

Pierre Joseph Nelcide

**UM MODELO MACRODINÂMICO PARA A POLÍTICA
ECONÔMICA BRASILEIRA: ANÁLISE DAS INTERAÇÕES
ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E DA
INSTABILIDADE DINÂMICA DA ECONOMIA.**

Dissertação submetida ao
Programa de Pós-Graduação em
Economia da Universidade Federal
de Santa Catarina para a obtenção
do Grau de Mestre em Economia.
Orientador: Prof. Dr. Milton Biage.

Florianópolis
2016

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Nelcide, Pierre Joseph

Um modelo macrodinâmico para a política econômica
brasileira : análise das interações entre variáveis
macroeconômicas e da instabilidade dinâmica da economia /
Pierre Joseph Nelcide ; orientador, Milton Biage -
Florianópolis, SC, 2016.

144 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Sócio-Econômico. Programa de Pós-Graduação em
Economia.

Inclui referências

1. Economia. 2. Política fiscal. 3. Política monetária.
4. Modelo macrodinâmico. 5. Dominância monetária. I. Biage,
Milton. II. Universidade Federal de Santa Catarina.
Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

Este trabalho é dedicado a todos aqueles que acreditam que o conhecimento é capaz de mudar a vida de qualquer pessoa.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela vida e inteligência que me deu a fim de concluir esta etapa tão importante na minha vida.

Um agradecimento especial ao governo brasileiro por esta oportunidade de estudar no país sem pagar nada, por financiar o estudo durante este tempo e por saber que a melhor forma de ajudar na reconstrução do Haiti é pela educação.

Agradeço a toda minha família especialmente a minha mãe, Marie Lourdes Joseph, por todo apoio psicológico e financeiro dado ao longo destes anos, sem o qual seria impossível ter chegado até aqui.

Agradeço ao meu orientador, Professor Dr. Milton Biage, pela atenção dada ao meu trabalho, pela grande ajuda na parte computacional especialmente, pela sua amizade, pelo tratamento de pai que ele me deu, além de outros apoios psicológicos. Realmente, eu não sei em qual língua agradecer o senhor, “*merci beaucoup*”.

Não posso esquecer-me de agradecer um amor de pessoa, Luiza Gabriela de Souza Pessoa, pelo carinho, pela sua sensibilidade comigo, e por me aguentar nos momentos difíceis.

Um grande agradecimento a minha querida amiga Sara Farias da Silva, pela ajuda nas correções ortográficas.

De forma geral, agradeço a todos os meus colegas de pós-graduação em Economia da UFSC da turma 2014 e das turmas anteriores especialmente, Adilson, Kleverton, Daiane, Daniele, pela amizade, pelos momentos de estudos coletivos e pelas brincadeiras. Realmente, meus amores, vocês são demais.

Agradeço a todos os outros haitianos especialmente aqueles que estudam na UFSC comigo, pela força nos momentos difíceis antes de ingressar no mestrado da Economia.

E por último, agradeço ao povo brasileiro como todo, por me aceitar e me receber no Brasil com todo apoio, carinho e amor. Que Deus abençoe cada um de vocês.

RESUMO

O objetivo principal do presente trabalho é verificar as interações entre as políticas fiscal e monetária no Brasil, durante o período 1996-2014, analisando como os instrumentos de uma política influenciam a outra, e estabelecer previsões do comportamento macrodinâmico da economia e, em especial, verificar a estabilidade da política econômica brasileira. Para chegar neste objetivo, um modelo macrodinâmico é estruturado, calibrado e estudado com a finalidade de identificar as relações de impactos nas variáveis macroeconômicas e monetárias introduzidas. Os resultados mostraram que, contrário ao que Zoli (2005) comentou, a economia brasileira está, no período 1996-2014, sob a dominância da política monetária e que as variáveis fiscais tais como gastos governamentais e receitas tributárias não entram de maneira significativa na função de reação do Banco Central brasileiro.

Palavras-chave: Política fiscal. Política monetária. Modelo macrodinâmico. Dominância monetária.

RÉSUMÉ

L'objectif principal de cette étude est de tester les interactions entre les politiques budgétaire et monétaire au Brésil au cours de la période 1996-2014, tout en analysant comment les instruments d'une politique influencent les instruments de l'autre, et d'établir des prévisions du comportement macrodynamique de l'économie et, en particulier, vérifier la stabilité de la politique économique du Brésil. Pour atteindre cet objectif, un modèle macrodynamique est structuré, calibré et étudié afin d'identifier les relations d'impacts sur les variables macroéconomiques et monétaires introduites. Les résultats ont montré que, contrairement à ce que Zoli (2005) a commenté, l'économie du Brésil se trouve, durant la période 1996-2014, sous la domination de la politique monétaire et les variables budgétaires telles que les dépenses gouvernementales et les recettes fiscales ne font pas partie, de manière significative, de la fonction de réaction de la Banque Centrale du Brésil.

Mots-clés: Politique budgétaire. Politique monétaire. Modèle macrodynamique. Domination monétaire.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Desenho esquemático do procedimento de calibração de funções e sistema de equações diferenciais ordinárias.....	60
Figura 2 – Ajuste do modelo com os dados reais para $G(t)$, $T(t)$ e $\bar{l}(t)$	65
Figura 3 – Hiato de produto para diferentes valores de filtrações.....	68
Figura 4 – Metas de inflação para diferentes valores de filtrações.....	72
Figura 5 – Ajuste do modelo dinâmico para o sistema de Eq. (3.22).....	75
Figura 6 – Evolução da dívida/PIB real – SELIC.....	80
Figura 7 – Evolução da DLSP e dos gastos com a dívida, devido ao pagamento de juros.....	82
Figura 8 – PIB e PIB potencial.....	84
Figura 9 – Inflação e diferencial SELIC – juros Norte Americano.....	86
Figura 10 – Previsão da economia para seis anos.....	92
Figura 11 – Histogramas das perturbações estocásticas dos coeficientes estocásticos.....	101
Figura 12 – Histogramas das perturbações estocásticas adicionadas as variáveis endógenas: PIB real, taxa SELIC, Dívida Pública, IPCA e Índice câmbio real.....	104
Figura 13 – Histograma das realizações de Monte Carlo para o PIB real, para cada ano de previsão de 2015-2022.....	106
Figura 14 – Histograma das realizações de Monte Carlo para SELIC, para cada ano de previsão de 2015-2022.....	108
Figura 15 – Histograma das realizações de Monte Carlo para a dívida pública real, para cada ano de previsão de 2015-2022.....	109

Figura 16 – Histograma das realizações de Monte Carlo para o Índice IPCA (inflação) para cada ano de previsão de 2015-2022.....110

Figura 17 – Histograma das realizações de Monte Carlo para o câmbio real, para cada ano de previsão 2015-2022.....112

Figura 18 – Gráfico das previsões das variáveis endógenas: PIB real, Índice SELIC nominal, Dívida Pública real, Índice IPCA nominal e câmbio real para 200 realizações de Monte Carlo.....113

Figura 19 – Gráfico das curvas médias para o PIB real, Índice SELIC nominal, Dívida Pública real, Índice IPCA nominal e câmbio real para 200 realizações de Monte Carlo.....114

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no modelo dinâmico.....	58
Tabela 2 – Valores estimados no processo de calibração para os coeficientes das Eqs. (4.3) a (4.5).....	63
Tabela 3 – Parâmetros do modelo ajustado.....	74
Tabela 4 – Valores dos choques dados nos parâmetros e nas variáveis endógenas.....	100

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABNT – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

AO - Oferta Agregada

BACEN – Banco Central do Brasil

BNDES – Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social

DA – Demanda Agregada

DEPECON/FIESP – Departamento de Pesquisas e Estudo Econômicos da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo

DLSP – Dívida Líquida do Setor Público

EMBI – Emerging Market Bond Index

FMI – Fundo Monetário Internacional

HP – Hodrick-Prescott

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IPCA – Índice de Preço ao Consumidor Amplo

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IS – Investment Saving

LM – Liquidity preference Money

MATLAB – MATrix LABoratory

PIB – Produto Interno Bruto

PNB – Produto Nacional Bruto

PPC – Paridade de Poder de Compra

PT – Partido dos Trabalhadores

SELIC – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

STN – Secretaria do Tesouro Nacional

TFNP – Teoria Fiscal de Nível de Preço

Util Cap – Utilização da Capacidade Produtiva

VAR – Vetor Auto-Regressivo

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	21
1.1	OBJETIVO GERAL E OBJETIVOS ESPECÍFICOS	22
1.2	ESTRUTURA DO ESTUDO.....	24
2	REVISÃO DE LITERATURA	27
2.1	GENERALIDADE SOBRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA	28
2.1.1	Relação entre as duas políticas	29
2.1.2	Políticas fiscal e monetária nos países emergentes	30
2.2	DOMINÂNCIA FISCAL DE SARGENT E WALLACE (1981)	31
2.3	TEORIA FISCAL DE NÍVEL DE PREÇO (TFNP).....	33
2.4	A CONJUNTURA ECONÔMICA DO BRASIL 1990-2014	36
2.4.1	A década de 1990	36
2.4.2	Década de 2000	38
2.4.3	A situação econômica no primeiro mandato do governo Dilma	42
3	METODOLOGIA	45
3.1	MODELO DINÂMICO PARA ANÁLISE DA COORDENAÇÃO DAS POLÍTICAS MACROECONÔMICAS DE UMA ECONOMIA EMERGENTE: UMA FORMULAÇÃO MATEMÁTICA	45
3.2	TRANSFORMAÇÃO DO MODELO DINÂMICO EM UM MODELO ESTOCÁSTICO	52
4	SIMULAÇÃO COMPUTACIONAL	57
4.1	BASES DE DADOS PARA CALIBRAÇÃO DO MODELO	57
4.2	IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO DETERMINÍSTICO	58
4.2.1	Ajuste das variáveis exógenas do modelo determinístico da equação (3.22)	59
4.2.2	Equação para estimativas contínuas no tempo para as variáveis exógenas	62
4.2.3	Obtenção do hiato do produto e da meta de inflação	65
<i>4.2.3.1</i>	<i>Hiato de produto</i>	<i>66</i>
<i>4.2.3.2</i>	<i>Meta de inflação</i>	<i>68</i>
4.2.4	Calibração do modelo para o sistema	73
4.3	ANÁLISES DA ESTRUTURA MACROECONÔMICA E MONETÁRIA DA ECONOMIA BRASILEIRA	75
4.4	DOMINÂNCIA FISCAL OU MONETÁRIA?	87
4.5	EXISTE OU NÃO UMA RELAÇÃO ENTRE A INFLAÇÃO E OS DÉFICITS/SUPERÁVIT DO GOVERNO?.....	88
4.6	AS VARIÁVEIS ORÇAMENTAIS COM GASTOS GOVERNAMENTAIS E RECEITAS TRIBUTÁRIAS ENTRAM DE MANEIRA SIGNIFICATIVA NA FUNÇÃO DE REDAÇÃO DO BANCO CENTRAL?	90

