3,1073	0,9248	0,1966
<i>r</i>	0,6936	0,2058	-0,0426	0,6936	0,2058	-0,0426	0,6929	0,2062	-0,0446
π	1,6874	0,5006	-0,5351	15,7059	4,6592	-0,0636	15,3592	4,5710	0,0106

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

De forma geral, constatou-se que as propriedades cíclicas, tanto das variáveis reais quanto das nominais, sofreram alterações mais visíveis comparativamente às aquelas observadas na simulação da economia monetária com ausência de relação com os choques tecnológicos, em relação a economia-padrão. A característica predominante nesta simulação foi a redução da volatilidade das variáveis macroeconômicas, à exceção do desvio-padrão do ciclo das horas trabalhadas, que se elevou, ainda que marginalmente.

Com os saldos monetários reais em queda decorrente de uma taxa de inflação esperada mais elevada, os agentes reduzirão sua oferta de trabalho à medida que a utilidade marginal do consumo se torna menor, o que tendem a implicar em um ciclo econômico mais volátil. Entretanto, quanto mais elevada for a correlação entre a taxa de crescimento da oferta de moeda e os choques tecnológicos, maiores serão as flutuações das horas trabalhadas (ver Anexo D1). Por sua vez, a redução na oferta de trabalho tende a reduzir as flutuações do investimento, do consumo e do produto agregado da economia, uma vez que os agentes aumentaram sua demanda por lazer.

Ao analisar as variáveis nominais, verificou-se que os saldos monetários reais apresentaram redução significativa, com queda de aproximadamente 9% em sua volatilidade, comparativamente à economia monetária não correlacionada com os choques de produtividade. Porém, a volatilidade dos saldos monetários reais não apresentou um comportamento uniforme à medida que a correlação aumentou; a partir de valores mais elevados, como $\phi = 0,20$, o desvio-padrão do ciclo dos m passou a apresentar tendência de crescimento.

O mesmo ocorre com as flutuações da taxa nominal de juros. Como se observou, elas diminuem, ainda que marginalmente, na economia monetária simulada com correlação de 0,10 e se elevam para níveis maiores dessa relação, chegando a aumentar em 40% sua volatilidade quando $\phi = 0,50$ (ver Anexo D1). A intuição deste resultado reside no fato de que a oferta nominal de moeda cresce proporcionalmente ao nível de preços, de forma que, ao considerar uma inflação futura crescente – decorrente da maior correlação com os choques tecnológicos –, a taxa de juros nominal também se elevará, aumentando, assim, sua volatilidade.

Quando se analisam as correlações cruzadas, verifica-se que a relação produto-inflação tornou-se positiva, o mesmo ocorrendo com a relação produto-juros nominais. Estes resultados são contrários aos da economia-padrão, da economia monetária com

ausência de correlação e também aos fatos estilizados da economia brasileira. A correlação entre os juros nominais e o ciclo econômico foi examinada por Silva e Portugal (2007), para a qual foi evidenciado que, em fases diferentes do ciclo – expansão ou recessão –, os efeitos também são diferenciados. Contudo, resultados nesta mesma direção foram obtidos por Cooley e Hansen (1995) e Walsh (2003) para a economia norte-americana.

Para Cooley e Hansen (1995), essa relação positiva entre a taxa de inflação e o produto agregado pode ser analisada considerando a expectativa inflacionária dos agentes, uma vez que ocorre uma acentuada mudança de tendência nesta relação, sendo que as taxas de inflação futuras tendem a estar mais altamente correlacionadas com o produto corrente do que as taxas de inflação contemporâneas.

Por outro lado, esta relação pró-cíclica poderia ser resultado da falta de capacidade das autoridades monetárias de praticar políticas anticíclicas. Associado a esta discussão está o fato de a economia brasileira, assim como a maioria das economias em desenvolvimento, não ter condições de executar políticas que favoreçam o crescimento econômico, como a redução das taxas de juros em momentos de recessão econômica, como forma de suavizar o ciclo do consumo e estimular a atividade econômica, conforme discutido por Garcia (2003).

Complementando, uma terceira simulação propôs que o crescimento monetário apresentasse correlação negativa com os choques reais. Foi considerado igualmente o valor de 0,5969 para o processo de persistência, enquanto que, para a resposta da taxa de crescimento da oferta monetária aos choques tecnológicos, adotou-se $\phi = -0,10$. Os resultados desta economia monetária simulada com correlação negativa encontram-se na Tabela 15. Da mesma forma, as análises de sensibilidade a essa correlação encontram-se no Anexo D (Tabela D2). Tais simulações possibilitaram analisar a forma como as propriedades cíclicas se comportam na medida em que a resposta do crescimento monetário assume retrações mais acentuadas.

Com a taxa de crescimento monetário respondendo negativamente às mudanças não previstas na produtividade, espera-se uma taxa de inflação futura menor. A partir disso, tem-se que essa menor elevação esperada no nível de preços ampliará os saldos monetários reais, aumentando a utilidade marginal do consumo e determinando uma elevação na oferta de trabalho pelos agentes. Por sua vez, os níveis de produto, consumo e investimento agregado tenderão a aumentar.

Tabela 15 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo negativamente aos choques de produtividade no período entre 1980 e 2009.

Variável	Economia-padrão com choque tecnológico			Economia monetária com persistência e choque monetário			Economia monetária com persistência e choque monetário – correlação negativa		
	$\gamma = 0$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,5969$	$\phi < 0$	$(b - \Phi) > 0$
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3709	1,0000	1,0000	3,3709	1,0000	1,0000	3,3817	1,0000	1,0000
<i>c</i>	2,4417	0,7244	0,9902	2,4421	0,7244	0,9902	2,4534	0,7255	0,9902
<i>i</i>	5,8016	1,7211	0,9893	5,8017	1,7211	0,9893	5,8123	1,7187	0,9892
<i>h</i>	3,5012	1,0387	0,9754	3,5014	1,0387	0,9753	3,4878	1,0314	0,9751
<i>m</i>	3,1213	0,9260	0,9521	8,0242	2,3804	0,3764	8,9247	2,6391	0,5692
<i>j</i>	0,3485	0,1034	-0,6700	3,1180	0,9250	-0,0814	3,2579	0,9634	-0,3429
<i>r</i>	0,6936	0,2058	-0,0426	0,6936	0,2058	-0,0426	0,6943	0,2053	-0,0405
π	1,6874	0,5006	-0,5351	15,7059	4,6592	-0,0636	15,5770	4,6062	-0,1381

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

A economia monetária simulada, respondendo negativamente aos choques tecnológicos, apresentou flutuações mais elevadas comparativamente à economia-padrão e também à economia monetária, com ausência de relação com os fatores reais. Ademais, constata-se que, quanto mais acentuada for a correlação – mais negativa a resposta –, maiores serão as flutuações das variáveis macroeconômicas reais, exceção feita para as horas trabalhadas, que apresentaram comportamento mais suave à medida que a correlação negativa se acentuou (ver Anexo D2).

Esse comportamento mais volátil do produto agregado está condicionado ao processo de escolhas entre lazer-trabalho; como os agentes econômicos consideram que a retenção de moeda gerará utilidade maior do que a utilidade do consumo, a oferta de trabalho se torna crescente. Esta substituição na preferência dos agentes determina o comportamento mais volátil dos saldos monetários reais, para os quais o desvio-padrão do ciclo se elevou em cerca de 11% nesta economia monetária simulada.

Para as demais variáveis nominais, constatou-se que as propriedades cíclicas apresentaram dinâmicas diferentes. Enquanto que o desvio-padrão do ciclo dos juros nominais cresceu em resposta a níveis de correlação maiores, chegando a uma volatilidade 56% mais elevada quando a correlação entre a taxa de crescimento da oferta monetária e os choques reais for de aproximadamente -0,50, o desvio-padrão da inflação se tornou mais suave, dado que os agentes esperam um crescimento futuro do nível de preços menor.

Ao se analisarem as correlações contemporâneas, nota-se que a direção dos comovimentos ao longo do ciclo foi análoga às observadas na economia-padrão e também na economia monetária, com resposta nula às mudanças tecnológicas. Todavia, elas foram similares, no caso das variáveis reais e, no caso das variáveis nominais, menores que a economia-padrão e maiores que as encontradas na economia monetária com persistência e choque monetário.

No caso dos saldos monetários reais, a economia monetária simulada reproduziu a correlação encontrada na economia real, no entanto, quanto maior for a resposta negativa da taxa de crescimento monetário, maior se torna a correlação dos m com o ciclo econômico (ver Anexo D2). Esse comportamento também se evidenciou para os juros nominais e para a inflação.

A partir das três economias monetárias simuladas, podem-se observar alguns fatos relevantes para a análise do comportamento dos ciclos de negócios da economia brasileira. A introdução do processo de persistência na taxa de crescimento da oferta

nominal de moeda e do choque monetário foram fatores importantes para explicar a volatilidade das variáveis macroeconômicas, sobretudo das nominais, como os saldos monetários reais e a taxa de inflação, uma vez que permitiu um melhor ajustamento do modelo – economia monetária – aos fatos estilizados da economia brasileira. Pode-se verificar também que, à medida que se incorporam novas hipóteses ao processo de crescimento da moeda, as correlações contemporâneas entre o produto agregado e as variáveis nominais mudam a direção em algumas simulações.

Essa maior volatilidade no comportamento cíclico das variáveis nominais é causada pela instabilidade na taxa de crescimento da oferta monetária, conforme explorado por Cooley e Hansen (1994). Já Gavin e Kydland (1999) enfatizaram que as correlações cruzadas das variáveis nominais com produto real são sensíveis à especificação de regras de política. A relação do nível de preços, pro-cíclico ou contracíclico, depende principalmente da reação do estoque monetário a fatores reais e à quantidade de persistência com que as autoridades induzem no choque da oferta monetária.

Por sua vez, a forma como a taxa de crescimento da oferta monetária correlaciona-se com as mudanças reais apresentou apenas efeitos marginais sobre a volatilidade do produto, consumo e investimento agregado. A variável horas trabalhadas foi a que maiores mudanças apresentou, ainda que pequenas. Ao considerar que os agentes estão maximizando sua utilidade, eles fazem escolhas entre consumo e lazer, contudo, consideram os saldos monetários reais. Quando estes crescem, o custo de oportunidade de manter moeda se torna menor, estimulando os agentes a demandarem mais trabalho. Esta evidência é similar a um efeito riqueza.

Em geral, evidenciou-se que os efeitos sobre as variáveis reais foram maiores quando a taxa de crescimento monetário apresentou correlação negativa com os choques tecnológicos. Estes resultados seguem a linha, ainda que avaliados com cautela, do trabalho de Tsiddon (1993), que sugerem que os choques monetários negativos, entendidos como mudanças negativas não antecipadas na oferta de moeda (ou mudanças positivas não antecipadas na taxa de juros) afetam mais fortemente o produto que choques monetários positivos. Todavia, para a economia brasileira, Silva e Portugal (2007) encontraram evidências que comprovam somente parcialmente esta hipótese.

Assim sendo, os efeitos reduzidos provocados pelo processo de persistência e pelo choque monetário sobre os agregados macroeconômicos reais podem estar associados à ausência de algum mecanismo, por meio do qual os choques monetários

afetam as frequências dos ciclos de negócios como destacado por Cooley e Hansen (1995), ou como enfatizado por Walsh (2003), que, em certos casos, os canais pelos quais a taxa de crescimento da moeda afeta a economia real podem ser fracos.

5.3 A SENSIBILIDADE DAS PROPRIEDADES CÍCLICAS AOS DIFERENTES NÍVEIS DE CHOQUES MONETÁRIOS

Na seção anterior, foram adicionados os fatores monetários na economia-padrão, de forma que a economia simulada passou a ser influenciada por ambos os choques, tecnológicos e monetários, a qual foi denominada economia monetária. A fim de avaliar o impacto da introdução do choque na taxa de crescimento da oferta monetária de forma mais consistente, foi testada a sensibilidade da economia monetária simulada quando alterações no parâmetro de persistência do processo autorregressivo do crescimento da oferta monetária, γ , foram consideradas. Para tanto, essas alterações foram provocadas por variações aleatórias em ζ , na expressão em (44).

O choque monetário, ζ , afeta as propriedades cíclicas da economia quando a taxa de crescimento monetário exibe um processo de persistência ($\gamma \neq 0$) ou responde aos choques tecnológicos ($\phi \neq 0$). A partir dessas condições, as variações na manutenção de moeda podem afetar as decisões relativas ao trabalho e lazer do agente, as quais também estão associadas às utilidades marginais do lazer e do consumo.