4.7	CARACTERÍSTICAS DE ECONOMIA EM DESENVOLVIMENTO SEGUNDO ZOLI (2005)	91
4.8	PREVISÕES DETERMINÍSTICAS DO COMPORTAMENTO DINÂMICO DA ECONOMIA BRASILEIRA	91
5	ANÁLISES DAS BIFURCAÇÕES ESTOCÁSTICAS ...	95
5.1	REALIZAÇÕES DE MONTE CARLO (MC).....	97
5.2	SIMULAÇÃO DO MODELO ESTOCÁSTICO DO SISTEMA DE EQ. (3.22).....	98
6	CONCLUSÃO.....	115
	REFERÊNCIAS.....	119
	APÊNDICE A.....	127
	APÊNDICE B.....	131
	APÊNDICE E.....	135
	APÊNDICE D.....	139

INTRODUÇÃO.

A política fiscal é importante e fundamental na execução da política econômica de um país, é preciso que essa política fiscal seja sempre acompanhada com outras políticas para atingir o objetivo de toda economia que é a eficiência. Por isso uma boa política monetária é necessária para se chegar ao objetivo desejado. Assim, a literatura econômica tem estudado a relação entre as duas políticas e como uma pode afetar a outra.

Segundo Sargent e Wallace (1981), se a política fiscal domina a política monetária, as autoridades fiscais têm como premissa definir os seus orçamentos, fixando os *déficits* e *superávits*, e, com isso, determinando as receitas a serem adquiridas com vendas de títulos. Neste sentido, as autoridades monetárias são obrigadas a financiar via senhoriagem às autoridades fiscais, após atingir a quantidade máxima de título que pode ser vendida no mercado financeiro, e estabelecerem as políticas de controle da inflação. Mas esse controle torna-se difícil quando o mercado não consegue absorver o volume de títulos impostos na comercialização. Assim, as autoridades monetárias são forçadas a tolerar a inflação adicional, criar moeda e gerar renda de senhoriagem, a ser utilizada no complemento do financiamento das metas da política fiscal.

Por outro lado, se a política monetária domina a fiscal, as autoridades monetárias definem a sua política anunciando as taxas de crescimento da base monetária para os períodos atual e futuro, determinando a receita de senhoriagem que vão fornecer ao governo. Então, este último é obrigado a ajustar seus orçamentos com a venda de títulos no mercado e a receita de senhoriagem. Nesse regime de dominância monetária, o Banco Central pode controlar com sucesso, permanentemente, à inflação.

Segundo Fundo Monetário Internacional (FMI) (2003, citado por Zoli, 2005) a dominância fiscal pode tornar uma questão importante para os países em desenvolvimento, uma vez que estas economias experimentaram um aumento da dívida pública, com um desequilíbrio fiscal. Segundo o autor, a crise de 2002 sofrida pelo Brasil¹ foi um exemplo típico de como a dívida pública pode afetar a política monetária. Nesta crise, o dólar aumentou de R\$2.30 a quase R\$4.00, o

¹Crise de confiança diante do temor no mercado financeiro e a incapacidade do governo Lula de realizar os pagamentos da dívida pública.

risco país ultrapassou o patamar de 2000 pontos, superando o risco da Argentina que se encontrava em plena crise, o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) afixou uma alta de 12.53%, enquanto que uma meta de 3.5% foi estabelecida e a razão entre Dívida Líquida do setor Público e Produto Interno Bruto (DLSP/PIB) atingiu 56% no final do ano 2002. Tudo isso trouxe como resultado, no final do ano de 2002, uma alta da taxa de juros de 25%.

Portanto, tendo em vista este aspecto da economia brasileira, algumas perguntas podem ser direcionadas a estudos associados ao tema de coordenação de políticas macroeconômicas, como: No Brasil houve regimes de dominância fiscal ou monetária, no período 1996-2014? Qual é a relação existente entre inflação e o *déficit/supéravit* público? As variáveis orçamentárias como gastos públicos e impostos entram de maneira significativa na função de reação do BACEN? Para responder estas questões alguns autores como Blanchard (2004) e Fávero e Giavazzi (2004) fizeram uma hipótese de que a economia brasileira estaria conhecendo uma dominância fiscal específica, na qual o risco de *default* afastaria a inflação do centro da meta.

Com a finalidade de obter maior compreensão das inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e monetárias da economia brasileira, na pesquisa desenvolvida nesse estudo estabeleceu-se uma análise macrodinâmica da economia brasileira, por meio de um modelo dinâmico de cinco equações diferenciais ordinárias, envolvendo as inter-relações entre variáveis macrodinâmicas e monetárias. Este modelo permitirá estabelecer as relações de impactos entre as variáveis inclusas no modelo e, em especial, responder questões relacionadas com as interações entre variáveis macroeconômicas e monetárias e a estabilidade do modelo econômico brasileiro. Adicionalmente, os resultados do modelo também permitirão responder as perguntas destacadas no parágrafo anterior relacionadas à dominância fiscal e dominância monetária, a relação existente entre inflação e *déficit/supéravit* público e os efeitos das variáveis orçamentárias como gastos públicos e impostos sobre a política monetária do BACEN.

1.1 OBJETIVO GERAL E OBJETIVOS ESPECÍFICOS.

Tendo como base as questões estabelecidas no parágrafo acima, o objetivo geral deste trabalho é verificar as interações entre as políticas fiscal e monetária no Brasil, durante o período 1996-2014, analisando como os instrumentos de uma política influenciam a outra, e estabelecer previsões do comportamento macrodinâmico da economia e, em

especial, verificar a estabilidade da política econômica brasileira. Para atingir este objetivo geral serão definidos alguns objetivos específicos, tais como:

i. Revisão da literatura a fim de esclarecer conceitualmente a relação existente entre as duas políticas, as inter-relações entre as variáveis fiscais e monetárias, o que permitirá entender a questão de dominância fiscal e monetária e detalhar a conjuntura econômica do Brasil para o período estudado;

ii. Estruturar conceitualmente um modelo macrodinâmico que descreva o comportamento da interação entre política fiscal e monetária. Segundo Zoli (2005), uma forma de avaliar o impacto da política fiscal sobre a política monetária seria estimar um modelo de equações simultâneas, o que possibilitaria capturar todas as possíveis inter-relações entre as variáveis fiscais e monetárias. Seguindo esta abordagem, será esboçado um modelo de cinco equações diferenciais ordinárias, com a finalidade de estudar as dinâmicas entre as variáveis fiscais e monetárias;

iii. O modelo dinâmico estruturado será calibrado, com a finalidade de identificar as relações de impactos nas variáveis macroeconômicas e monetárias introduzidas no modelo. Em seguida, com o modelo calibrado, serão estabelecidas previsões futuras determinísticas do comportamento da economia;

iv. O modelo macrodinâmico estruturado e calibrado anteriormente será transformado em um modelo estocástico, com a finalidade de introduzir no sistema choques nos parâmetros e nas variáveis endógenas, a fim de estudar o grau de estabilidade na economia brasileira e verificar a capacidade desta economia em absorver choques externos e internos;

v. Finalmente, serão definidas trajetórias de evolução, para várias realizações de Monte-Carlo, para as variáveis fiscais e monetárias fins (dívida pública, inflação, taxa de juros interna, taxa de crescimento do PIB, e o câmbio). Também será analisada a estabilidade dinâmica das variáveis endógenas do modelo, quando submetidas a choques de inovações estocásticas de curto e longo prazo.

Tendo em vista as hipóteses estabelecidas na subseção anterior e os objetivos específicos destacados nos itens acima, pretende-se obter resultados que destaquem as características da economia brasileira que, conforme Zoli (2005), trata-se de uma economia sob dominância de política fiscal, pois, em grande parte, esta é integrada aos mercados de capitais internacionais e exposta à reversão dos fluxos de capital. Em economias com estas características, a política fiscal pode também influenciar a política monetária, afetando o risco de crédito, a taxa de

juros, a taxa de câmbio e, em última instância, a inflação. Nesse contexto, a política monetária torna-se inoperante. No entanto, existem também pesquisas nessa linha que têm conjecturado que nas economias emergentes, a condução da política monetária não é significativamente afetada por mudanças nos saldos primários reais, indicando que a política fiscal não atinge diretamente a política monetária, Afonso (2005), Gadelha (2006), Pires (2006), Sims (2005). Assim, subtende-se que o estudo conduzido nessa pesquisa poderá contribuir a entender questões relacionadas, relativas ao comportamento da economia brasileira.

1.2 ESTRUTURA DO ESTUDO.

Além da introdução, o trabalho será dividido em seis capítulos. No capítulo dois, é apresentada uma revisão da literatura, destacando generalidades sobre as políticas fiscal e monetária. Ainda, neste capítulo, será feito um breve resumo sobre o artigo de Sargent e Wallace (1981), baseado na dominância fiscal, destacado a hipótese da teoria fiscal de nível de preço (TFNP) e, por último, será apresentada uma pequena análise sobre a conjuntura da economia do Brasil (1980-2014).

No capítulo três, é esboçado um modelo macroeconômico determinístico de cinco equações diferenciais com a finalidade de analisar o comportamento de uma economia emergente e, na sequência, este modelo será transformado em um modelo estocástico, assim, possibilitando introduzir choques nos parâmetros e nas variáveis endógenas, a fim de estudar a potencialidade da economia brasileira de absorver choques externos e internos.

No capítulo quatro, serão apresentados os procedimentos de simulação computacional da pesquisa, assim como os resultados do modelo determinístico. Em particular, nesse capítulo a base de dados utilizada no modelo é detalhada, o processo de calibração do modelo determinístico é especificado, os parâmetros de impactos identificados no modelo determinístico serão analisados, e, a partir dos quais, serão feitas análises da estrutura macroeconômica e monetária da economia brasileira, com consequentes análises das questões chaves do trabalho destacadas anteriormente. Depois, será comentada a abordagem feita por Zoli (2005) e por último as previsões determinísticas do comportamento dinâmico da economia brasileira serão apresentadas.

No capítulo cinco serão apresentadas as análises de estabilidade da economia brasileira e bifurcações estocásticas.

Finalmente, no capítulo seis serão feitas as considerações finais e por fim no capítulo sete serão elaboradas as referências.

2 REVISÃO DE LITERATURA.

As interações entre as políticas fiscais e monetárias podem ser consideradas sobre diferentes ângulos. Primeiramente, em ângulo técnico onde em tempo normal as autoridades fiscal e monetária interagem para a gestão da dívida pública. Em outra perspectiva, mais ampla, as políticas fiscais e monetárias determinam conjuntamente a produção e a inflação. Estas interações são qualificadas de *estratégicas*, pois o *Policy Mix* é o produto das ações autônomas destas autoridades, onde cada uma se esforça para atingir o resultado mais próximo das suas preferências.

Um fato importante a ser destacado é que este trabalho tem como objetivo geral analisar as interações entre a política fiscal e monetária no Brasil, utilizando um modelo macrodinâmico. A análise dos fatores de interação entre estes dois tipos de políticas permitirá estabelecer as direções dos efeitos entre as variáveis fiscais e monetárias que, por último, possibilitará identificar qual tipo de dominância que a economia brasileira conhece no período estudado, 1996-2014.

Portanto, considerando que a dominância da política fiscal sobre a política monetária (ou vice-versa, ou a indiferença entre estas políticas) se caracteriza pelos intercâmbios de efeitos entre várias variáveis macroeconômicas (tais como: taxas de juros, inflação, Dívida Pública, PIB e Câmbio), então imaginamos que um modelo dinâmico estruturado, envolvendo estas variáveis, possibilita evidenciar com clareza as questões básicas destacadas no capítulo I e, fundamentalmente, conduzir à compreensão do comportamento global das interações entre as políticas fiscais e monetárias implementadas na gestão da economia brasileira, principalmente, sobre os tipos de predominância regidos no processo econômico brasileiro. Assim, com a finalidade de facilitar a análise dos resultados do estudo implementado neste capítulo, será analisado os aspectos teóricos sobre as relações entre as políticas fiscais e monetárias, no sentido de estabelecer uma ideia geral sobre o tema estudado. Em especial, analisar-se-á a concepção de dominância, e seus impactos sobre a política monetária, primeiro, conforme Sargent e Wallace (1981) e segundo, de acordo com a Teoria Fiscal do Nível de Preço (TFNP); isso ajudará a entender as exigências do primeiro objetivo específico citado no capítulo I, a relação existente entre as duas políticas (monetárias e fiscais), e detalhar a conjuntura econômica do Brasil para o período estudado.

Para atender os requisitos abordados, este capítulo foi dividido nas seguintes seções: Generalidade sobre as políticas fiscal e monetária,

dominância fiscal de Sargent e Wallace (1981), a TFNP e, enfim, a estrutura da conjuntura econômica do Brasil 1996-2014.

2.1 GERALIDADE SOBRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

Geralmente, a política fiscal se refere à escolha do governo em relação ao uso da tributação e gastos do governo para regular o nível agregado da atividade econômica. No mesmo sentido, o uso da política fiscal implica em alterações no nível ou na composição dos gastos do governo ou na tributação e, conseqüentemente, na posição financeira do governo. As principais variáveis que os detentores de poder de decisão de política se concentram em incluir *déficits* orçamentais e da dívida, bem como os níveis de tributação e de despesa.

A política monetária refere-se ao controle do Banco Central da disponibilidade de crédito na economia, para atingir os objetivos gerais da política econômica. O controle pode ser exercido através do sistema monetário, operando em tais agregados como a oferta de moeda, o nível e a estrutura das taxas de juros e outras condições que afetam o crédito na economia. O objetivo mais importante dos bancos centrais é a estabilidade de preços, mas pode haver outros, como a promoção do desenvolvimento econômico e o crescimento, a estabilidade da taxa de câmbio e garantindo a estabilidade do balanço de pagamentos, a nível interno e externo, e mantendo a estabilidade financeira. Nesta política, as variáveis-chaves são a taxa de juros, a oferta de moeda e crédito, e a taxa de câmbio.

Embora as políticas monetária e fiscal sejam implementadas por dois corpos diferentes, elas estão longe de serem independentes. A mudança de uma vai influenciar a eficácia da outra e, assim, o impacto global de qualquer uma delas muda. A importância surgiu sobre o que cada um vai fazer para ajudar alcançar a estabilidade macroeconômica e o crescimento. É por isso que é crucial estabelecer um processo de coordenação consistente das políticas monetária e fiscal e também coordenar outras políticas, tanto quanto possível, para evitar a inconsistência no equilíbrio macroeconômico da economia. Esta coordenação combinada de políticas é um componente chave de política macroeconômica do FMI e dos programas de ajustamento econômico, em conjunto com as políticas externas, estruturais e financeiras. Na prática, os desequilíbrios da situação orçamental, em muitos casos, provaram ser um elemento chave em ambos os problemas macroeconômicos e sua solução. Na realidade, os problemas macroeconômicos que os países enfrentam geralmente consistem em um

desequilíbrio misto e necessitam de um amplo conjunto de respostas das políticas. Neste sentido será feito, a seguir, um breve resumo sobre a relação existente entre as políticas fiscal e monetária de uma maneira geral e depois nos países emergentes.

2.1.1 Relação entre as duas políticas.

Existem dois canais diretos e indiretos pelo quais a política fiscal afeta a política monetária e, portanto, os bancos centrais. Começando com a primeira categoria, há uma série de maneiras na qual a política fiscal pode entrar em conflito com a política monetária. Em primeiro lugar, uma política fiscal expansionista pode resultar em *déficits* orçamentais excessivos, o que pode criar uma forte tentação para que os governos recorram ao Banco Central para financiar os *déficits*. Uma política fiscal expansionista, em seguida, leva a uma política monetária expansionista, alimentando pressões inflacionárias, causando uma possível apreciação real da moeda e, conseqüentemente, dificuldades no balanço de pagamentos, potencialmente, resultando ainda em uma crise de moeda (e/ou bancária).

Mas, mesmo que os governos financiem seus *déficits* de uma forma não monetária, ou seja, através dos mercados financeiros, pode ser motivo de preocupação, especificamente, devido ao efeito de *crowding out*²: se os governos assumirem (também) muitos financiamentos nos mercados, o resultado pode conduzir a uma deficiência de crédito para o setor privado. Isso pode prejudicar o desenvolvimento econômico e o crescimento, o que seria, certamente, uma preocupação do Banco Central. No lado externo, o excesso de dependência de financiamento externo da dívida interna compromete a estabilidade da taxa de câmbio e/ou do balanço de pagamentos.

Há outro canal mais direto através do qual a política fiscal afeta os bancos centrais. Este canal é estabelecido pelo impacto dos tributos sobre o nível de preços e, portanto, sobre a inflação. Se os governos sentem-se forçados a recorrer a aumentos substanciais nos impostos indiretos, como, impostos sobre as vendas e impostos sobre valor adicionado, em vez de impostos sobre as várias formas de tributação de renda, isso terá um impacto direto sobre os preços. A principal preocupação aqui é que um aumento pontual leva a uma espiral salários-

²Em português, Efeito de Deslocamento ou de Eviscção, corresponde a uma redução no investimento e de outras componentes da despesa agregada sensíveis às taxas de juros, sempre que o Estado aumenta a despesa pública.

preços e, portanto, a uma inflação (alta) e expectativas inflacionárias altas.

Além dessas relações diretas entre a política fiscal e monetária, existem mais canais indiretos por meio das expectativas. As percepções e expectativas de grandes e contínuos *déficits* orçamentários, resultando em grandes necessidades de financiamento, podem abrir uma falta de confiança nas perspectivas econômicas. Isso pode tornar um risco para a estabilidade dos mercados financeiros. Essa falta de confiança na sustentabilidade da posição financeira do governo pode também tornar-se um fator desestabilizador dos mercados de títulos e de câmbio, eventualmente, até mesmo levando ao colapso do regime monetário.