Assim, um choque monetário implicará um aumento na inflação esperada quando o crescimento monetário é positivamente correlacionado com os períodos passados, tal que $\gamma > 0$. Esta expectativa reduz os saldos monetários reais, levando a uma menor utilidade marginal do consumo, o que determina que o agente substitua trabalho por lazer. Portanto, um choque monetário estocástico pode ser decorrente de uma mudança no grau de persistência no processo de crescimento monetário.

A partir disto, simulou-se uma economia monetária considerando, por hipótese, outros dois níveis de persistência – 0,3969 e 0,7969 –, além do nível de 0,5969 estimado para a economia brasileira, para o período entre 1980 a 2009. A Tabela 16 apresenta os resultados obtidos a partir destas simulações. Ademais, são reproduzidos os fatos estilizados da economia real e os resultados da economia-padrão, como forma de servir de referência às discussões.

Os diferentes níveis de choques monetários indicaram efeitos pouco significativos sobre os ciclos de negócios das variáveis reais, comparativamente aos observados na economia-padrão e na economia real. No entanto, constata-se que os efeitos dependem do nível de persistência do processo de crescimento da oferta de moeda. Quanto maiores forem os valores de γ , maiores são os efeitos sobre essas variáveis, como pode ser verificado na Tabela 16.

Uma explicação para a magnitude desses efeitos está associada à distorção provocada pela taxa de crescimento monetário – via elevação dos preços. Conforme propuseram Cooley e Hansen (1995), os choques monetários não contribuem de forma significativa para a explicação das flutuações das variáveis reais. Contudo, o crescimento monetário distorce as alocações na economia devido aos impostos (custos) associados com o processo inflacionário.

No conjunto, os efeitos foram menos significativos sobre o produto agregado e as horas trabalhadas, porém mais consideráveis, embora ainda pequenos, sobre consumo e investimento agregado. A este respeito, Cooley e Hansen (1995) enfatizaram que os choques monetários tendem a incrementar as flutuações do consumo e reduzir a sua correlação com o produto, fato que pode ser analisado pelo efeito pouco relevante do choque monetário sobre o ciclo econômico, porém expressivo sobre consumo e investimento agregado.

As funções impulso-resposta apresentadas no Anexo E (ver Figuras E1, E2 e E3) complementam os resultados obtidos para as variáveis reais na simulação da economia monetária. A característica comum observada quando da ocorrência dos diferentes choques monetários foram os desvios positivos do investimento e os desvios negativos do produto, consumo e horas trabalhadas em relação ao equilíbrio de longo prazo, sendo o consumo dessas últimas a variável que apresentou maiores variações.

Pode ser constatado que o processo de convergência para o equilíbrio de longo prazo do ciclo econômico ocorreu em poucos períodos, variando entre dois e cinco anos, conforme o nível de persistência se elevou e, semelhantemente, observou-se para as demais variáveis macroeconômicas reais, cujos desvios do *steady state* variaram entre 0,003% e 0,008%. Estes efeitos de curta duração, embora significativos, são característicos dos choques monetários.

Tabela 16 - Economia monetária com choque tecnológico e crescimento monetário estocástico e com diferentes níveis de persistência na taxa de crescimento da oferta monetária no período entre 1980 e 2009.

Variáveis		y	c	i	h	m	j	r	π
Economia real									
	DP[x](%)	3,3712	3,2885	5,6207	3,8895	7,4187	21,4949	13,0331	31,4796
	DP[x]/DP[y]	1,0000	0,9755	1,6673	1,1537	2,2006	6,3760	3,8660	9,3378
	CORR[x,y]	1,0000	0,9541	0,7600	0,7349	0,6131	-0,5665	-0,1990	-0,5359
Economia-padrão					Crescimento monetário constante				
$\gamma = 0,0000$ *	DP[x](%)	3,3709	2,4417	5,8016	3,5012	3,1213	0,3485	0,6936	1,6874
$\phi = 0,0000$	DP[x]/DP[y]	1,0000	0,7244	1,7211	1,0387	0,9260	0,1034	0,2058	0,5006
	CORR[x,y]	1,0000	0,9902	0,9893	0,9754	0,9521	-0,6700	-0,0426	-0,5351
Economia monetária					Crescimento monetário estocástico				
$\gamma = 0,3969$ **	DP[x](%)	3,3709	2,4419	5,8017	3,5012	5,3973	1,8778	0,6936	15,1945
$\phi = 0,0000$	DP[x]/DP[y]	1,0000	0,7244	1,7211	1,0387	1,6012	0,5571	0,2058	4,5076
	CORR[x,y]	1,0000	0,9902	0,9893	0,9754	0,5533	-0,1276	-0,0426	-0,0626
$\gamma = 0,5969$ **	DP[x](%)	3,3709	2,4421	5,8017	3,5014	8,0242	3,1180	0,6936	15,7059
$\phi = 0,0000$	DP[x]/DP[y]	1,0000	0,7244	1,7211	1,0387	2,3804	0,9250	0,2058	4,6592
	CORR[x,y]	1,0000	0,9902	0,9893	0,9753	0,3764	-0,0814	-0,0426	-0,0636
$\gamma = 0,7969$ **	DP[x](%)	3,3711	2,4423	5,8016	3,5017	10,4765	4,2072	0,6936	14,0619
$\phi = 0,0000$	DP[x]/DP[y]	1,0000	0,7245	1,7210	1,0387	3,1077	1,2480	0,2058	4,1713
	CORR[x,y]	1,0000	0,9902	0,9893	0,9750	0,2946	-0,0669	-0,0425	-0,0736

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: * somente com choque tecnológico e ** com choque tecnológico e monetário.

No caso do investimento, variável que, por suas propriedades, diferencia-se por apresentar uma elevada volatilidade, um fato que chamou a atenção foi a significativa redução, embora pequena em termos absolutos, do seu desvio com relação à trajetória de longo prazo. Nas situações iniciais, com persistência de 0,3969 e de 0,5969, os desvios foram positivos, porém eles foram eliminados na simulação da economia monetária com persistência de 0,7969.

Este efeito associa-se ao crescimento da instabilidade econômica gerada por pressões inflacionárias, uma vez que, no horizonte de planejamento, os agentes consideram a incerteza em suas decisões de investimento. Ao mesmo tempo, verifica-se que, à medida que o choque monetário se torna mais persistente, maior se torna o período de ajuste da taxa nominal de juros (ver Figuras E1, E2 e E3), o que torna as decisões de investimento relativamente mais onerosas e explica essa redução dos desvios positivos do investimento.

Para Gobbato e Castilho (2006), as distorções na alocação de recursos da economia geram um efeito negativo sobre o investimento privado. Dada a instabilidade dos preços no futuro, os agentes preferem poupar a investir, pois temem não receber o retorno esperado do investimento. Além disso, com o investimento associado às expectativas dos agentes sobre o comportamento futuro da economia, suas variações acarretam necessariamente variações no ciclo econômico, corroborando o maior desvio (negativo) do produto observado para maiores níveis de persistência.

Esta evidência é consistente com o observado na economia brasileira em grande parte do período analisado. No período anterior à estabilização de preços, verificou-se que, nos primeiros anos da década de 1980, o nível de investimento era elevado, reduzindo-se à medida que a inflação se acelerava. Exceção observou-se entre os anos de 1986 e 1989, quando uma rápida recuperação do investimento ocorreu simultaneamente ao crescimento inflacionário, contudo decorrente, em grande parte, da melhoria do cenário externo (ver Figura F1).

No período mais recente, posterior à implementação do Plano Real, apesar da estabilidade de preços, quando os movimentos inflacionários foram crescentes, o nível do investimento agregado recuou, como se observou entre os anos de 1998 e 1999 e 2002 e 2003 (ver Figura F2). Porém cabe ressaltar que o investimento tende a responder de forma mais lenta e posterior às variações do nível de preços.

Nesta economia monetária, as variáveis nominais responderam mais significativamente aos diferentes níveis de choques na taxa de crescimento da oferta de

moeda. Em geral, maiores valores de γ estão associados a maiores desvios-padrão dos ciclos de negócios dessas variáveis. Essa característica foi observada no comportamento dos saldos monetários reais e da taxa nominal de juros.

Os saldos monetários apresentaram um crescimento no desvio-padrão do ciclo de negócio de 94,10%, quando a persistência passou de 0,3969 para 0,7969 (ver Tabela 16). Esse resultado é corroborado pelo processo dinâmico apresentado pelas funções impulso-resposta, nas quais o seu desvio em relação ao estado estacionário passou de 0,4% para 1,2%, enquanto que sua convergência passou de um para cinco períodos.

Como os saldos monetários estão atrelados ao crescimento monetário e ao comportamento do nível de preços, sua volatilidade é explicada pela excessiva flutuação ocasionada pelo processo inflacionário. Porém, ressalta-se que essas variáveis apresentaram dinâmicas opostas, pois, quanto maior o crescimento da inflação, menor é o nível dos saldos monetários reais, bem como menor será sua manutenção e demanda pelos agentes econômicos.

Para McCandless (2008), isso ocorre devido ao fato de o nível de preço ajustar-se mais rapidamente que o estoque monetário. Assim, os saldos monetários reais declinam em resposta aos choques na taxa de crescimento da oferta nominal de moeda. Complementarmente, as taxas de inflação esperadas maiores implicam reduções na utilidade marginal do consumo, determinando que as famílias reduzam a oferta de trabalho e aumentem a demanda por lazer.

O comportamento da taxa nominal de juros está condicionado à suposição de que o mercado opera em condições competitivas, com os preços sendo perfeitamente flexíveis. Isso determina que os choques monetários provoquem um salto imediato no nível de preços, de forma a se ajustar a variação no crescimento da oferta de moeda. Ao considerar níveis elevados de persistência, o desvio-padrão do ciclo dos juros nominais foi cerca de doze vezes superior ao obtido na economia-padrão e aproximadamente 35% superior ao obtido na economia monetária, mesmo assim, a volatilidade foi significativamente inferior a encontrada nos fatos estilizados.

No processo dinâmico, os juros nominais apresentaram desvios mais elevados – passando de 0,2% para 0,5% – em relação ao estado estacionário para maiores desvios da taxa de inflação de seu *steady state*, como também seu ajustamento ocorreu de forma mais lenta à medida que o distanciamento da inflação se tornou maior. Na economia brasileira, a taxa nominal de juros tem sido ajustada para conter o processo de crescimento inflacionário. Nos anos de 1980, sua elevação teve como objetivo viabilizar

o ajustamento externo e conter o processo inflacionário, enquanto que, após 1994, sua manutenção em patamares elevados tinha como objetivo dar sustentação às políticas propostas pelo Plano Real, conforme Gramaud, Vasconcellos e Toneto Jr. (2004).

Os choques monetários simulados indicaram um comportamento peculiar para a taxa de inflação, com o desvio-padrão dos ciclos se elevando com o aumento do grau de persistência, porém reduzindo-se para níveis muito elevados dessa correlação, fato que se observou para $\gamma = 0,7969$. Contudo, na trajetória dinâmica, maiores graus de persistência aumentaram o desvio da inflação de seu equilíbrio de longo prazo, conforme Figuras E1, E2 e E3.

Deste resultado pode-se deduzir que a volatilidade da taxa de inflação aumenta com o aumento da persistência. Entretanto, o efeito do crescimento monetário é atenuado quando o nível de preços já está em patamares muito elevados, nos quais as suas flutuações tendem a responder menos às mudanças não antecipadas na taxa de crescimento da oferta de moeda. A partir disto, torna-se possível averiguar qual a taxa de crescimento adequada (ou ótima) de crescimento monetário que não geraria aumento descontrolado no nível de preços.

Ao analisar trajetória da inflação na economia brasileira, nota-se que, em momentos em que o nível de preços subiu para níveis críticos, considerando o contexto econômico, ele permaneceu nesse patamar por alguns períodos, caso verificado entre os anos 1983-1985, 1988-1990 e 2003-2005, corroborando os mecanismos inerciais da estabilidade inflacionária. Indicações desta característica foram destacadas por Arida e Rezende (1986), para o período de inflação crônica, e por Figueiredo e Marques (2009), para o período mais recente.

Complementando, a taxa real de juros apresentou comportamento praticamente constante, não respondendo ao processo de crescimento monetário estocástico, independentemente do grau de persistência simulado. Este resultado pode ser discutido por meio da relação entre a taxa média de juros real e a taxa média de juros de longo prazo na economia brasileira. Para esta relação, foi constatado que ambas as taxas mantiveram um comportamento similar, com valores médios de 10,46% ao ano e 10,25%²⁹ ao ano, respectivamente, indicando que mudanças na taxa de crescimento da oferta monetária tendem a não afetar a taxa real de juros.