2.1.2 Políticas fiscal e monetária nos países emergentes.

Nas últimas décadas, a política fiscal também foi uma grande preocupação para a política monetária em economias emergentes. *Déficits* fiscais insustentáveis e os níveis de dívida pública criaram um meio ambiente de dominância fiscal em muitos países, levando à inflação alta e volátil e prêmios de risco elevados sobre a dívida pública. Uma taxa de câmbio desfavorável, ligada a uma fraca credibilidade nas políticas fiscal e monetária, expõe as economias emergentes a fluxos de saídas de capitais. Conforme resumido por Yörükoğlu e Kılınç (2012), tal cenário fiscal foi associado com baixos níveis de desenvolvimento financeiro, um alto grau de dolarização, e alta taxa de repasse cambial. A consequência foi que ambas as políticas, fiscal e monetária, tendem a ser pró-cíclicas em muitos países, acentuando a volatilidade econômica.

Segundo Montoro, Takáts e Yetman (2012), diversas economias emergentes tinham uma dívida pública elevada durante os anos 1980 e 1990, isso restringiu a política monetária. Porém, ao longo da última década, o nível da dívida pública destas economias caiu e, com isso, melhorou as posições orçamentais. Um declínio significativo dos *déficits* orçamentais e da dívida pública reduziu o problema da dominância fiscal, e causou políticas anticíclicas mais viáveis. Embora a média dos *déficits* fiscais em percentagem do PIB das economias emergentes caiu durante os anos 1990 e 2000, no período antes da recente crise financeira de 2008, a redução da dívida pública bruta em percentagem do PIB foi ainda mais impressionante, chegando a 1,8% durante 2000-2007. Ao medir o grau de ciclicidade da política fiscal, a partir de duas funções de reação separadas das políticas fiscal e monetária (a partir de uma regra de Taylor), os autores mostraram que na maioria das economias emergentes, tanto a política fiscal como a

monetária foi utilizada para suavizar a volatilidade do produto durante os anos de 2000-2011.

Diversos trabalhos discutem os fatores que anunciam essa mudança. Na maioria dos casos, as medidas para fortalecer em médio prazo a sustentabilidade orçamental e a credibilidade da política monetária desempenharam um papel decisivo. O Brasil fornece um exemplo interessante de uma reviravolta dramática, em uma economia que já foi considerada muito vulnerável à crise e as políticas pró-cíclica. Como observado no documento elaborado por Araújo *et al.* (2012), a flexibilidade da política do Brasil foi reforçada por uma série de reformas políticas críticas estabelecidas nos anos de 1990-2000, tais como: (i) a transição para um regime de metas de inflação; (ii) ações concentradas pelo Banco Central e Tesouro Nacional, com a finalidade de reduzir a magnitude das dívidas de curto prazo indexadas à economia, e; (iii) a introdução da Lei de Responsabilidade Fiscal em 1999, com a finalidade de fortalecer as instituições financeiras e estabelecer a transparência, bem como reforçar o objetivo de manter *superávits* primários consistentes. Os aspectos dessas reformas políticas serão visto em detalhes, posteriormente.

Depois de resumir as relações existentes entre as duas políticas, será estudada nas duas seções seguintes a noção de dominância fiscal segundo Sargent e Wallace (1981) e a teoria fiscal de nível de preço, com o intuito de melhor compreender, teoricamente, o objetivo principal deste trabalho.

2.2 DOMINÂNCIA FISCAL DE SARGENT E WALLACE (1981).

Sargent e Wallace (1981), no artigo “*Some unpleasant monetarist arithmetic*” descrevem o efeito da política fiscal sobre a política monetária em um ambiente que eles chamam de “*dominância fiscal*”.

Segundo os autores, no caso de dominância fiscal, quando a taxa da dívida pública atinge um nível que não deveria ser superado, o Banco Central é obrigado a mudar o objetivo da política monetária (controlar o nível de preço) para monetizar os *déficits* públicos, a fim de estabilizar a taxa de endividamento público. Isto leva a uma rápida criação de moeda tendo como principal desvantagem o crescimento na inflação, mas desde que a política fiscal não seja alterada, isto garante a solvência fiscal.

De acordo com os autores acima citados, inicialmente, os *déficits* orçamentais excessivos são financiados através da emissão de dívida e não pela criação de moeda, pois o Banco Central assume uma posição conservadora, com a finalidade de evitar a criação excessiva de moeda.

No entanto, quando o endividamento público atingir um nível máximo aceitável, se a política fiscal não for alterada, o Banco Central deverá recorrer à renda por senhoriação para estabilizar a taxa da dívida pública; ou seja, utilizar a inflação para o controle da dívida. Neste caso, o Banco Central deve abandonar a meta de estabilidade de preços para o objetivo da estabilidade da taxa da dívida pública, portanto, havendo a dominância fiscal. Então, nesse contexto a inflação cresce e torna alto, cujo nível será diretamente proporcional ao grau de conservadorismo do Banco Central.

Blanchard (2004) citado por Marques Junior (2009) trata uma forma específica de dominância fiscal. Baseando-se em um teste empírico feito sobre Brasil, o autor mostra que, com objetivo de manter a inflação dentro da meta estabelecida, a política monetária contracionista pode apresentar resultados contrários ao esperado, se considerar os efeitos de algumas condições específicas das variáveis fiscais. Isso para dizer que, além da política monetária ser insuficiente para controlar a inflação, também, apresenta um efeito contrário ao esperado, aumentando o nível de preço. O autor continua explicando que num ambiente de alta razão DLSP/PIB (considerando que uma grande parte desta dívida esteja em moeda estrangeira e alta aversão ao risco dos investidores internacionais), uma subida da taxa de juros a fim de manter a inflação dentro da meta, pode ser entendida como uma maior probabilidade de haver *default*, que causaria uma fuga de capital, em seguida uma depreciação de câmbio real o qual faria aumentar o nível de preço.

Continuando nesta mesma linha, Carneiro e Wu (2005) definem a dominância fiscal como uma situação na qual a inflação não seja um fenômeno monetário, como os monetaristas entendem, mas um fenômeno ligado aos choques fiscais. Eles continuam dizendo que esta expressão (dominância fiscal), é usada para descrever a situação na qual a dívida líquida do setor público atinge um nível maior do que a quantidade sustentável ao crescimento da economia. E quando a dívida pública chegar neste nível, ela causa um aumento do risco país. Os autores conseguem demonstrar isso provando que a existência de um *feedback* entre a dívida e o risco-país seja uma condição necessária para que a dominância fiscal seja um problema para o crescimento da economia.

Em resumo, baseando-se nas abordagens dos autores acima citados, pode-se concluir que nas circunstâncias extremas, com um nível de dívida elevada, não existe governo no mundo onde a sua restrição orçamentária e o seu objetivo da estabilidade de preços do

Banco Central possam ser satisfeitos simultaneamente; a economia deve escolher um ou outro. Então, um nível elevado de endividamento público aumenta a probabilidade de dominância fiscal (onde a política monetária perde a sua independência) no futuro. Nesta mesma linha, será demonstrada a seguir outra interpretação da dominância fiscal, abordando especificamente que existe esta dominância não só por que há uma passividade total da política monetária, mas por causa de coordenação das duas políticas na determinação de preço. Isso será explicado na seção a seguir segundo a Teoria Fiscal de Nível de Preço (TFNP).

2.3 TEORIA FISCAL DE NÍVEL DE PREÇO (TFNP).

Outra abordagem da dominância fiscal é a TFNP Desenvolvido por Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994; 1995); ela tirou muita à atenção dos economistas, mostrando que para controlar o nível de preço, a política monetária não é suficiente, sendo também preciso à participação da política fiscal. Nesta teoria, as autoridades fiscais são responsáveis pelo *superávit* primário, as autoridades monetárias responsáveis pelo estoque nominal de moeda e o público sendo responsável pelo nível de encaixes reais e, portanto, do nível de preço.

A TFNP, mesmo sendo teórica e não parte de nenhum fato observado, forneceu muitas contribuições científicas para projetos de coordenação de políticas macroeconômicas. Esta teoria se inicia partindo de duas problemáticas: primeiro, não existe mais agregado monetário, não remunerado, indispensável para as transações, em que a oferta de moeda é controlada, ou seja, em uma economia moderna, os ativos não remunerados são poucos e não têm um papel macroeconômico importante. O nível de preço não pode ser determinado pela oferta de moeda exógena, nem a inflação pela taxa de crescimento exógena da massa monetária. A inflação depende da regra de fixação da taxa de juros pelo Banco Central.

Segundo, o governo estabelece certa política fiscal com duas finalidades: em um lado, os objetivos microeconômicos de despesas e de redistribuição; de outro lado, os objetivos macroeconômicos de regulação. Este governo tem uma restrição intertemporal que é a evolução da dívida pública. Para muitos economistas o governo deve planejar seus *superávits* primários futuros de tal forma que sua restrição orçamentária intertemporal seja respeitada, qual for à evolução da produção, do preço e da taxa de juros; ele deve aumentar o seu saldo primário se a dívida aumentar (comportamento qualificado como

ricardiano por Sargent (1982)). Para TFNP, o governo pode não se preocupar do seu equilíbrio intertemporal, e a realização do equilíbrio macroeconômico que assume que esta restrição seja verificada, este comportamento é chamado de não-ricardiano.

Assim, a TFNP aplica ao comportamento do governo a distinção aplicada por Barro (1974). Segundo o autor, as famílias são ricardianas se elas souberem incorporar nas suas antecipações o fato de que o governo deve satisfazer a sua restrição do equilíbrio intertemporal, ele deve aumentar os impostos no futuro depois de uma subida de *déficit* público e se elas não reagirem a uma alta de imposto hoje e amanhã, isso significa que a dívida pública que eles detêm não constitui uma riqueza real, pois será compensada pelo aumento de imposto futuro. Elas não são ricardianas se considerar a dívida pública como riqueza real.

A determinação do nível de preços também enfrenta duas alternativas. Na primeira, se os preços são perfeitamente flexíveis, o nível de preços pode alterar em cada período para garantir a solvência fiscal, pois, o nível de preços depende diretamente das políticas esperadas. No entanto, em uma segunda alternativa, se os preços se ajustarem lentamente, o nível de preços não dependerá diretamente das políticas esperadas, mas ele evoluirá com o ajuste econômico geral (com as taxas de juros, preços de ativos, nível de produção, etc).

No debate entre Buitier e Woodford (Buitier, 2000 e Woodford, 2001) fica caracterizado como bastante emblemático o grau de validade do TFNP. Notadamente, Buitier (2000), ao tratar da validade da TFNP, destaca uma questão intrínseca ao comportamento "não-ricardiano" do governo. Isto é, a restrição econômica imposta aos gastos governamentais não pode ser uma condição para atingir o equilíbrio. Uma restrição econômica deve ser satisfeita para todas as combinações possíveis de preços, taxas de juros e produção, enquanto que uma condição de equilíbrio se caracteriza, por definição, atender combinações de variáveis macroeconômicas em um estado de equilíbrio específico. Também, Woodford (2001) analisa esta questão, promovendo a ideia que os consumidores detêm também um comportamento não-ricardiano, e isto é uma condição necessária para garantir a TFNP, como descrito a seguir:

“The basic economic mechanism (at the heart of the FTPL) is the wealth effect of fiscal disturbances upon private expenditure. The anticipation of lower primary government surpluses makes households feel wealthier (...).

Equilibrium is restored when prices rise to the point that the real value of nominal assets (held by households) no longer exceeds the present value of expected future primary surpluses, since at this point the private and public expenditure that households can afford is exactly equal in value to what the economy can produce (WOODFORD 2001, p. 684).”

Com base nos entendimentos de Buiter (2000) e Woodford (2001), Leith e Wren-Lewis (2000), LWL, propôs um quadro macroeconômico para a TFNP. Eles examinaram as interações entre as políticas fiscais e monetárias em uma economia com preços rígidos e os consumidores não-ricardianos. Estes desvios do quadro neoclássico implicaram num conjunto mais rico de interações entre as políticas macroeconômicas que aquelas interações estabelecidas no canal clássico de receitas de senhoriagem, ou inflação surpresa no núcleo do TFNP. LWL demonstrou que dois regimes políticos estáveis poderiam ser identificados: no primeiro, a política monetária seria "ativa", no sentido definido por Leeper (1991), ou seja, reagiria com dureza aos desvios da inflação de seu valor de estado estacionário; enquanto a política fiscal seria "passiva", ou seja, reagiria com dureza aos desvios da dívida pública, de seu valor de estado estacionário. No segundo, as reações de política monetária para a inflação seriam mais fracas, considerando que o governo iria estabilizar a dívida pública, de forma muito lenta. Este caso foi, claramente, o que mais aproximou à concepção do trabalho de Woodford (2001), tratando-se da TFNP. Neste ponto, LWL também concluiu que o comportamento ricardiano dos consumidores não se caracteriza de forma contraditória com a concepção da TFNP.

Como se acaba de demonstrar, a TFNP surgiu num contexto de desaparecimento da teoria monetária de nível de preço. Considerando a instabilidade da detenção de moeda e o fato de que a política monetária não consiste a oferecer de uma quantidade predeterminada de ativo que pode ser considerado como a única forma de pagamento, a ideia onde o nível de preço e a inflação são determinados pela oferta de moeda não tem mais importância.

Embora que as duas abordagens acima relatadas falem o mesmo assunto (dominância fiscal), pode-se identificar algumas diferenças entre elas. Segundo Moreira, Souza e Almeida (2007), esta diferença fica na maneira de interpretar a restrição orçamentária intertemporal do governo. Enquanto na teoria fiscal do nível de preço esta restrição é

considerada como uma condição para definir o nível de preço de equilíbrio, na interpretação do Sargent e Wallace, ela é uma restrição garantida para todos os níveis de preço.

É possível resumir de forma a perceber que uma coordenação entre as políticas fiscal e monetária é necessária para assegurar um equilíbrio macroeconômico em fim à saúde da economia. Da mesma forma como toda teoria econômica, a teoria fiscal de nível de preço tem também o seu limite.

O resumo sobre as duas abordagens de dominância fiscal feito nas seções acima permite de entender teoricamente o objetivo do trabalho, que é analisar as interações entre a política fiscal e monetária na economia brasileira, estabelecendo as inter-relações entre variáveis fiscais e monetárias via um modelo macrodinâmico. A lembrar de que esta análise possibilitará identificar qual tipo de dominância que a economia brasileira conhece no período estudado, 1996-2014. Neste sentido, antes de esboçar matematicamente no capítulo três o modelo macrodinâmico, será feito na seção a seguir um resumo sobre a conjuntura econômica brasileira durante o período 1990-2014 para contextualizar o tema do estudo.

2.4 A CONJUNTURA ECONÔMICA DO BRASIL 1990-2014.

Nesta seção, será feito um breve resumo sobre a situação macroeconômica do Brasil de 1990 a 2014 de forma geral e para o período estudado de uma maneira particular.

2.4.1 A década de 1990.

Na história econômica do Brasil, os anos 90 foram chamados de década de reforma, pois aconteceram mudanças em vários aspectos da política econômica e administrativa do país, essas mudanças ocorreram via as aberturas comerciais, a privatização de empresas estatais, as reformas na segurança social, na administração pública e na política fiscal. Também, no início da década, um grande fluxo de capital e mudanças tecnológicas marcou o cenário internacional. Embora o ambiente macroeconômico doméstico instável impeça a economia brasileira a participar plenamente nestes novos movimentos, os formuladores da política econômica local estão cientes do sucesso das outras economias emergentes e do caminho para alcançar este sucesso.

Após mais de três décadas fechadas assistindo o Estado como principal produtor de bens e serviços e com a inflação alta no país,

Brasil tornou no final de década 90, um país muito aberto ao comércio da mercadoria e uma redução do poder do Estado na produção.

Depois de atingir um nível recorde de inflação em 1993, 2489%, a economia conheceu uma estabilização de preço durante mais de seis anos com uma taxa gradualmente decrescente chegando ao valor de um dígito em 1996, antes de atingir 5.3% em 2000, Baumann (2001).

O autor a cima citado continuou elaborando os seguintes efeitos da estabilização do preço da década de 90:

- i. A gestão de um efeito riqueza que afetou os consumidores e produtores;
- ii. A criação de um ambiente político favorável às reformas;
- iii. A inspiração de confiança dos investidores brasileiros e estrangeiros;
- iv. Eliminação dos ganhos substanciais obtidos pelo governo e pelo setor bancário da inflação.

Pelo jeito, depois 1994, parece que a economia reuniu todas as condições para conseguir uma estabilidade macroeconômica, tal não foi o caso já que os anos 90, de uma forma global, foram marcados pela baixa taxa de crescimento, pelo aumento da dívida pública e externa, aumento da taxa de desemprego, e pela crise do balanço de pagamento. Isso por causa de três fatos interdependentes:

- i. Erro de apreciação do problema que deve ser resolvido a partir de 1995;
- ii. O segundo consenso de Washington que obriga a contar na poupança externa para se desenvolver;
- iii. A ausência de consciência dos dirigentes brasileiros que, no lugar de aumentar o seu grau de autonomia via industrialização, se limitam a reproduzir o esquema de consumo dos países desenvolvidos, como nos Estados Unidos.

Embora parar a inflação seja a maior solução para conseguir a estabilidade macroeconômica e lançar o desenvolvimento, o país não conseguiu após 1994, com o ministro Cardoso, isso por causa da política de câmbio e da taxa de juros. Após a valorização de sua moeda, no segundo semestre de 1994, logo depois do Plano Real, o Brasil tem sido incapaz de corrigir esse desequilíbrio, já que, mesmo deixando o câmbio flutuar, ele manteve altas taxas de juros. Esta sobrevalorização da taxa de câmbio facilitou o consumo de bens importados, impediu a estabilização das contas externas, tornou impossível a retomada dos investimentos e a realização do equilíbrio fiscal. Para combater a inflação e, a convite do segundo consenso de Washington, o país não deixou a sua moeda ajustar conforme ao nível compatível com o seu

elevado grau de dívida externa. Pelo contrário, o Brasil manteve uma alta taxa de juros que prejudicou os investimentos internos e explodiu tanto o *déficit* orçamental como a dívida pública.

Assim, o plano real em 1994 teve dois inimigos próximos: a sobrevalorização do câmbio e a alta taxa de juros. O primeiro causou um aumento do consumo e uma diminuição da poupança interna, enfim o desequilíbrio do balanço de pagamento; enquanto o segundo afetou os investimentos e o desequilíbrio fiscal. De 1995 até final de 1998, a equipe do governo Cardoso, dirigido pelo ministro Pedro Malan, conservou o câmbio sobrevalorizado e a alta taxa de juros. E em janeiro de 1999, o presidente deixou o câmbio flutuar contrariamente a vontade política do seu ministro.

Em resumo, embora que o Plano Real conseguiu a estabilidade do preço, a sua política macroeconômica durante a boa parte dos anos 90 não foi boa, deixando um câmbio sobrevalorizado e uma taxa de juros alta. Isso fez com que o país gastasse no consumo mais do que as suas receitas e, portanto, aumentasse a sua dívida externa que já estava muito alta. A consequência foi duas crises do balanço de pagamento e uma quase estagnação da renda por habitante neste período.