²⁹ Esta comparação foi feita com relação ao período entre 1995 e 2009, uma vez que a taxa de juros de longo prazo (TJLP) foi instituída em novembro de 1994.

Todavia, ressalta-se que, independentemente do grau de persistência do choque monetário, o modelo não captou de forma adequada os desvios-padrão dos ciclos de negócios das taxas de juros real e nominal observadas na economia real, e, devido a isso, os resultados relacionando a essas variáveis devem ser analisados com a devida cautela, ao passo que suas discussões propuseram indicar possíveis tendências e não propriamente explicações.

5.4 OS CICLOS DE NEGÓCIOS DA ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO PÓS-REAL

Nas seções anteriores, foram analisados os ciclos de negócios da economia brasileira no período que se estendeu de 1980 a 2009. Entretanto, as mudanças econômicas verificadas a partir de meados da década de 1990, posterior à implementação do Plano Real, são extremamente relevantes no processo de estabilidade macroeconômica, dado que representa a dinâmica criada pela estabilização obtida pela implementação do novo plano. Desta forma, essa seção buscou examinar como esse novo contexto influenciou o comportamento dos ciclos de negócios da economia brasileira, especificamente entre os anos de 1995 a 2009.

O êxito obtido pelo Plano Real em reduzir as taxas de inflação para níveis inferiores a dois dígitos ao ano esteve condicionado, em grande medida, ao processo de desindexação dos preços e salários. Ademais, conforme Dahdah (2006), nesse processo de desindexação, a abertura comercial iniciada nos primeiros anos da década de 1990 foi fundamental, na medida em que forneceu condições para o processo de inovação da estrutura tecnológica produtiva.

Para atender ao objetivo proposto, foi necessário obter os parâmetros para o subperíodo entre 1995 e 2009. A obtenção seguiu o processo descrito e utilizado na obtenção dos parâmetros para o período como um todo, conforme seção 4.3. Igualmente, alguns foram obtidos diretamente a partir dos dados da economia brasileira, enquanto outros foram obtidos partir de expressões matemáticas geradas pelo modelo MIU e por estimações econométricas. O conjunto completo dos parâmetros utilizados nas simulações das economias artificiais encontra-se no Anexo G.

Entretanto, para aqueles parâmetros obtidos por meio de estimações, os testes realizados para verificar a robustez estatística, bem como a estimação completa das regressões, encontram-se dispostos nos Anexos H e I. Contudo, pelas dificuldades em se

obter estimativas robustas a partir da utilização de dados anuais, uma vez que o período compreende apenas quinze observações – 1995 a 2009 –, foram utilizados dados trimestrais das variáveis macroeconômicas brasileiras. Dessa forma, as análises comparativas com os resultados anteriores devem ser feitas com a devida cautela.

A partir dessas condições, os ciclos de negócios da economia brasileira (volatilidade, volatilidade relativa e correlações) para o período entre 1995 e 2009 são apresentados na Tabela 17. Da mesma forma que nas seções anteriores, as propriedades cíclicas da economia real foram obtidas pelo método de filtragem HP, enquanto que as economias artificiais foram obtidas a partir das simulações de uma economia-padrão, com a introdução de um choque tecnológico, e de uma economia monetária, pela introdução conjunta dos choques monetário e tecnológico.

As simulações permitiram constatar algumas particularidades dos ciclos de negócios da economia brasileira no subperíodo que compreendeu os anos de 1995 a 2009. Inicialmente, as propriedades cíclicas da economia real foram condizentes com aquelas encontradas na Tabela 2, porém a partir de dados anuais, com ciclos menos voláteis que período entre 1980 e 2009.

Para as simulações desse subperíodo, tanto da economia-padrão como da economia monetária, foi considerada a relação positiva entre o inverso da elasticidade dos juros da demanda monetária e o inverso da elasticidade de substituição intertemporal do consumo (coeficiente de aversão relativa ao risco), como encontrado na economia brasileira para os anos entre 1995 e 2009.

Os ciclos de negócios da economia-padrão, para a qual somente foi introduzido o choque tecnológico, evidenciaram um comportamento não diferente do encontrado na simulação da *benckmark economic* para o período entre 1980 e 2009. As propriedades cíclicas das variáveis macroeconômicas reais apresentaram maior aderência aos dados característicos obtidos para a economia brasileira, o que não aconteceu com as propriedades cíclicas das variáveis macroeconômicas nominais, para as quais a economia-padrão não captou o comportamento volátil da economia real.

Exceção no comportamento cíclico das variáveis reais simuladas nessa economia-padrão se encontrou na variável horas trabalhadas, que apresentou desvio-padrão do ciclo consideravelmente menos volátil que o encontrado na economia real (cerca de 52% da volatilidade). Por sua vez, seu movimento pró-cíclico ao longo do ciclo foi próximo ao verificado nos fatos estilizados.

Tabela 17 - Economia monetária simulada com choque tecnológico e com crescimento monetário estocástico – persistência e choque monetário – respondendo negativamente aos choques de produtividade no período entre 1995 e 2009.

Variável	Economia real			Economia-padrão com choque tecnológico			Economia monetária com persistência e choque monetário		
				$\gamma = 0$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$	$\gamma = 0,3786$	$\phi = 0$	$(b - \Phi) > 0$
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	1,7779	1,0000	1,0000	1,9458	1,0000	1,0000	1,9494	1,0000	1,0000
<i>c</i>	1,1502	0,6469	0,6806	0,9470	0,4867	0,8597	1,0015	0,5137	0,8266
<i>i</i>	6,2368	3,5080	0,8595	6,3214	3,2487	0,9603	6,3535	3,2592	0,9453
<i>h</i>	1,2431	0,6992	0,3612	0,6546	0,3364	0,2903	0,6806	0,3491	0,2945
<i>m</i>	2,1387	1,2029	0,2310	1,1315	0,5815	0,8264	2,7899	1,4312	0,3721
<i>j</i>	7,4655	4,1991	-0,2821	0,1181	0,0607	-0,6192	1,3515	0,6933	-0,1149
<i>r</i>	7,6849	4,3225	-0,0898	0,2866	0,1473	-0,1101	0,2896	0,1486	-0,1012
π	16,5247	9,2945	-0,2367	0,7235	0,3718	-0,7889	10,1237	5,1932	-0,1165

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Para a obtenção da economia monetária, cuja simulação foi obtida a partir da introdução conjunta dos choques monetário e tecnológico, foi considerado que o crescimento do período imediatamente anterior influenciou o crescimento monetário do período presente, sendo essa persistência igual a 0,3786; enquanto que o crescimento da oferta nominal de moeda não respondeu às mudanças na produtividade, tal que $\phi = 0$ (ver Anexos G e I – Tabela I4).

A partir dos resultados dessa simulação, verificaram-se ajustes expressivos no comportamento cíclico das variáveis macroeconômicas, tanto reais como nominais, embora as mudanças nos desvios-padrão dos ciclos das variáveis reais tenham sido menos significativas.

O comportamento característico observado foi a elevação da volatilidade das variáveis macroeconômicas comparativamente àquele observado quando foi simulada a economia-padrão, sendo que o crescimento mais acentuado foi verificado nas flutuações dos agregados nominais. Isto se deve aos choques serem implementados de forma conjunta, assim o choque monetário tende a amplificar a volatilidade das variáveis econômicas. Por outro lado, o comovimento ao longo do ciclo econômico foi menor para todas as variáveis analisadas. Evidência que indica que, em momentos de maior estabilidade, a correlação com o ciclo econômico tende a se reduzir, sobretudo para as variáveis nominais.

No que tange às variáveis reais, o ciclo econômico apresentou mudanças marginais, o mesmo ocorrendo com a variável investimento, enquanto que os ciclos do consumo e das horas trabalhadas indicaram mudanças relevantes, com volatilidade elevando-se em torno de 5%. Para tanto, o consumo foi a variável que apresentou maior mudança, com o desvio-padrão do ciclo elevando-se de cerca de 0,95 para aproximadamente 1,00, aproximando-se, assim, das flutuações encontradas na economia real. O mesmo ocorreu com a correlação ao longo do ciclo econômico, que se reduziu de cerca de 0,86 para 0,82, com a introdução do choque monetário.

O comportamento cíclico das horas trabalhadas, que não havia se ajustado de forma adequada na economia-padrão, apresentou melhor aderência, passando de cerca de 0,65 para aproximadamente 0,69; mesmo assim, permaneceu abaixo do desvio-padrão do ciclo encontrado nos fatos estilizados. A correlação foi pró-cíclica e se manteve praticamente estável em relação àquela observada na economia-padrão somente com a introdução do choque tecnológico.

Do lado das variáveis nominais, como esperado, as mudanças foram significativas, sobretudo no comportamento cíclico das variáveis saldos monetários reais e taxa de inflação. Já as variáveis taxa nominal e taxa real de juros apresentaram alterações menos expressivas.

A volatilidade dos saldos monetários reais foi cerca de uma vez e meia mais elevada que a encontrada na economia-padrão. Quando comparada com o desvio-padrão encontrado nos dados característicos da economia brasileira, no período posterior à implementação do Plano Real, constata-se que, com a introdução do choque monetário, o comportamento volátil dos saldos reais foi reproduzido. Ademais, verifica-se que os m flutuaram mais que o ciclo econômico nessa simulação, semelhante ao observado na economia real.

Na análise das correlações cruzadas, nota-se que ocorreu uma significativa redução na simulação da economia monetária quando comparada à economia-padrão. Essa redução sugere que a estabilidade de preços alterou as decisões dos agentes quanto à manutenção dos saldos reais, dado que eles manterão maiores quantidades de moeda (aumento no nível de bem-estar) à medida que a incerteza em relação à economia diminui. Isso tende a tornar a correlação com o produto agregado menos negativa. Assim, a incorporação do choque monetário possibilitou identificar melhor a dinâmica dos saldos reais, inclusive reproduzindo de forma mais acurada a relação entre os saldos reais e o ciclo econômico.

As propriedades cíclicas da taxa de inflação foram expressivamente alteradas na simulação da economia monetária quando comparadas aos resultados da economia-padrão, uma vez que a volatilidade foi cerca de treze vezes mais elevada nessa simulação. Contudo, apesar da melhora significativa na aderência, a economia monetária reproduziu cerca de 65% das flutuações dos movimentos inflacionários encontrados nos dados característicos da economia brasileira no subperíodo entre os anos de 1995 e 2009.

Quando se analisa a relação ao longo do ciclo econômico, verifica-se que a introdução de mudanças não previstas no crescimento monetário tornou a taxa de inflação menos contracíclica. Por sua vez, essa correlação obtida na simulação da economia monetária aproximou-se da encontrada na economia real. A intuição deste resultado sugere que a dinâmica gerada pela estabilização do nível de preços reduziu os efeitos inflacionários sobre o ciclo econômico, ao passo que as variáveis apresentaram movimentos com menor grau de similaridade.

A introdução do choque nominal como fonte geradora dos ciclos de negócios não possibilitou a obtenção dos movimentos cíclicos (volatilidade) da taxa nominal de juros observados na economia real, apesar de o desvio-padrão do ciclo ter se elevado em mais de dez vezes na simulação da economia monetária, resultado que foi semelhante ao obtido para a taxa real de juros. Ao analisar as correlações contemporâneas, constatou-se que o choque monetário tornou menos contracíclica a relação de ambas as variáveis com o ciclo econômico, como ocorrido com as demais variáveis nominais.

A análise dos ciclos de negócios para o período que compreendeu os anos de 1995 a 2009, cujo contexto apresentou uma nova dinâmica decorrente da estabilização do nível de preços e a conseqüente maior estabilidade macroeconômica produziu resultados com um grau de aderência relativamente melhor, embora não tenha gerado mudanças significativas no ajustamento, em termos de volatilidade, das variáveis taxa nominal e real de juros.

Dessa forma, a introdução do choque monetário reproduziu melhor de forma conjunta as flutuações das variáveis macroeconômicas nominais e reais, ao mesmo tempo em que captou de forma mais próxima a relação das variáveis ao longo do ciclo econômico, sobretudo das nominais, que apresentaram menor distanciamento da trajetória do produto agregado (relação menos contracíclica).

A partir desses resultados, pode ser ressaltado que, em momentos de maior estabilidade econômica (ou menor incerteza econômica), as variáveis reais tendem a ser mais sensíveis a mudanças não antecipadas nos agregados nominais (oferta nominal de moeda), enquanto que a volatilidade das variáveis nominais gera impactos menos significativos sobre o ciclo econômico.

CONCLUSÕES

Este trabalho propôs-se analisar os ciclos de negócios da economia brasileira ao longo das últimas três décadas. Entretanto, inicialmente foi examinado o período entre o início da década de 1980 e o fim da década de 2000 e, posteriormente, o subperíodo que compreendeu os anos de 1995 a 2009. As propriedades cíclicas foram obtidas a partir da adoção de um modelo de ciclos de negócios com inclusão da moeda. A introdução de fatores monetários nos modelos de ciclos reais permite considerar que a condução da política monetária pode, de alguma forma, influenciar o comportamento cíclico da economia real.

A adoção de um modelo com a inclusão da moeda justifica-se na medida em que a economia brasileira passou por fases distintas ao longo do período analisado, de elevada instabilidade causada por desequilíbrios monetários, caso da década de 1980, à estabilidade econômica associada às reformas implementadas com aumentos de produtividade, caso da segunda metade da década de 1990 e do período mais recente (subperíodo analisado).

Para tanto, simularam-se economias artificiais para ambos os períodos analisados (1980-2009 e 1995-2009). Primeiramente, foi simulada uma economia-padrão, na linha dos modelos de ciclos reais de negócios, somente com a introdução do choque tecnológico, o qual é considerado a causa preponderante das flutuações cíclicas. Na etapa seguinte, foi simulada uma economia monetária, a qual foi obtida a partir da inclusão conjunta dos choques tecnológicos e monetários, cujo objetivo foi examinar a

existência ou não de efeitos cíclicos ligados às mudanças não previstas na taxa de crescimento monetário.

Para introduzir os fatores nominais nos modelos de ciclos reais, usou-se um modelo que considera que a moeda e sua manutenção geram utilidade aos agentes econômicos – o modelo *money-in-the-utility function* (MIU). Este modelo, extensão dos modelos originais de análise dos ciclos reais, juntamente com outros como *cash-in-advance* (CIA), permitem analisar diversas questões relacionadas às flutuações econômicas. Este aspecto segue o próprio desenvolvimento da teoria dos ciclos reais à medida que corrobora a necessidade de incorporação gradual de novas hipóteses aos modelos originais como forma de explicar possíveis inconsistências teóricas e empíricas dos ciclos de negócios.

As simulações das economias padrão e monetária permitiram identificar a forma e o padrão de como os ciclos de negócios respondem aos choques tecnológicos e aos choques monetários. Inicialmente, quando simulada a economia-padrão, tanto para o período como um todo como para o período posterior à implementação do Plano Real, os resultados obtidos foram aderentes aos fatos estilizados da economia brasileira, porém somente para as variáveis macroeconômicas reais, à semelhança dos modelos de ciclos reais, o que corroborou a necessidade da inclusão dos choques monetários.

A introdução do choque monetário, passando à simulação de uma economia monetária, provocou ajustes significativos no desvio-padrão e na correlação dos saldos monetários reais e da taxa de inflação, de forma que suas propriedades cíclicas se aproximaram daquelas encontradas nos fatos estilizados da economia brasileira, porém o mesmo não ocorreu com as variáveis taxa real de juros e a taxa nominal de juros, para as quais o choque monetário não captou a ciclicidade observada na economia real.

Por conseguinte, com o objetivo de verificar a consistência dos choques nominais, procedeu-se à simulação de uma economia monetária com choques tecnológicos associados a diferentes níveis de choques monetários, os quais foram representados por mudanças no parâmetro de persistência do processo autorregressivo do crescimento da oferta nominal de moeda. Obtiveram-se resultados que indicaram correções importantes na dinâmica dos agregados macroeconômicos, com a volatilidade dos juros nominais se elevando, contudo, sendo ainda significativamente inferior aos dados característicos da economia brasileira, o mesmo ocorrendo com taxa real de juros.

Contudo, as simulações da economia monetária foram ligeiramente mais aderentes aos dados característicos da economia brasileira quando analisado o

subperíodo entre 1995 e 2009. Isso se deveu ao fato de que as variáveis nominais apresentaram melhor ajustamento e as variáveis reais responderam de forma mais expressivas aos choques monetários, o que não foi verificado nas simulações da economia monetária para o período entre 1980 e 2009. A partir desse resultado, concluiu-se que, em momentos de maior estabilidade macroeconômica, as variáveis reais tendem a ser mais sensíveis a mudanças não antecipadas nos agregados nominais (oferta nominal de moeda).

Assim sendo, mesmo com as condições impostas, o modelo não permitiu reproduzir em magnitude adequada os desvios-padrão dos ciclos de negócios das variáveis relativas aos juros, aspecto que pode ser atribuído à própria estrutura do modelo, como também à possível ausência de algum mecanismo de transmissão da política monetária que capte a ciclicidade dessas variáveis.

Todavia, os resultados alcançados forneceram conclusões de que a introdução dos choques monetários foi, em alguma medida, importante para a compreensão dos ciclos de negócios da economia brasileira, corroborando a hipótese proposta pelo trabalho, embora o efeito sobre a volatilidade das variáveis reais tenha sido de pequena magnitude. Portanto, ao considerar os choques monetários como parte da estrutura econômica, pôde-se melhor identificar os efeitos da dinâmica econômica, os quais, anteriormente, eram atribuídos apenas aos choques tecnológicos (ou de produtividade), porém que são, de fato, gerados por outros tipos de distúrbios.

Neste contexto, foi possível constatar que se, por um lado, na recente trajetória da economia brasileira, o progresso tecnológico tem sido questão de suma importância, sobretudo à medida que o *gap* tecnológico do país tornou-se um dos objetivos de política econômica, determinando níveis de crescimento da produtividade, algumas vezes comparados aos de países desenvolvidos.

Por outro, os choques nominais (ou monetários), mesmo quando a condução da política econômica centrou-se em modelos de política monetária que pressupõe a endogeneidade da oferta de moeda, como adotada a partir de 1999 na economia brasileira, condicionou as decisões de política econômica bem como o comportamento dos agentes e, por sua vez, da volatilidade do ciclo econômico.

No modelo *money-in-the-utility function*, há uma clara definição de por que os agentes econômicos mantêm moeda – sua manutenção gera utilidade direta aos agentes à medida que reduz os custos de transação –, sendo que esta utilidade determina a demanda por maiores saldos monetários reais. Contudo, sua própria pressuposição

também pode implicar em uma limitação, ao passo que o modelo não especifica de que forma ou como a moeda gera a utilidade. Alternativas encontram-se nos modelos que impõem restrições aos preços de forma a considerar uma espécie de rigidez, contrariamente à hipótese de flexibilidade dos preços, por aquele assumido.

Além disso, a forma como as mudanças na taxa de crescimento da oferta monetária provocam efeitos no ciclo econômico pode ser considerada fraca, uma vez que os canais são indiretos. Essa forma de introdução dos fatores monetários poderá, em alguns casos, subestimar os reais efeitos de mudanças monetárias sobre o comportamento dos ciclos de negócios.

Por outro lado, ao mesmo tempo em que a estimação dos parâmetros introduzidos no modelo fornece maior robustez estatística aos resultados, ela pode determinar incoerências e gerar questionamentos. Isto se deve a uma falta de consenso quanto à metodologia de cálculo e utilização dos parâmetros, bem como à não disponibilidade de dados oficiais adequados à construção de algumas séries macroeconômicas.

Associado a isto, torna-se necessário enfatizar que os resultados obtidos para as propriedades cíclicas dos agregados macroeconômicos discutidos neste trabalho estão condicionados ao método de filtragem utilizado, no caso deste trabalho, o filtro de Hodrick e Prescott (HP). Assim sendo, dada a importância que se atribui ao método de suavização das séries, os resultados gerados pela utilização de um filtro específico podem ser distintos e contraditórios sobre os ciclos de negócios.

Complementando, cabe ressaltar também que a inclusão de fatores monetários aos modelos de ciclos de negócios, por sua própria generalização, pode acabar não reproduzindo de forma perfeitamente adequada as propriedades cíclicas das economias, ao passo que a incorporação de hipóteses mais específicas poderá tornar os modelos mais consistentes, como a introdução de outros tipos de distúrbios, como choques na taxa de juros. Esta, no entanto, torna-se a direção a ser seguida por futuras pesquisas nesta área, uma vez que a relevância e o papel dos diferentes tipos de choques na explicação dos ciclos de negócios ainda é uma questão em aberto e necessita ser aprofundada.

REFERÊNCIAS

ABEL, Andrew B.; BERNANKE, Ben S.; CROUSHORE, Dean. **Macroeconomics**. 6. ed. Prentice Hall, 2008.

ABREU, Yolanda Vieira de; COELHO, Sanay Bertelle. **Evolução histórica da moeda: estudo de caso do Brasil (1889-1989)**. 2009. Disponível em: <http://www.eumed.net/cursecon/libreria/index.htm>. Acesso em: 06/nov./2010.

ANDRÉS, J.; LÓPES-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. **The liquidity effect in a small open economy model**. Fundación de Estudios de Economía Aplicada, 1999. Disponível em: <http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>. Acesso em: 18/Out./2010.

ALENCAR, Leonardo Soriano de; NAKANE, Márcio. **Real balances in the function: evidence for Brazil**. Banco Central do Brasil, Brasília, n. 68, p. 1 – 29, fev, 2003. (Working Papers Series, 68)

ALVAREZ, Fernando; LIPPI, Francesco. **Persistent liquidity effect and long run money demand**. Disponível em: <http://www.econ.yale.edu/seminars/macro/mac10/lippi-100302.pdf>. Acesso em: 24/nov./2010.

ANGELIS, C. T. **Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King**. 2004. 61f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Santa Catarina, 2004.

ARAÚJO, C. H. V.; FERREIRA, P. C. G. **Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar.** Revista Brasileira de Economia, v.53, n.2, p.133-166, 1999.

ARIDA, Pérsio; REZENDE, André Lara. Inflação inercial e reforma monetária. In: **Inflação zero: Brasil, Argentina e Israel.** Rio de Janeiro, 1986.

BACKUS, David K.; KEHOE, Patrick J. **International evidence of the historical properties of business cycles.** American Economic Review, v. 82, n. 4, p. 864-888, 1992.

BAER, Werner. **Economia Brasileira.** 2. ed. São Paulo: Nobel, 2002.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BC). **Economia e finanças: séries temporais.** Disponível em: <http://www.bc.gov.br/?SERIETEMP>. Acesso em: 02/jul./2010.

BARBOSA FILHO, Fernando de H.; PESSÔA, Samuel de A.; VELOSO, Fernando. **Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano – 1992-2007.** Revista Brasileira de Economia, v. 64, n. 2, p. 91-113, 2010.

BERTOLLI, Sandro; MEDEIROS, Natalino Henrique. **Evolução da competitividade da indústria brasileira: uma análise a partir do movimento de reestruturação setorial nos anos de 90.** 2003. Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/12/130543.pdf>. Acesso em: 14/nov./2010.

BLAS, B. de. **Performance of interest rate rules under credit market imperfections.** Economic Modelling, v. 26 , n.1, p. 586-596, 2009.

BONELLI, Regis; FONSECA, Renato. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira.** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1998. (Texto para discussão n. 557)

BROCK, William A. **Money and Growth: The Case of Long-Run Perfect Foresight.** International Economic Review, v. 15, p. 750-777, 1972.

BROCK, W., MIRMAN, L. **Optimal economic growth and uncertainty: the discounted case.** Journal of Economic Theory, v.4, n.3, p.479-513, 1972.

BURNS, A. F.; MITCHELL, W. C. **Measuring business cycles.** New York, NBER, 1946.

CACCIAMALI, Maria Cristina; BEZERRA, Lindemberg de Lima. **Produtividade e emprego industrial no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, v. 51, n.1, p. 77-92, 1997.

CALABI, A.; LUQUE, C. A. **Os ciclos de expansão industrial e seus impactos**. Editora Nobel/Ministério do Trabalho, 1985.

CASS, D. **Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation**. Review of Economic Studies, v.32, p.233-240, 1965.

CHARI, V. V.; KEHOE, P. J.; McGRATTAN, E. R.. **Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?** Federal Reserve Bank of Minneapolis. Research Department Staff Report 217/JV, 1990.

CINTRA, Marco Antônio Macedo. A reestruturação patrimonial do sistema bancário brasileiros e os ciclos de crédito entre 1995 e 2005. In.: CARNEIRO, Ricardo (Org.). **A supremacia dos mercados e a política econômica do governo Lula**. São Paulo: UNESP, 2006.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. **Monetary policy rules in practice: some international evidence**. European Economic Review, v. 42, p. 1033-1067, 1998.

CLOWER, Robert W. **A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory**. Western Economic Journal, v. 6, n. 1, p. 1-8, 1967.