2.4.2 Década de 2000.

No início dos anos 2000, especialmente em 2001, a economia brasileira conheceu um sobreaquecimento, com a depreciação do câmbio (2,80 reais/dólar) no momento da recessão nos Estados Unidos e da crise na Argentina, que obrigou o Banco Central a elevar a taxa básica de juros (SELIC) para lutar contra a inflação. Esta taxa de juros passou a ser uma das mais altas do mundo e, o Banco Central não cumpriu a regra de ouro de qualquer política monetária: trazer a taxa de juros para o nível mais baixo possível, assegurando simultaneamente o equilíbrio macroeconômico. Considerando as taxas de juros como a única arma disponível para as autoridades monetárias alcançarem os seus objetivos (controlar a inflação) há sempre "boas razões" para subilas. Às vezes, a razão é para atrair capitais de curto prazo; outras vezes é para evitar o superaquecimento da economia ou um aumento desproporcional no *déficit* em conta corrente; ou então, também é a necessidade de maior controle da inflação, embora a inflação não seja ligada a demanda.

Nesta mesma linha, Bresser-Pereira e Nakano (2002) afirmaram que o Banco Central deveria dar menos importância a flutuação temporária do câmbio para pensar em longo prazo. O objetivo de

controlar a inflação deve ser de médio e longo prazo, pois, as acelerações e desacelerações dos preços não requerem mais a mudança nas taxas básicas. Em revanche, as taxas de juros devem reagir a escassez de produção que tem um efeito inflacionário.

Em 2001, o Banco Central errou quando decidiu, para controlar a inflação, renunciar a guerra contra a taxa de câmbio sobrevalorizada e elevar os juros novamente, vendendo dólares no mercado financeiro local e trocar os títulos federais não indexados para os títulos indexados em dólares. Deste jeito, além de não manter seus compromissos com a meta de inflação, também aumentou a vulnerabilidade a uma crise no balanço de pagamentos, crise que ocorreu no ano seguinte, em 2002 (ano em que as metas de inflação não iriam ser respeitadas). Nesta intervenção do Banco Central no mercado financeiro em 2001, as autoridades monetárias conseguiram abaixar o câmbio e evitaram uma pequena e provisória alta de inflação.

Em 2002, o custo desta política foi muito alto quando o câmbio começou a subir de novo. O dólar que não deveria passar a barra de 3.50 reais, chegou a 4 reais. Duas das razões desta crise foram: primeiro, à popularidade de Lula nas pesquisas que, antes da crise ocorrer, o candidato do PT (Partido dos Trabalhadores), teve mais de 30% das intenções de votos e já parecia vencer a eleição presidencial. Óbvio que pelas vitórias dos candidatos do PT nas eleições municipais de 2000, era claro que o futuro presidente seria mais da esquerda. Segundo, mesmo antes da eclosão da crise, para aumentar suas chances, Lula tinha moderado suas propostas e eliminou os componentes radicais.

Em 2003, no primeiro ano de presidência, Lula seguiu a política de centro-esquerda do seu predecessor Fernando Henrique Cardoso, embora prometa nas campanhas, de abaixar as taxas de juros básicas (SELIC). Para justificar esta política, Lula colocou na frente, a crise de 2002, que na sua opinião foi uma crise de confiança dos mercados. Neste sentido, junto com o seu ministro de finanças, Antônio Palocci, Lula criou “*um choque de credibilidade*” seguindo a política recomendada pelo FMI (Fundo Monetário Internacional) e apoiado pelo setor financeiro. Já em maio de 2003, a confiança voltou e o risco país passava de 1446 pontos em dezembro de 2002 a 468 pontos em dezembro de 2003. O câmbio diminuiu para 2,80 reais por um dólar ainda está em um nível sobrevalorizado, no mesmo instante, a inflação parou de subir e recuou. O Banco Central considera ainda, de acordo com o FMI e o sistema financeiro, que o Brasil deve aumentar a taxa básica de juros (17% real ao ano). O Banco Central esperou que a

inflação recuasse para reduzir a taxa SELIC mantendo-a a cima de 9% real.

Esta política de compressão fiscal e das taxas de juros reais resultou em um crescimento negativo na renda per capita e em um aumento do endividamento do Estado. Em 2003, Apesar da existência de um *superávit* primário equivalente a 4,3% do PIB, o pagamento de juros sobre a dívida ascendeu a 9,5% do PIB, o que resultou em um *déficit* de até 5,2% do PIB, e, assim, uma acumulação de dívida. O governo Lula suspendeu todos os programas de investimento enquanto estava pagando juros da dívida. Em suma, o governo preservou as soluções macroeconômicas do governo Fernando Henrique Cardoso mantendo-se na vontade do segundo Consenso de Washington, a taxa de câmbio valorizada e as taxas de juros reais em um nível alto. Agora, como a taxa base tem uma influência sobre a dívida pública elevada, os juros pagos foram excessivos, neutralizando ao mesmo tempo o *superávit* primário.

Como vemos no último parágrafo, o primeiro ano do mandato do Lula foi marcado pelas políticas macroeconômicas do seu antecessor. Adicionando a esta política, o governo Lula (2003-2010) foi marcado também pela expansão das políticas sociais e pela implementação de reformas microeconômicas. Lula tem mantido a meta de inflação e o regime de câmbio flexível que mantiveram a estabilidade dos preços.

Começando sob o signo da austeridade, a política macroeconômica tornou-se mais conciliatória no segundo mandato de Lula, especialmente depois da crise global de 2008. Neste sentido, o governo adotou uma política fiscal para apoiar a atividade (sob a forma de impostos mais baixos sobre os produtos industriais), uma política monetária mais conciliatória e também ampliou as linhas de crédito oferecidas ao setor privado pelos bancos públicos.

A forte demanda dos vizinhos latino-americanos em bens manufaturados e da China em produtos primários (em 2010, a China absorveu mais de 40% de minerais e mais de 15% dos produtos alimentares exportados pelo Brasil), combinada ao aumento dos preços mundiais dos bens primários, refletiu-se em um forte aumento nas exportações brasileiras a partir de 2003 e por uma melhora significativa em termos de comércio do país. Ao mesmo tempo em que a balança comercial melhora, as altas taxas de juros resultante da meta de inflação atraíram o capital estrangeiro, o que levou a um acúmulo significativo de reservas cambiais. Desde o final de 2007, o país se tornou credor externo líquido. A crise do balanço de pagamentos recorrentes e a dívida externa fazem parte do passado.

A contribuição mais notável do governo Lula foi às reformas microeconômicas. Graças à estabilidade macroeconômica e um ambiente externo favorável, o governo parou de pensar de maneira provisória e foi capaz de concentrar-se no futuro. Esta foi, em especial, para melhorar o ambiente institucional do país para criar as condições de um crescimento sustentável.

Para melhorar o mercado de crédito e o sistema financeiro, novos instrumentos de financiamento privados foram criados ou aperfeiçoados. Por exemplo, o governo criou um dispositivo legal permitindo que os encargos mensais sobre certos tipos de créditos sejam automaticamente descontados da remuneração do devedor e transferidos para o credor. Isso reduz muito o risco de não pagamento e faz beneficiar o mutuário das taxas de juros menores.

A introdução do imposto sobre o valor adicionado reduziu as distorções dos preços relativos produzidos pelo acúmulo dos impostos passados. Além disso, a pressão fiscal sobre os bens de capital e sobre a poupança de longo prazo foi reduzida. A ideia era reduzir tanto os custos de novos investimentos como do seu financiamento e, no final, aumentar o crescimento potencial da economia.

Foram tomadas diversas medidas para reforçar a coesão social: isenções fiscais para os bens de necessidades básicas, aumentar o acesso de grupos de baixa renda ao crédito e ao sistema bancário (incluindo ao microcrédito para atividades de produção) e, finalmente, o aumento dos recursos disponíveis para as hipotecas de habitação popular.

Uma mudança importante foi feita legalmente com a criação de uma nova lei de falências. Isso tem estimulado negociação entre devedores e credores e reduz o incentivo para abusar da lei do pagamento da dívida, assim como as disposições anteriores (Lisboa, 2010).

As reformas microeconômicas são importantes para o desenvolvimento em longo prazo da economia, mas as políticas sociais eficientes podem ter um impacto imediato no bem estar. Este foi o caso do programa Bolsa Família, o programa mais popular do governo Lula. A Bolsa Família reuniu, na verdade, quatro programas de transferências condicionadas em dinheiro, três criados pelo governo anterior (Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás) e um (Cartão Alimentação) criado por Lula. Com o programa Bolsa Família, as famílias pobres recebem um subsídio mensal, tendo elas filhos ou não. As famílias pobres com filhos recebem uma bolsa maior, condicionada, entre outras, a assistência pré-natal, a vacinação e a frequência escolar das crianças.

A Bolsa Família tem-se revelado particularmente eficaz para direcionar as populações mais necessitadas (Pero, 2012).

"Pela primeira vez na história deste país", para usar a frase favorita de Lula, o coeficiente de Gini diminuiu continuamente ao longo de dez anos. A pobreza, definida por uma renda menor que dois dólares por dia, diminuiu de 21% da população em 2003 para 11% em 2009. Os aumentos do salário mínimo real, o baixo nível da inflação e o crescimento tiveram um papel importante na redução das desigualdades, mas a Bolsa-Família tem sido uma dispositiva central, enquanto representando apenas 4% dos gastos sociais e menos de 0,4% do PIB em 2011.

2.4.3 A situação econômica no primeiro mandato do governo Dilma.

De 2000 a 2011, o Brasil foi caracterizado por uma potencial restrição de crescimento: o PIB cresceu apenas 3,6% em média, diferente de outros potenciais como China (10,2%) e também a Rússia (5,3%). Este desempenho relativamente modesto se deve aos fatores estruturais típicos da América Latina: uma taxa de investimento baixa em comparação com as economias asiáticas (18% do PIB, contra 45% na China) e o crescimento volátil, o dinamismo da demanda doméstica tende a aumentar o *déficit* em conta corrente, que, em seguida, ajusta violentamente. Em suma, o Brasil está acostumado a altos e baixos. Depois de um recorde em 2010, onde a taxa de crescimento atingiu quase 8% que se assemelhava a um superaquecimento, 2011 e 2012 foram, como esperado, anos de crescimento baixo.

No entanto, apesar da tendência de queda impressionante nas taxas de juros feitas pelo Banco Central, a atividade não vai reiniciar. Entre agosto de 2011 e outubro 2012, o Banco Central do Brasil diminuiu a taxa de juros SELIC de 12% para 7,25%, um esforço notável, com um resultado decepcionante. No quarto trimestre de 2012, a taxa de crescimento anual era de 1,4% e também uma contração persistente, especialmente no investimento. A inflação, por sua vez, ultrapassou a marca de 6%. Por trás dessa falha da atividade econômica encontra-se um problema de fundo para o crescimento brasileiro. Ao longo de 2012, segundo os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o consumo das famílias manteve-se fixo, graças a redução da taxa de desemprego e do aumento contínuo dos rendimentos reais das famílias, isso apoiou a atividade econômica. Mas o investimento das empresas diminuiu e a oferta não acompanhou. Este dilema liga as vendas no varejo (que reflete o apetite dos consumidores

brasileiros) e a produção industrial (que ilustra as várias restrições sobre a oferta). O primeiro manteve-se quase fixo em 2011 e 2012, enquanto o segundo estava em declínio. Esta mudança de fase entre a oferta e a demanda é típica de situações de estagflação. Os dados do PIB para o primeiro trimestre 2013 mostram uma inversão da tendência: o consumo caiu e o investimento reiniciou. Mas, é difícil dizer se esta é uma mudança durável do regime de crescimento, cuja taxa continua a ser decepcionante.

Grande parte dos problemas do crescimento brasileiro foi atribuída à política monetária: as taxas de juros consideradas muito altas e uma insuportável apreciação da taxa de câmbio. Para estimular a atividade em 2013, ela não pôde contar com as taxas de juros. O Banco Central considera que tem feito o suficiente e a inflação ultrapassou os limites aceitáveis: sua meta foi de 4,5% com uma margem de +/- 2% e a 6,5%, ela atinge o máximo; mas no segundo trimestre de 2013 chegou a 8%. 2013 foi quarto ano seguido em que a inflação pertence acima da meta com uma média anual de 6%. Enquanto isso basta ressaltar que esta meta é alta se comparar com algumas outras economias da América do Sul (Chile e Colômbia) que adotam o sistema de meta (3% com tolerância de 1 ponto para cima e para baixo). O crédito bancário tem sido muito dinâmico desde 2009: o crescimento foi de 15-20% ao ano. Até início de 2013, a taxa ainda foi de 17%. Em estoque, o crédito foi limitado em relação ao PIB (cerca de 50%, contra 130% em China).

A oferta de crédito sempre foi o interesse dos bancos, mas, são os bancos públicos que estão na origem desse dinamismo notável. De fato, o ritmo de crescimento do crédito das entidades públicas foi mais de 50% do estoque de crédito em 2013, contra 7% para as entidades privadas (ou seja, próximo de zero em termos reais) e boa parte destes créditos das entidades públicas foi oferecida pelo BNDES (Banco Nacional do Desenvolvimento). Este papel importante do crédito público tem desvantagens se considerar a sua consequência sobre a demanda agregada e por fim sobre a inflação. Para alguns observadores, o BNDES emprestou demais para muitos grandes campeões da indústria, sem realmente desempenhar o seu papel como um substituto para as deficiências do mercado. Além disso, boa parte do balanço do BNDES é um passivo para o Estado, isso tem um impacto na dívida bruta que aumenta.

Em 2014, a economia brasileira foi caracterizada pela estagnação: o preço da economia chega ao final de 2014 acima do limite superior da meta de inflação. Apesar do fraco crescimento da economia durante este ano (menos de 1%) e de uma política do Banco Central a fazer aumentar

o SELIC de 7,25 para 11,25 eram capazes de abaixar o nível de preço na economia. Cinco fatores podem explicar a alta da inflação, neste ano são: a recuperação dos preços administrativos, a resiliência dos preços de serviços e dos alimentos, a política fiscal expansionista, a desvalorização cambial e a inércia inflacionária que impacta a inflação futura. Esta dificuldade de gestão da inflação faz com que a política monetária perca a sua credibilidade, uma vez que não tem se mostrado eficiente em uma das suas principais funções: controlar a variação do preço.

No mercado de trabalho, uma desaceleração na geração de empregos formais e uma queda na população ocupada (formal e informal), isso por causa da queda na geração de emprego no setor secundário que é de mais de 70% comparativamente ao ano anterior. No balanço de pagamentos, o país conheceu um maior *déficit* em transações correntes nos últimos dez anos com uma variação negativa de US\$ 3.3 bilhões; isso faz com que a economia se torne dependente dos capitais voláteis para cobrir este *déficit*. A deterioração no balanço comercial por causa do saldo negativo nas transações de bens, serviços e renda com o exterior faz do país um dos mais sensíveis ao novo cenário para liquidez internacional. E como resultado, os preços relativos, como o câmbio, se tornam muito voláteis.

Tanto na esfera federal como na estadual, o ano 2014 foi marcado pela falta de responsabilidade fiscal. O saldo primário do setor público consolidado chega num *déficit* histórico, isso por causa da política fiscal expansionista. As despesas primárias do governo federal ampliaram em um ritmo muito acelerado enquanto que as receitas ficaram estagnadas por causa do fraco desempenho do PIB do país. Este *déficit* permaneceu mesmo depois da validação do repasse de algumas despesas do governo federal como o pagamento da Bolsa Família e o Seguro-Desemprego que eram na responsabilidade do Tesouro Nacional para as instituições encarregadas.

Como foi anunciado na introdução, no capítulo a seguir, será esboçado matematicamente um modelo macrodinâmico a fim de descrever o comportamento da interação entre política fiscal e monetária em uma economia emergente.

3 METODOLOGIA.

O objetivo deste capítulo é elaborar um modelo macrodinâmico para estudar as relações existentes entre as variáveis fiscais e monetárias. Portanto, ele será dividido em duas seções. Na primeira seção será apresentada uma formulação matemática para chegar ao sistema dinâmico desejado. No final desta seção, o sistema dinâmico será apresentado para uma análise entre as variáveis macroeconômicas. Na segunda seção o modelo dinâmico será transformado em um modelo estocástico.

3.1 MODELO DINÂMICO PARA ANÁLISE DA COORDENAÇÃO DAS POLÍTICAS MACROECONÔMICAS DE UMA ECONOMIA EMERGENTE: UMA FORMULAÇÃO MATEMÁTICA.

Nesta seção, esboça-se um modelo macroeconômico com a finalidade de analisar o comportamento de uma economia emergente, sob o regime de metas de inflação, cuja coordenação entre as políticas econômicas atua no sentido de minimizar possíveis efeitos nocivos surgidos diante de choques de risco. Neste sentido, será desenvolvido um modelo caracterizado por um sistema de equações diferenciais ordinárias de primeira ordem, não homogêneas, com a finalidade de estudar a coordenação entre políticas fiscal e monetária, tendo como objetivos estudar as dinâmicas entre as variáveis fiscais e monetárias e, por fim, identificar sobre a dominação de qual política a economia brasileira estava no período 1996-2014.

Conforme Marques Junior (2013), a coordenação entre políticas fiscal e monetária, numa economia emergente, deve ser estabelecida com base nos seguintes fatores: (i) levantamento do efeito do risco sobre os canais de transmissão da política monetária e, (ii) utilização de uma regra de política monetária que leve em consideração o desvio da dívida pública em relação a uma meta pré-estabelecida. Em função destes elementos considera-se que economias que utilizam o regime de metas de inflação podem estar expostas a choques na taxa de câmbio, uma vez que a flexibilidade cambial é condição básica na instrumentalização de tal regime monetário. Muitos autores como Minella *et al.* (2003) ainda incluem nas suas análises a taxa de câmbio como uma variável presente na função de reação do Banco Central.

Segundo Marques Junior (2013), na estrutura a termo da taxa de juros, a taxa de rendimento sobre um título de dívida no momento t

depende da média da taxa de juros de curto prazo durante o seu prazo de duração n mais um prêmio de risco correspondente às condições do mercado de tal título. Portanto, a relação entre as taxas de juros de curto e longo prazo pode ser estabelecida da seguinte forma:

$$r_{nt} = \frac{r_t + r_{t+1}^e + r_{t+2}^e + r_{t+3}^e + \dots + r_{t+(n-1)}^e}{n} + R_{nt} \quad (3.1)$$

na qual r_{nt} é a taxa real de juros de longo prazo do vencimento do título de dívida, r_t a taxa real de juros de curto prazo e R_{nt} o prêmio de risco do mercado do referido título.

Simplificando a estrutura de prazo até o vencimento da taxa de juros sobre o título da dívida pública considerando que $r_t = r_{t+1}^e = r_{t+2}^e = \dots = r_{t+(n-1)}^e$ tem-se:

$$r(t) = r^e(t) + R(t) \quad (3.2)$$

onde r é a taxa de remuneração dos títulos do governo, r^e a expectativa da taxa real de juros de curto prazo e R o prêmio de risco.