COLLEY, Thomas. F.; HANSEN, Gary. D. Money and the business cycle. In.: COLLEY, Thomas. F. (ed.). **Frontiers of Business Cycle Research**. Princeton: Princeton University Press, 1995.

COLLEY, Thomas F.; PRESCOTT, Edward C. Economic growth and business cycles. In.: COLLEY, Thomas. F. (ed.). **Frontiers of Business Cycle Research**. Princeton: Princeton University Press, 1995.

COUTINHO, Luciano A. Especialização regressiva: um balanço do desempenho industrial pós-estabilização. In: VELLOSO, J. P. (Org.). **Brasil: desafios de um país em transformação**. São Paulo: José Olympio, 1997.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin. **Liquidity effects, monetary policy and the business cycle**. Institute Reserve Bank of Minneapolis, 1992. (Texto para discussão n. 70).

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? In: J. B. TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (ed.). **Handbook of Macroeconomics**, 1 ed., v. 1, p. 65-148, 1998.

DAHDAH, Tiago Nunes de Freitas. **Ciclos reais de negócios em uma pequena economia aberta: o caso brasileiro**. Brasília: UCB, 2006. Dissertação Mestrado em Economia – Universidade Católica de Brasília, 2006.

DELFIM NETO, Antônio. **Desenvolvimento econômico brasileiro: retrocessos e avanços**. Revista de Política Agrícola, Brasília, n. 1, p. 5-20, 2009.

DIAMOND, P. **National debt in a neoclassical growth model**. American Economic Review, v.41, p.1126-1150, 1965.

ELLERY JR, Roberto; BUGARIN, M. N. S. **Previdência social e bem-estar no Brasil**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p. 27-57, 2003.

ELLERY JR, Roberto; GOMES, Vitor; SACHSIDA, A. **Business Cycle fluctuations in Brazil**. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v. 56, n.2, p. 269-308, 2002.

ELLERY JR, Roberto; GOMES, Vitor. **Modelo de Solow, Resíduo de Solow e Contabilidade do Crescimento**. 2005.

_____. **Ciclos de Negócios no Brasil Durante o Século XX: uma Comparação com a evidência internacional**. Revista Economia, v. 6, n. 1, p.45-66, 2005.

FEIJÓ, Carmem Aparecida; CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de. **Notas sobre a produtividade industrial**. Universidade Federal Fluminense, 2006. (Texto para discussão n. 204)

FIGUEIREDO, Erik Alencar de; MARQUES, André M.. **Inflação inercial como um processo de longa memória: análise a partir de um modelo Arfima-Figarch**. Estudos Econômicos, São Paulo, v. 39, n. 2, pp. 437-458, 2009.

FISCHER, Stanley. **Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule.** Journal of Political Economy, v. 85, p. 191-206, 1977.

FRANCO, Gustavo. As reformas e o crescimento da produtividade: uma nova economia. In.: FONTES, Rosa; ARBEX, Marcelo A. **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e expotações.** Viçosa: UFV, 2000.

FRIEDMAN, Milton. **Inflation and Unemployment.** Nobel Memorial Lecture, 1976. University of Chicago, Illinois, USA. Disponível em:
<<http://web.cenet.org.cn/upfile/90714.pdf>> Acesso em: 21/out/2010.

FRIEDMAN, Milton; SCHWARTZ, Anna. **Money and Business Cycles.** The Review of Economics and Statistics, v. 45, n. 1, parte 2, suplemento, p. 32-64, 1963.

FROYEN, Richard. T. **Macroeconomia.** 5 ed. São Paulo: Saraiva, 2003.

FUERST, Thimoty. **Liquidy, loanable funds, and real activity.** Journal of Monetary Economics. v. 29, n. 1, p. 3-24, 1992.

GARCIA, Marcio P. G. **Política monetária e crescimento econômico.** Disponível em:
<http://www.econ.puc-rio.br/mgarcia>. Acesso em: 25/jan/2010.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. Produtividade e fontes de crescimento da agricultura brasileira. In: DE NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. (Org.). **Políticas de incentivo à inovação tecnológica no Brasil.** Brasília: IPEA, 2008.

GAVIN, Willian T.; KYDLAND, Finn E. **Endogenous money supply and the business cycle.** Review of Economic Dynamics, v. 2; n. 2, p. 347-367, 1999.

GIAMBIAGI, Fábio; RIGOLON, F. **Áreas monetárias ótimas: teoria, unificação monetária europeia e aplicações para o Mercosul.** Economia Aplicada, v. 3, n. 1, p. 79-99, 1999.

GLEISER, D. **Saving and real interest rates in Brazil.** Revista de Econometria, Rio de Janeiro, ano XI, n. 1, p. 63-92, 1991.

GOBBATO, Marcio; CASTILHO, Mara Lucy. **Inflação e déficit público no Brasil pós-Real: uma aplicação do teste de causalidade de Granger.** Revista Faz Ciência, Paraná, v. 08, n. 01, p. 105-122, 2006.

GOLDFELD, Stephen M.; SICHEL, Daniel E. The demanda for money. In: FRIEDMAN, Milton B.; HAHN, F. H. **Handbook of Monetary Economics**. 1 ed., v. 1, 1990.

GOODFRIEND, M.; KING, R. **The new neoclassical synthesis and the role monetary policy**. NBER Macroeconomics Annual, 1997.

GOMES, Victor; ELLERY JR, Roberto; BUGARIN, Mirta N.S. **Long run implications of the Brazilian capital stock and income estimates**. Proceedings of the 2002 Latin American Meeting of the Econometric Society, 2002.

GOMES, Cleomar; HOLLAND, Márcio. **Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil**. Economia, v. 4, n. 2, p.333-361, 2003.

GOMES, Vitor; PESSÔA, Samuel de Abreu; VELOSO, Fernando. **Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.33, n.3, p. 389-434, 2003

GRANDJEAN, Yann Albert. **O canal de renda do trabalho como mecanismo de transmissão de política monetária**. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2005. Dissertação Mestrado em Economia – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2005.

GREMAUD, Amaury P.; VASCONCELLOS, Marco Antonio S.; TONETO JR, Rudinei. **Economia brasileira contemporânea**. 5 ed. São Paulo: Atlas, 2004.

HAY, Donald. **The post 1990 brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share e profits**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1997. (Texto para discussão n. 523)

HANSEN, Gary. D. **Indivisible labor and business cycle**. Journal of Monetary Economics, v.16, n.3, p.309-327, 1985.

HANSEN, Gary. D.; PRESCOTT, Edward. C. Recursive methods for computing equilibria of business cycle models. In: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. Princeton: Princeton University Press, 1995.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. **Post-war US business cycles: an empirical investigation**. Journal of Money, Credit and Banking, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

IMROHOROGLU, A. **Cost of business cycle with indivisibilities and liquidity constraints.** Journal de Economics Dynamic and Control, v. 97, n. 6, p.1364-1383, 1989.

IAHN, Jaicy Fidelis; MISSIO, Fabrício José. **Uma revisão da macroeconomia brasileira dos anos 90: o mix da política fiscal, monetária e cambial.** Pesquisa e Debate, v. 20, n. 1 (35), pp. 1-29, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Economia.** Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 18/jan./2010.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Banco de dados.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 14/out./2010.

ISSLER, João Vitor; PIQUEIRA, Natalia Scotto. **Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function.** Rio de Janeiro, Brazilian Review of Econometrics, v.20, n.2, p.201-239, 2000.

KANCZUK, Fábio. **Juros reais e ciclos reais brasileiros.** Revista Brasileira de Economia, v. 56, n.2, p. 249-267, 2002.

_____. **Real Interest Rates and Brazilian Business Cycles.** Review of Economics Dynamics, v. 7, p. 436-455, 2004.

_____. **Choques de oferta em modelos de metas inflacionárias.** Revista Brasileira de Economia, v. 58, n.4, p. 559-561, 2004a.

KANCZUK, Fábio; FARIA JR, Francisco. **Ciclos reais para a indústria brasileira?** Estudos Econômicos, v. 30; n. 3; p. 335-350, 2000.

KING, Robert G.; PLOSSER, Charles I. **The behavior of money, credit, and prices in a real business cycle.** National Bureau of the Economic Research, 1984. (Working paper n. 853)

KIYOTAKI, Nobuhiro; WRIGHT, Randall. **On money as a medium of exchange.** Journal of Political Economy, v. 97, n. 4, p. 927-954, 1989.

KYDLAND, Finn. E.; PRESCOTT, Edward. C. **Time to build and aggregate fluctuations.** *Econometrica*, v.50, n.6, p.1345-1371, 1982.

KOOPMANS, T. C. **On the concept of optimal growth.** Cowles Foundation for Research in Economic at Yale University, New Haven, Conn., v. 28, n., p.225-300, 1965.

KURODA, Sachiko; YAMAMOTO, Isamu. **Estimating Frisch labor supply elasticity in japan.** Institute for monetary and economic studies – Bank of Japan, 2007. (IMES Discussion Paper Series 2007-E-5)

KUZNETS, Simon. **Changes during business cycles, 1900-1938.** NBER, p. 73-110, 1946.

LACERDA, Antonio Carlos de. **A Economia Brasileira: de onde viemos e onde estamos.** *Revista de Economia Política*, v. 25, n. 4, p. 476-479, 2005.

LANZANA, Antonio Evaristo T.; LOPES, Luiz Martins. **Economia brasileira: da estabilização ao crescimento.** São Paulo: Atlas, 2009.

LONG, J. B.; PLOSSER, C. **Real business cycle.** *Journal of Political Economics*, v.91, n.1, p. 1345-1370, 1983.

LOPES, Francisco. L. **Inflação inercial, hiperinflação e desinflação: notas e conjecturas.** *Revista de Economia Política*, v. 5, n. 2, p. 135-151, 1985.

LOPES, João do Carmo; ROSSETTI, José Pascoal. **Economia Monetária.** 7. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

LUCAS, Robert E. **Expectations and the neutrality of money.** *Journal of Monetary Economic*, v.4, p. 103-124, 1972.

_____. **An equilibrium model of the business cycle.** *Journal of Political Economic*, v. 83, n.6, p. 1113-1144, 1975.

_____. **Supply-side economics: an analytical review.** *Oxford Economic Paper*, 1990.

LUCAS, Robert E.; PRESCOTT, Edward C. **Investment under uncertainty.** *Econometrica*, v. 39, p. 659-681, 1971.

LUCAS, Robert; STOKEY, Nancy L. **Optimal fiscal and monetary policy in an economy without capital.** *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n.1, p. 55-93, 1983.

MAGALHÃES, Matheus. A. de. **Equilíbrio e ciclos.** *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v.9, n.3, p.509-554, 2005.

McCANDLESS, George. **The ABCs of RBCs: an introduction to dynamic macroeconomic models.** Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 2008.

MANKIWI, Gregory N. **Small Menu Costs and large business cycles: a macroeconomic model of monopoly.** *The Quarterly Journal of Economics*, v. 100, p. 529-539, 1985.

_____. **Real business cycles: a new keynesian perspective.** National Bureau of Economic Research, Massachusetts Avenue, NBER Working Papers Series, 1989.

MARINHO, Emerson L. L.; NOGUEIRA, Claudio A. G.; ROSA, Antônio L. T. **Evidências empíricas da Lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997).** *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 3, p. 457-482, 2002.

MARQUETTI, Adalmir A. **A Economia brasileira no capitalismo neoliberal: progresso técnico, distribuição de renda e mudança institucional.** 2003. Disponível em: http://www.sep.org.br/artigo/31_MARQUETTI.pdf. Acesso em: 18/out./2010. 2003.

MARQUETTI, Adalmir. A.; MALDONADO FILHO, Eduardo; LAUTERT, V. **The profit rate in Brazil, 1953-2003.** *The Review of Radical Political Economics*, 2010.

MENDONÇA, Marco A. A.; FREITAS, Fernando A.; SOUZA, Jano M. **Tecnologia da informação e produtividade na economia brasileira.** *RAE*, v. 49, n.1, p. 74-85, 2009.

MEHRA, Rajnish; PRESCOTT, Edward C. **The equity premium: a puzzle.** *Journal of Monetary Economics*, v. 15, p. 145-161, 1985.

MODIANO, Eduardo Marco. et. al., **A Ordem do Progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989. A Ópera dos Três Cruzados: 1985-1989.** 20ª reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 1990.

MORANDI, Lucilene; REIS, Eustáquio J. **Estoque de capital fixo no Brasil, 1950-2002.** IPEA, Rio de Janeiro, 2003. Disponível em:
<http://www.nemesis.org.br/artigos/a0107.pdf>
Acesso em: 12/out/2010.

MOREIRA, Ajax R. B.; FIORENCIO, Antonio.; LIMA, Elcyon C. R. **Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Real. IPEA, 1998.** (Texto para discussão n. 579)

NOVAES, A.; FERNÁNDEZ, E.; RUÍZ, J. **Economic Growth, Theory and Numerical Solution Methods.** Springer Verlag Press, 2008.

OKUN, Arthur M. **Comment on Friedman's and Scchwartz's Money and Business Cycles.** Review of Economics and Statistics, v. 45, n. 1, supplement 2, p. 72-77, 1963.

PLOSSER, C. **Understanding real business cycle.** Journal of Economics Perspectives, v.3, n.3, p.51-77, 1989.

PRESCOTT, Edward. C. Business cycle Research: Methods and Problems. In: PUNZO, L. F. **Cycles, Growth and Structural Change: Theories and empirical.** Routledge, 2001.

REBELO, S. **Real Business Cycle Models: Past, Present, and Future.** Northwestern University, National Bureau of Economic Research (*NBER*), 2005.

REIS, Eustáquio et al. **Renda permanente e poupança precaucional: evidências empíricas para o Brasil no passado recente.** Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 28, n. 2, p. 233-272, 1998.

SABÓIA, João; CARVALHO, Paulo G. C. **Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e análise empírica.** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1997. (Texto para discussão n. 504)

SIDRAUSKY, M. **Rational choice and patterns of growth in monetary economic.** American Economic Review, v. 57, n.2, p. 534-544, 1967.

SILVA, Edilean K.; PORTUGAL, Marcelo S. **Assymetric effects of monetary policy in Brazil.** In. XXIX Encontro Brasileiro de Econometria, 2007, Recife. Anais XXIX Encontro Brasileiro de Econometria, Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2007.

SNOWDON, Brian; VANE, Howard R. **Modern Macroeconomics: its origins, development and current state.** Edward Elgar Publishing, Inc., United Kingdon, 2005.

SOLOW, Robert. **A contribution to the theory of economic growth.** Quartely Journal of Economics, v.70, p.65-94, 1956.

SORENSEN, P. B.; WHITTA-JACOBSEN, H. J.. **Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles.** McGraw-Hill Press, 2005.

SUMMERS, L. H. **Some skeptical observations on real business cycle theory.** Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, v.10, n.4, p.23-27, 1986.

TAYLOR, Jonh B. **Staggered wage setting in a macro model.** American Economic Review, v. 69, p. 108–113, 1979.

_____. **Discretion versus policy rules in practice.** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. v. 39, p. 195-214, 1993.

TELES, Vladimir. K.; SPRINGER, P.; GOMES, M.; PAES, N.; CAVALCANTI, A. **Ciclos econômicos e métodos de filtragem: fatos estilizados para o caso brasileiro.** Revista Economia, v. 6, n. 2, p. 291-328, 2005.

TSIDDON, Daniel. The (mis) behaviour of the aggregate price level. **Review of Economic Studies**, v. 60, n. 4, 1993.

UHLIG, H. Arold. Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic stochastic models easily. In.: MARIMON, R.; SCOTT, A. (Eds.). **Computational methods for the study of dynamic economies**, Oxford University Press, 1999.

WALSH, Carl. E. **Monetary theory and policy.** 2.ed. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology, 2003.

WANG, Ping; YIP, Chong K. **Alternative Approaches to Money and Growth.** Journal of Money, Credit and Banking, v. 24, n. 4, p. 553-562, 1992.

VAL, Paulo; FERREIRA, Pedro Cavalcanti. **Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 31, n. 2, p. 213-248, 2001.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela A1 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Variáveis	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valor Crítico	Estatística	Valor Crítico
	ADF	5%	ADF	5%
Oferta Moeda (M2) ⁽²⁾	-2.342060	-2.595026	-2.411354	-3.612199
Consumo ⁽²⁾	-4.066417	-3.622033	-4.272528	-3.644963
Juros ⁽¹⁾	-1.572754	-2.986225	-5.168741	-2.976263

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: (1) estimado com intercepto e (2) estimado com intercepto e tendência.

Tabela A1.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Hipótese		Estatística	Valor crítico	
N. eq. coint.	Eigenvalue	Traço	5%	Probabilidade
None *	0.787348	54.26946	42.91525	0.0026
At most 1	0.337489	15.56700	25.87211	0.5277
At most 2	0.190195	5.274058	12.51798	0.5575

Hipótese		Estatística	Valor crítico	
N. eq. coint.	Eigenvalue	Max-Eigen	5%	Probabilidade
None *	0.787348	38.70246	25.82321	0.0006
At most 1	0.337489	10.29294	19.38704	0.5875
At most 2	0.190195	5.274058	12.51798	0.5575

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: * denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

Tabela A1.2 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Chow Breakpoint Test: 1994				
F-statistic	0.935161	Probabilidade		0.439699
Log likelihood ratio	3.337694	Probabilidade		0.342431

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A1.3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009

Jarque-Bera	0.341681
Probabilidade	0.842956

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A2 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009

Variáveis	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valor Crítico	Estatística	Valor Crítico
	ADF	5%	ADF	5%
Horas trabalhadas ⁽¹⁾	-1.717687	-3.603202	-3.728117	-3.595026
Salário real médio ⁽¹⁾	-4.123243	-3.587527	-7.665702	-3.595026
Juros reais ⁽²⁾	-2.513140	-2.976263	-4.702517	-2.986225

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: (1) estimado com intercepto e (2) estimado com intercepto e tendência.

Tabela A2.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1980 e 2009

Hipótese	Estatística		Valor crítico	
N. eq. coint.	Eigenvalue	Traço	5%	Probabilidade
None *	0.907552	77.60346	42.91525	0.0000
At most 1	0.433298	22.83786	25.87211	0.1140
At most 2	0.346249	9.775650	12.51798	0.1377
Hipótese	Estatística		Valor crítico	
N. eq. coint.	Eigenvalue	Max-Eigen	5%	Probabilidade
None *	0.907552	54.76560	25.82321	0.0000
At most 1	0.433298	13.06221	19.38704	0.3230
At most 2	0.346249	9.775650	12.51798	0.1377

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: * denota a rejeição da hipótese nula a nível de 5%.

Tabela A2.2 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009

Chow Breakpoint Test: 1994				
F-statistic	0.019615	Probabilidade		0.089130
Log likelihood ratio	0.045733	Probabilidade		0.037372

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A2.3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1982 e 2009

Jarque-Bera	0.578216
Probabilidade	0.748931

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A3 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Chow Breakpoint Test: 1994			
F-statistic	5.559821	Probabilidade	0.010374
Log likelihood ratio	10.65979	Probabilidade	0.004845

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A3.1 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Jarque-Bera	3.631253
Probabilidade	0.162736

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A4 - Resultados do teste de quebra estrutural (Teste de Chow) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Chow Breakpoint Test: 1994			
F-statistic	1.423648	Probabilidade	0.262652
Log likelihood ratio	4.967792	Probabilidade	0.174171

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela A4.1 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Jarque-Bera	1.179481
Probabilidade	0.554471

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

ANEXO B

Tabela B1 - Estimaco da demanda de moeda para a economia brasileira entre 1980 e 2009.

Dependent Variable: LOG(D(M2))				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.800215	1.260700	6.980417	0.0199
LOG(D(CONSUMO))	0.488687	0.148173	3.298085	0.0809
LOG(D(JUROS))	-0.437182	0.134203	-1.866681	0.1029
R-squared	0.770277	Mean dependent var	13.52465	
Adjusted R-squared	0.540555	S.D. dependent var	0.536371	
S.E. of regression	0.363565	Akaike info criterion	1.097993	
Sum squared resid	0.264359	Schwarz criterion	0.863656	
Log likelihood	0.255017	F-statistic	3.353074	
Prob(F-statistic)	0.229723			

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela B2 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira entre 1980 e 2009.

Dependent Variable: D(LOG(LABOR))				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.017987	0.013294	1.353038	0.1904
D(LOG(WAGES_REAL))	0.952816	0.009388	101.4944	0.0000
D(LOG(JUROS_REAL))	0.016929	0.032608	0.519175	0.6091
R-squared	0.993844	Mean dependent var		0.155999
Adjusted R-squared	0.993258	S.D. dependent var		0.752865
S.E. of regression	0.061819	Akaike info criterion		-2.612751
Sum squared resid	0.080253	Schwarz criterion		-2.465494
Log likelihood	34.35301	F-statistic		1695.155
Durbin-Watson stat	1.374774	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela B3 - Estimação da persistência da produtividade na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Dependent Variable: z				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002065	0.006996	-0.295178	0.7702
z(-1)	0.806135	0.113753	7.086730	0.0000
R-squared	0.705913	Mean dependent var		-0.005736
Adjusted R-squared	0.694601	S.D. dependent var		0.065126
S.E. of regression	0.035990	Akaike info criterion		-3.742384
Sum squared resid	0.033678	Schwarz criterion		-3.647226
Log likelihood	54.39337	F-statistic		62.40906
Durbin-Watson stat	0.974699	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela B4 - Estimação da persistência do crescimento monetário na economia brasileira entre 1980 e 2009.

Dependent Variable: D(LOG(M2))				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.061145	0.014377	4.252922	0.0081
D(LOG(M2(-1)))	0.596911	0.210376	2.837347	0.0364
D(LOG(z(-1)))	-0.025990	0.037727	-0.688900	0.5215
R-squared	0.309561	Mean dependent var		0.082527
Adjusted R-squared	0.033385	S.D. dependent var		0.087419
S.E. of regression	0.085947	Akaike info criterion		-1.790164
Sum squared resid	0.036935	Schwarz criterion		-1.760374
Log likelihood	10.16066	F-statistic		1.120883
Durbin-Watson stat	2.065523	Prob(F-statistic)		0.396108

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

ANEXO C

CÓDIGOS UTILIZADOS PARA OBTER AS SIMULAÇÕES

```
clear all

% miu_3e.m: used to solve MIU model in Chapter 2 of C.E.Walsh,
"Monetary
% Theory and Policy," second edition."
% This model is solved using Harald Uhlig's Toolkit.
% This program is the same as MIU_2e.m from the second edition
except for
% some additional notes.
disp(' Money in the utility function model,');
disp(' used in Chapter 2 of Monetary Theory and Policy 2nd ed.');
```

```
disp(' June 2001');
```



```
%% Parameters

% "Technology" parameters
p.N_bar = 0.32;    % steady state employment is a third of total
time endowment
p.alpha = .3310;    % Capital share
p.delta = 0.0626;  % Depreciation rate for capital

%"Taste" parameters
p.beta = 0.9506;   % discount parameters
p.PHI = 1.9380;    % coefficient of relative risk aversion
p.eta = 1.0495;    % leisure parameter

% Next two parameters are used for the MIU model but not for the
CIA model
p.b = 2.4985;      % interest elasticity
p.a = 0.4887;      %
p.THETA = 1.0612;  % rate of money growth (gross)
```

```

%% Exogenous stochastic processes

p.rho_z = .8014;          % autocorrelation of techonology shock
p.sigma_z = 3.87; % standard deviation of techonology shock.
Units: percent

%% Exogenous policy specification
p.THETA = 1.0612; % rate of money growth (gross)
p.sigma_m = 6.680;% standard deviation of money growth rate shock.
Units: Percent
p.rho_u = 0.5969;% autocorrelation of money shock
p.phi = 0;      % correlation of techonology shock and money shock

% Innovation variance of money growth shock set so that s.d. of
money
% growth matches p.sigma_m.
p.sigma_v = ((1-p.rho_u^2)*(p.sigma_m)^2 - ((p.phi^2)/(1-
p.rho_z^2))*(p.sigma_z^2))^.5;

%% Calculating the steady state:
p.R_bar = 1/p.beta;          % one percent real
interest per quarter
p.YK_bar = (p.R_bar - 1 + p.delta)/p.alpha; % = Y_bar/K_bar
p.CK_bar = p.YK_bar - p.delta; % = C_bar/K_bar
p.NK_bar = (p.YK_bar)^(1/(1-p.alpha)); % = N_bar/K_bar
p.inf_bar = p.THETA - 1; % = inflation rate
p.NL_bar = p.N_bar/(1.0 - p.N_bar); % = N_bar/L_bar
p.YN_bar = p.YK_bar / (1.0 - p.N_bar); % = Y_bar/N_bar
p.I_bar = p.R_bar*p.THETA; % = (gross) nominal
interest rate
p.i_bar = p.I_bar - 1; % = nominal interest
rate

% Following used in MIU model but not in CIA model
p.mK_bar = (p.CK_bar) * (p.a*p.i_bar/((1-p.a) * (1+p.i_bar)))^ (-
1/p.b); % = M_bar/K_bar
p.mC_bar = p.mK_bar /p.CK_bar; % = m_bar/C_bar
p.H = (p.a*(p.CK_bar)^(1-p.b)) + (1-p.a)*(p.mK_bar^(1-p.b));
p.gamma = (p.a*(p.CK_bar)^(1-p.b))/p.H;

% Parameters defined in text
p.kappa = p.eta*p.N_bar/(1-p.N_bar);
p.xi = p.alpha*(p.YK_bar)/(p.alpha + p.kappa + (1-
p.alpha)*p.alpha*(p.YK_bar));
p.OMEGA1 = p.b*(p.gamma-1) - p.gamma*p.PHI;
p.OMEGA2 = (p.b - p.PHI)*(1-p.gamma);
p.theta = p.alpha + p.eta*p.NL_bar + (1-p.alpha)*p.alpha*p.YK_bar;

disp('Table 2.1: baseline parameter values')
disp('p.alpha p.delta p.beta p.PHI p.eta p.a p.b')
[p.a p.b p.alpha p.delta p.beta p.PHI p.eta ]
disp(' p.THETA p.rho p.sigma_z p.sigma_m')

[ p.THETA p.rho_z p.sigma_z p.sigma_m]
disp('Table 2.2: Steady-state values')
disp(['R_bar YK_bar CK_bar p.mK_bar NK_bar'])
[p.R_bar p.YK_bar p.CK_bar p.mK_bar p.NK_bar]

```



```

P

disp('hit any key to continue')
pause

%Declaring the matrices.

VARNAMES = ['capital      ',
            'money balances ',
            'output        ',
            'consumption   ',
            'employment    ',
            'lambda        ',
            'nominal rate  ',
            'real rate     ',
            'inflation     ',
            'investment    ',
            'technology   ',
            'money growth  '];

%Translating into coefficient matrices.

%Check: 12 variables.
%Endogenous state variables "x(t)": k(t), m(t)
%Endogenous other variables "y(t)": y(t), c(t), n(t), lambda(t),
i(t), r(t), inf(t), x(t).
%Exogenous state variables "z(t)": z(t), g(t).
%Switch to that notation. Find matrices for format
%0 = AA x(t) + BB x(t-1) + CC y(t) + DD z(t)
% 0 = E_t [FF x(t+1) + GG x(t) + HH x(t-1) + JJ y(t+1) ++ KK y(t)
= LL z(t+1) + MM z(t)]
% z(t+1) = NN z(t) + epsilon (t+1) with E_t [ epsilon(t+1) ] = 0,
%
% Solution takes the form
% x(t) = PP*x(t-1) + SS*z(t)
% y(t) = RR*x(t-1) + QQ*z(t)

%equation order
%1). resource constraint
%2). production function
%3). money demand equation
%4). evolution of m
%5). labor market
%6). euler equation 1
%7). euler equation 2
%8). investment evolution equation
%8). fisher equation
%9). ex-post real interest

% for k(t), m(t):

AA = [1, 0
      0, 0
      0, 1
      0, 1
      0, 0
      0, -p.OMEGA2
      -p.alpha *(1-p.alpha)* p.YK_bar*(p.eta*p.NL_bar), 0

```

```

1, 0];

%for k(t-1), m(t-1):
BB = [ (p.delta -1), 0
       p.alpha, 0
       0, 0
       0, -1
       0, 0
       0, 0
       0, 0
       (p.delta-1), 0];

%order: y(t), c(t), n(t), lambda(t), i(t), r(t), inf(t), x(t)
CC = zeros(8, 8);
CC(1, 1) = -p.YK_bar;
CC(1, 2) = p.CK_bar;
CC(2, 1) = -1;
CC(2, 3) = 1-p.alpha;
CC(3, 2) = -1;
CC(3, 5) = (1/p.b)*(1/p.i_bar);
CC(4, 7) = 1;
CC(5, 1) = 1;
CC(5, 3) = -(1 + p.eta*p.NL_bar);
CC(5, 4) = 1;
CC(6, 2) = -p.OMEGA1;
CC(6, 4) = 1;
CC(7, 4) = p.alpha*(1-p.alpha)*p.YK_bar;
CC(7, 6) = -p.theta;
CC(8, 8) = -p.delta;

DD = zeros(8, 2);
DD(2, 1) = 1;
DD(4, 2) = -1;
DD(7, 1) = p.alpha*p.YK_bar*(1+p.eta*p.NL_bar)*p.rho_z;

FF = zeros(2, 2);

GG = zeros(2, 2);

HH = zeros(2, 2);

JJ = zeros(2, 8);
JJ(1, 7) = 1;
JJ(2, 4) =1;

KK = [0, 0, 0, 0, -1, 1, 0, 0
       0, 0, 0, -1, 0, 1, 0, 0];

LL = [0, 0
       0, 0];

MM = [0, 0
       0, 0];

NN = [p.rho_z, 0
       p.phi, p.rho_u];

Sigma = [p.sigma_z^2 0
          0 p.sigma_v^2];

```

```

%setting the options:
[l_equ, m_states] = size(AA);
[l_equ, n_endog] = size(CC);
[l_equ, k_exog] = size(DD);

HORIZON = 48; %how far out should the impulse response be
calculated
PERIOD = 1; %number of periods per year, i.e. 12 for monthly, 4
for quarterly
DO_PLOTS = 1; %if impulse response plots should be made, = 0, if
not
%IMP_SELECT is a vector containing the indices of the variables to
be plotted
IMP_SELECT = [2, 7, 8, 9]; % for money growth shock
%HP_SELECT = 3: (m_states + n_endog + k_exog); %selecting the
variables for the HP filter calcs.
GNP_INDEX = 3; %Index of output among the variables selected for
HP filter
DO_MOMENTS = 1;
DISPLAY_AT_THE_END = 1;
SIM_JOINT = 1;
SIM_SUBPLOT = 1;
SIM_SINGLE = 1;

%Start the calculations;

do_it;
if DO_DISP3,
    disp('Standard deviations, HP-filtered series relative to
output, cov with output:');
    VARNAMES
    disp([sqrt(varvec_fil)./sqrt(varvec_fil(3))
autcor_fil(1:12,6)]);
end;

```

ANEXO D

Tabela D1 - Resultados das simulações com crescimento monetário estocástico respondendo positivamente a choques tecnológicos, com $\gamma = 0,5969$ e $\sigma_\phi = 0,0680$, no período entre 1980 e 2009.

Variável	$\phi = 0,20$			$\phi = 0,35$			$\phi = 0,50$		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3494	1,0000	1,0000	3,3331	1,0000	1,0000	3,3169	1,0000	1,0000
<i>c</i>	2,4194	0,7224	0,9903	2,4023	0,7207	0,9903	2,3853	0,7191	0,9904
<i>i</i>	5,7803	1,7258	0,9895	5,7643	1,7294	0,9896	5,7483	1,7330	0,9898
<i>l</i>	3,5284	1,0535	0,9756	3,5487	1,0647	0,9759	3,5689	1,0760	0,9762
<i>m</i>	6,9325	2,0698	-0,1598	7,0270	2,1082	-0,5994	8,1000	2,4420	-0,9037
<i>j</i>	3,2303	0,9644	0,4572	3,6543	1,0963	0,7603	4,3468	1,3105	0,9389
<i>r</i>	0,6923	0,2067	-0,0466	0,6913	0,2074	-0,0497	0,6903	0,2081	-0,0528
π	14,5212	4,3355	0,0916	12,2763	3,6831	0,2521	8,7564	2,6399	0,5559

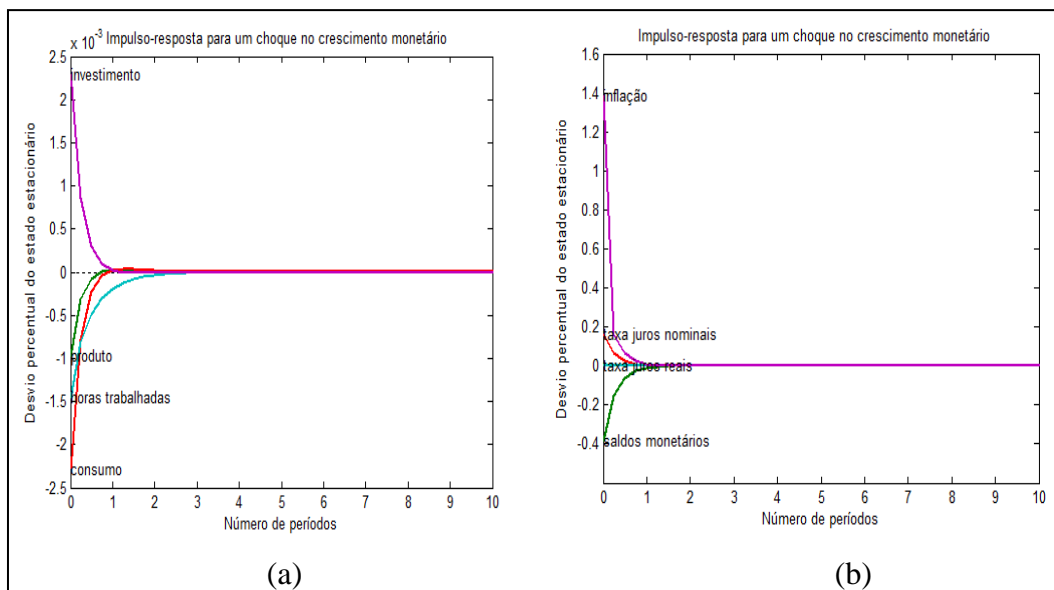
Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela D2 - Resultados das simulações com crescimento monetário estocástico respondendo negativamente a choques tecnológicos, com $\gamma = 0,5969$ e $\sigma_\phi = 0,0680$, no período entre 1980 e 2009.

Variável	$\phi = -0,20$			$\phi = -0,35$			$\phi = -0,50$		
	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]	DP[x](%)	DP[x]/DP[y]	CORR[x,y]
<i>y</i>	3,3925	1,0000	1,0000	3,4087	1,0000	1,0000	3,4248	1,0000	1,0000
<i>c</i>	2,4646	0,7265	0,9901	2,4815	0,7280	0,9901	2,4983	0,7295	0,9901
<i>i</i>	5,8230	1,7164	0,9891	5,8390	1,7130	0,9889	5,8550	1,7096	0,9888
<i>l</i>	3,4743	1,0241	0,9750	3,4539	1,0133	0,9748	3,4336	1,0026	0,9746
<i>m</i>	9,9863	2,9436	0,7145	11,8234	3,4686	0,8639	13,9562	4,0750	0,9522
<i>j</i>	3,5145	1,0360	-0,5631	4,0876	1,1992	-0,8000	4,8669	1,4211	-0,9368
<i>r</i>	0,6949	0,2048	-0,0385	0,6960	0,2042	-0,0355	0,6970	0,2035	-0,0325
π	14,9781	4,4151	-0,2202	13,2020	3,8731	-0,3792	10,5055	3,0675	-0,6383

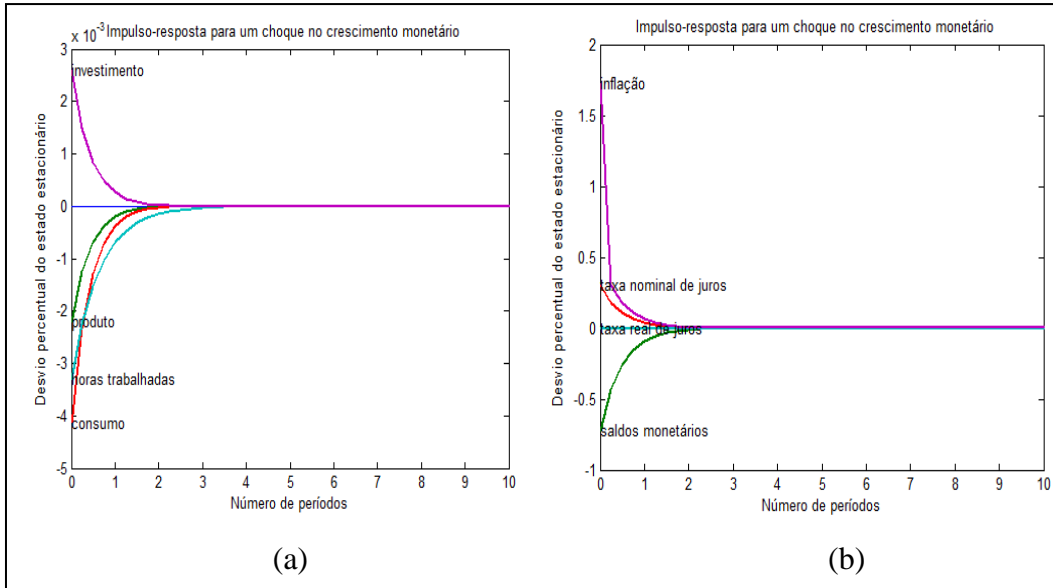
Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

ANEXO E



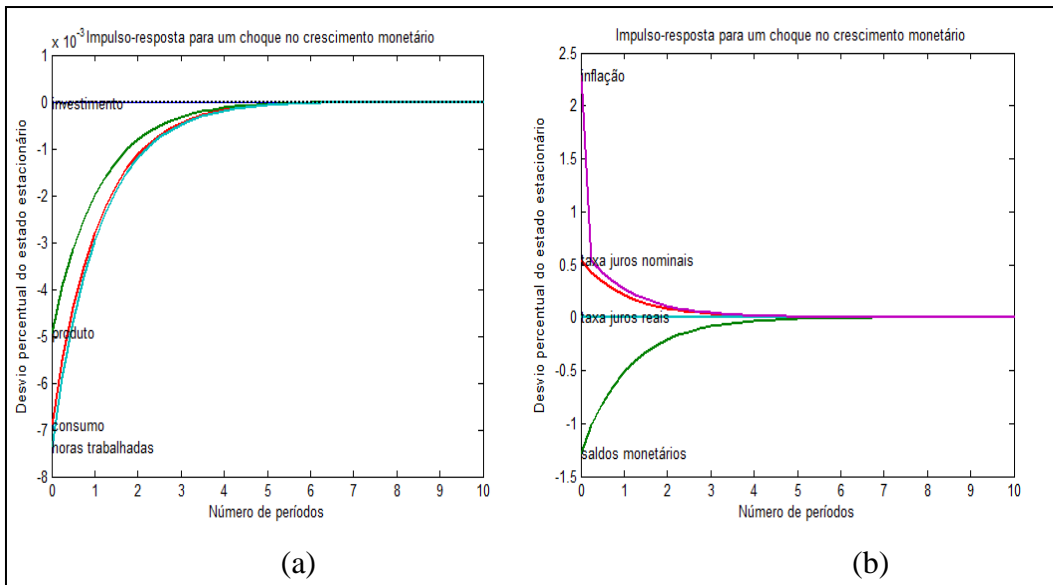
Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Figura E1 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,3969.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

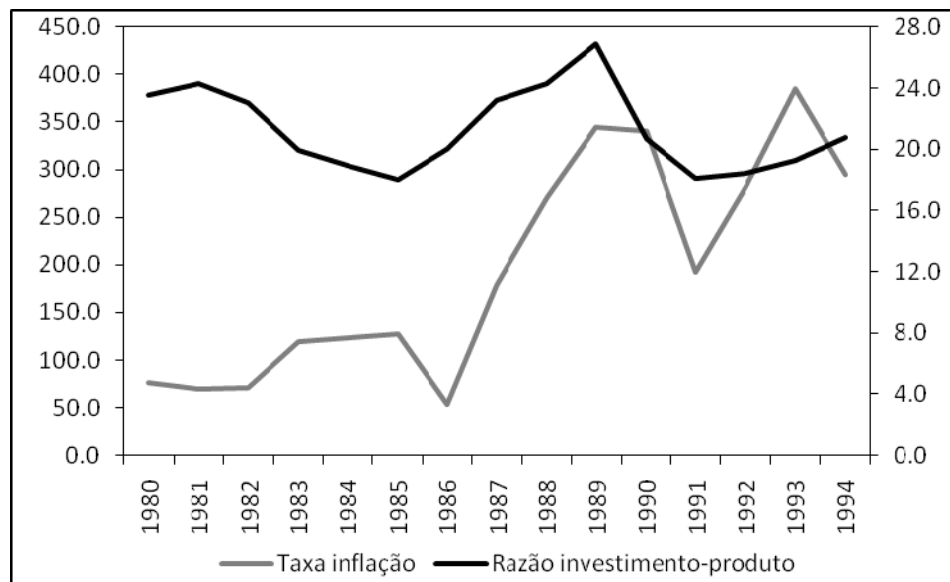
Figura E2 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,5969.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

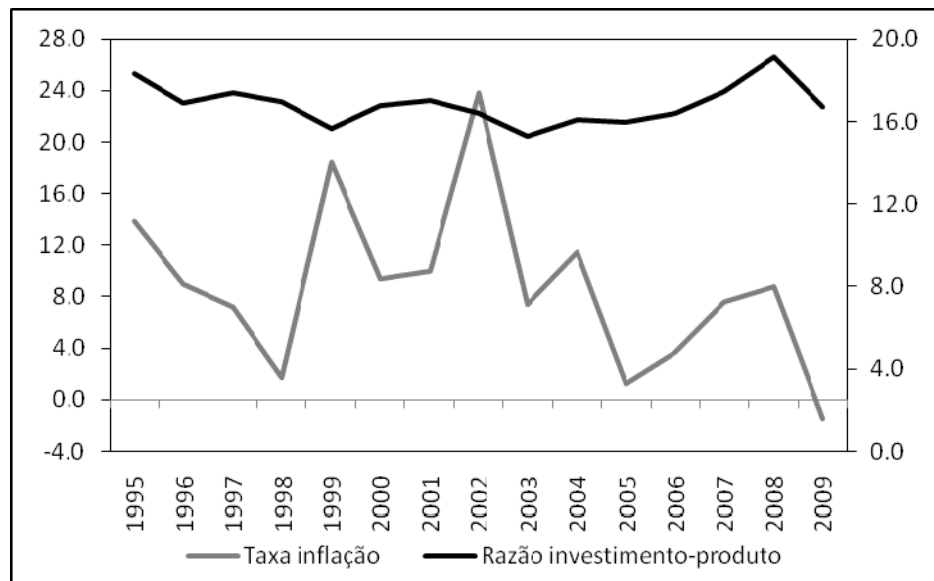
Figura E3 - Resposta das variáveis reais (a) e nominais (b) a um choque monetário com persistência de 0,7969.

ANEXO F



Fonte: IPEADATA, 2010.

Figura F1 - Participação do investimento no produto agregado e da taxa de inflação entre 1980 e 1994, em % ao ano.



Fonte: IPEADATA, 2010.

Figura F2 - Participação do investimento no produto agregado e da taxa de inflação entre 1995 e 2009, em %.

ANEXO G

Tabela G1 - Valores dos parâmetros do modelo money-in-the-utility function para a economia brasileira, no período entre 1995 e 2009.

α	δ	β	a	b	η
0,3310	0,01565	0,9216	0,7976	5,5673	1,0448

Φ	Θ	ρ	σ_e	ϕ	γ	σ_φ
2,0898	1,0182	0,5752	0,0314	0,0000	0,3786	0,0358

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

ANEXO H

Tabela H1 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Variáveis	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valor Crítico	Estatística	Valor Crítico
	ADF	5%	ADF	5%
Oferta Moeda (M2) ⁽²⁾	1.028273	-3.489228	-4.536715	3.489228
Consumo ⁽²⁾	1.395504	-3.486509	-7.517913	-3.486509
Juros Nominais ⁽²⁾	-4.522969	-3.485218	-7.880641	-3.485218

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: (1) estimado com intercepto e (2) estimado com intercepto e tendência.

Tabela H1.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Hipótese		Estatística		Valor crítico
N. eq. coint.	Eigenvalue	Traço	5%	Probabilidade
None *	0.369470	55.83147	42.91525	0.0016
At most 1 *	0.216015	27.69864	25.87211	0.0293
At most 2 *	0.189992	12.85334	12.51798	0.0439

Hipótese		Estatística		Valor crítico
N. eq. coint.	Eigenvalue	Max-Eigen	5%	Probabilidade
None *	0.369470	55.83147	42.91525	0.0016
At most 1 *	0.216015	27.69864	25.87211	0.0293
At most 2 *	0.189992	12.85334	12.51798	0.0439

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: * denota a rejeição da hipótese nula a um nível de 5%.

Tabela H1.2 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Jarque-Bera	4.853580
Probabilidade	0.088320

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela H2 - Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Variáveis	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valor Crítico	Estatística	Valor Crítico
	ADF	5%	ADF	5%
Horas trabalhadas ⁽¹⁾	-3.144552	-2.909206	-3.498639	-3.483970
Salário real médio ⁽²⁾	-0.874806	-3.482763	-7.987463	-3.483970
Juros reais ⁽²⁾	-5.614638	-3.485218	-7.219394	-3.485218

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: (1) estimado com intercepto e (2) estimado com intercepto e tendência.

Tabela H2.1 - Resultados dos testes de cointegração (Teste de Engle-Granger) para a demanda de moeda na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Hipótese		Estatística		Valor crítico
N. eq. coint.	Eigenvalue	Traço	5%	Probabilidade
None *	0.467313	57.56636	42.91525	0.0010
At most 1	0.179641	19.14726	25.87211	0.2721
At most 2	0.109414	7.068435	12.51798	0.3374

Hipótese		Estatística		Valor crítico
N. eq. coint.	Eigenvalue	Max-Eigen	5%	Probabilidade
None *	0.467313	38.41909	25.82321	0.0007
At most 1	0.179641	12.07883	19.38704	0.4079
At most 2	0.109414	7.068435	12.51798	0.3374

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Nota: * denota a rejeição da hipótese nula a um nível de 5%.

Tabela H2.2 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a oferta de trabalho na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Jarque-Bera	2.568667
Probabilidade	0.272713

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela H3 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para o processo de persistência da produtividade na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Jarque-Bera	2.010999
Probabilidade	0.365862

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela H4 - Resultados do teste de normalidade dos resíduos (Teste de Jarque-Bera) para a estimação do crescimento monetário na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Jarque-Bera	1.942043
Probabilidade	0.378696

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

ANEXO I

Tabela I1 - Estimação da demanda de moeda para a economia brasileira entre 1995 e 2009.

Dependent Variable: LOG(M2/IPCA)				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.054126	0.868830	2.364245	0.0213
LOG(CONSUMO/IPCA)	0.797627	0.119739	6.661381	0.0000
LOG(JUROS)	-0.179620	0.096253	-1.866122	0.0668
R-squared	0.699471	Mean dependent var		7.930999
Adjusted R-squared	0.689618	S.D. dependent var		0.211124
S.E. of regression	0.117621	Akaike info criterion		-1.396952
Sum squared resid	0.843922	Schwarz criterion		-1.295754
Log likelihood	47.70246	F-statistic		70.98775
Durbin-Watson stat	0.235811	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela I2 - Estimação da oferta de trabalho para a economia brasileira entre 1995 e 2009.

Dependent Variable: LOG(S/IPCA)				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.186462	0.144513	-15.12982	0.0000
LOG(W/IPCA)	0.957033	0.017763	53.87903	0.0000
LOG(R)	0.271716	0.030714	8.846507	0.0000
R-squared	0.987072	Mean dependent var		5.340674
Adjusted R-squared	0.986641	S.D. dependent var		0.739845
S.E. of regression	0.085512	Akaike info criterion		-2.033862
Sum squared resid	0.438742	Schwarz criterion		-1.931808
Log likelihood	67.06666	F-statistic		2290.518
Durbin-Watson stat	0.600020	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela I3 - Estimação da persistência da produtividade na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Dependent Variable: z				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003587	0.004298	-0.834514	0.4072
z(-1)	0.575198	0.075379	7.630761	0.0000
R-squared	0.419589	Mean dependent var		-0.003017
Adjusted R-squared	0.410074	S.D. dependent var		0.044375
S.E. of regression	0.034083	Akaike info criterion		-3.888814
Sum squared resid	0.070860	Schwarz criterion		-3.820778
Log likelihood	124.4976	F-statistic		44.09792
Durbin-Watson stat	2.457235	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.

Tabela I4 - Estimação da persistência do crescimento monetário na economia brasileira entre 1995 e 2009.

Dependent Variable: LOG(M)				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.025505	0.017574	1.451262	0.1597
LOG(M(-1))	0.378585	0.147631	2.564404	0.0170
LOG(Z(-1))	0.005961	0.003981	1.497432	0.1473
R-squared	0.154770	Mean dependent var		0.007620
Adjusted R-squared	0.084334	S.D. dependent var		0.032108
S.E. of regression	0.030725	Akaike info criterion		-4.023062
Sum squared resid	0.022656	Schwarz criterion		-3.879080
Log likelihood	57.31134	F-statistic		2.197312
Durbin-Watson stat	1.636724	Prob(F-statistic)		0.132954

Fonte: Resultados da pesquisa elaborados pelo autor.