A medida do risco de *default* (o prêmio de risco) captura as incertezas relacionadas ao comprometimento de remunerar o título público até o seu vencimento. Quanto mais longa for a maturidade de um título, maior será o seu retorno e seu risco.

Define-se a equação diferencial ordinária do risco no tempo na seguinte forma:

$$\dot{R}(t) = \sigma[r(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.3)$$

na qual $\sigma > 0$ é uma constante e \bar{i} representa a taxa de um título livre de risco. A ideia é que a diferença entre as taxas r e \bar{i} é consequência de uma compensação pelo risco exigida pelos agentes, de modo que, no longo prazo, quanto maior esta diferença, maior o risco de *default* no tempo. Portanto, subteme-se que σ capta a aversão ao risco dos agentes.

A taxa nominal de juros da economia em questão, i , é definida pela regra de Fisher, ou seja:

$$i(t) = r(t) + \pi(t) \quad (3.4)$$

onde π representa a taxa de inflação observada igual a esperada. Esta taxa nominal de juros de curto prazo i é definida pelo Banco Central, denominada de Taxa SELIC.

No debate sobre a dominância fiscal, um comportamento não-ricardiano da dívida pública pode fazer com que a autoridade monetária perca o controle sobre a inflação. Em particular, Marques Junior (2013) sugere o estabelecimento de uma meta para a relação DLSP/PIB, o que garantiria o sucesso do regime de metas de inflação, e indicaria um caminho à autoridade fiscal, no sentido de assegurar a longo prazo a solvência da dívida. No entanto, de forma diferente, considera-se no estudo formulado que simplesmente o nível da dívida já se caracteriza como um indicativo à necessidade de estabelecer ajustes fiscais, no sentido de garantir a solvência da dívida pública, portanto, não havendo a necessidade de estabelecer uma meta para a relação DLSP/PIB, a ser inclusa na função de reação do Banco Central. Assim, consideram-se os três fatores seguintes que influenciam a taxa nominal de juros intertemporal:

- i. Se a inflação (π) desvia da meta (π^e) pré-estabelecida, a autoridade monetária reage positivamente de forma a conter tal desvio;
- ii. presume-se que a taxa de juros deva reagir à dívida pública (b), quando esta evolui para níveis consideravelmente altos, a autoridade monetária reage positivamente, fixando taxas de juros mais altas, com a finalidade de manter a dívida pública sustentável; ou seja, igualar as despesas e receitas do governo atualizadas para o período presente;
- iii. com base no fato de que quanto maior for o diferencial entre as taxas de juros nominais no mercado interno i e externo \bar{i} , menor é a necessidade de a autoridade monetária recorrer a aumentos da própria taxa de juros interna. Tendo em vista que reduções da taxa de juros estrangeira, mantida constante a taxa de juros interna, estimula uma apreciação cambial, o que contribui para a estabilidade dos preços. Busca-se, portanto, captar o efeito indireto do diferencial de juros sobre a inflação, que por sua vez, é transmitido através da taxa nominal de câmbio.

Considerando os aspectos destacados nos itens acima, a dinâmica a ser adotada pelo Banco Central na fixação da taxa de juros nominal, de acordo com o modelo a ser estruturado, é caracterizada pela seguinte

diferencial, uma forma de adaptação da regra de Taylor (1993) ³ segundo Marques Junior (2013):

$$\frac{di(t)}{dt} = \beta[\pi(t) - \pi^e(t)] + \alpha b(t) + \mu[i(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.5)$$

onde $\beta > 0$, $\mu > 0$ e $\alpha > 0$ são constantes.

Seguindo-se Aso (2013) e Marques Junior (2013), a restrição intertemporal do governo, relativa à dívida pública da economia pode ser estabelecida como segue:

$$\dot{b}(t) = \theta_1 r(t)b(t) + u_3 [T(t) - G(t)] \quad (3.6)$$

na qual G representa os gastos reais do governo, T as receitas reais tributárias, $\theta_1 > 0$ é um constante e u_3 é um parâmetro de impacto controlável. Teoricamente, espera-se que u_3 apresente um sinal negativo, ou seja, um superávit primário ($T-G > 0$) reduz a dívida pública.

Considerando a equação do Fisher definida na equação (3.4), pode-se transformar a equação do estoque real da dívida pública (Eq. (3.6)) como segue:

$$\dot{b}(t) = \theta_1 i(t)b(t) + \theta_2 \pi(t)b(t) + u_3 [T(t) - G(t)] \quad (3.7)$$

onde $\theta_2 = -\theta_1$ é constante. Observa-se na Eq. (3.7) que uma elevação dos juros nominais, i , tem como consequência um efeito incremental sobre a dívida, b , assim como, sobre os *déficits* do setor público, pois $G - T > 0$.

Segundo Goldfajn e Werlang (2000) e Correa e Minella (2010), a taxa de inflação é, *a priori*, determinada por uma curva de Phillips com expectativas, acrescida do componente câmbio nominal:

$$\pi(t) = \tau[y(t) - \bar{y}(t)] + \pi^*(t) + \theta E(t) \quad (3.8)$$

onde na Eq. (3.8) y é produto, \bar{y} o produto potencial, o termo $(y - \bar{y})$ representa o hiato do produto, π^* a inflação esperada e, E o câmbio nominal, e $\tau > 0$ e $\theta > 0$ representam as relações de impactos,

³Subtende-se que as taxas i na Eq. (3.4) e (3.5) se referem às mesmas taxas de juros, ou seja, ambas tratam da taxa de juros nominal, de curto-prazo da economia.

respectivamente, entre o hiato do produto e a taxa de câmbio, com a inflação.

Pode-se estabelecer uma equação similar a Eq.(3.8) para representar a taxa de inflação esperada, π^* , definida como segue:

$$\pi^*(t) = \phi[y^e(t) - \bar{y}(t)] + k[E^e(t) - E^*(t)] \quad (3.9)$$

onde y^e é o produto esperado, E^e o câmbio nominal esperado, e E^* o câmbio nominal de equilíbrio, e $\phi > 0$ e $k > 0$ representam os impactos sobre a inflação esperada, respectivamente, do desvio do produto de equilíbrio do produto potencial e desvio da taxa de câmbio esperado com relação ao câmbio nominal de equilíbrio.

Considerando-se a hipótese das expectativas racionais dos agentes sobre o comportamento do produto, esperando-se que, na ausência de um choque exógeno, o produto observado e o câmbio esperado sejam iguais aos seus valores potenciais e de equilíbrio, respectivamente. Consequentemente, segue-se a Eq. (3.9) que $\pi^* \approx 0$, logo, a Eq. (3.8) transforma-se em:

$$\pi(t) = \tau[y(t) - \bar{y}(t)] + \theta E(t) \quad (3.10)$$

De forma simplificada, a taxa de câmbio é determinada pela paridade da taxa de juros, conforme a seguinte equação:

$$E(t) = \rho[i(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.11)$$

onde $\rho < 0$ é uma constante.

Considerando o impacto do risco país sobre a inflação conforme foi calculado por Marques Junior (2013), tem-se:

$$\frac{d\pi(t)}{dR} = \rho \quad (3.12)$$

Considerando as Eqs. (3.3) e (3.12), a equação diferencial ordinária para a inflação π pode ser escrita como segue:

$$\frac{d\pi(t)}{dt} = \rho\sigma[r(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.13)$$

Substituindo a relação de Fisher, dada pela Eq. (3.4), tem-se que a Eq. (3.13) pode ser escrita como segue:

$$\frac{d\pi(t)}{dt} = -\rho\sigma\pi(t) + \rho\sigma[i(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.14)$$

Substituindo (3.10) em (3.14) chega-se a:

$$\frac{d\pi(t)}{dt} = -\rho\sigma\tau[y(t) - \bar{y}(t)] - \rho\sigma E(t) + \rho\sigma[i(t) - \bar{i}(t)] \quad (3.14')$$

Considerando que na hipótese expectacional onde o preço internacional e o preço doméstico variam juntos na mesma proporção, o câmbio nominal (E) e o câmbio real (e) são iguais, conforme Apêndice A. A Eq. (3.14') pode ser escrita como segue:

$$\frac{d\pi(t)}{dt} = \sigma_1[y(t) - \bar{y}(t)] + \sigma_2[i(t) - \bar{i}(t)] + u_1 e(t) \quad (3.15)$$

onde $\sigma_1 = -\rho\sigma\tau$ representa a variação da inflação com relação ao hiato de produto, $\sigma_2 = \rho\sigma$ a variação da inflação com relação ao diferencial da taxa de juros nominal interna relativo à taxa de juros nominal internacional e $u_1 = -\rho\sigma\theta$ o termo de controle ou seja um parâmetro de impacto controlável. Espera-se que este termo de controle u_1 apresente um sinal negativo.

Admitindo a igualdade entre o câmbio nominal e o câmbio real conforme foi explicada na transformação da Eq. (3.14), a Eq. (3.5) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\frac{di(t)}{dt} = \mu_1[\pi(t) - \pi^e(t)] + u_2 b(t) + \mu_2 e(t) \quad (3.16)$$

onde $\mu_1 = \beta$, $u_2 = \alpha$, e $\mu_2 = \mu$ são constantes.

A Eq. (3.16) possibilitará obter a variação da taxa nominal de juros ao longo do tempo. Deve-se ainda ressaltar que na Eq. (3.16) também almeja estabelecer efeitos de controle sobre a dívida fixando metas futuras para a dívida pública, e estimando a evolução do fator de controle u_2 , e representar-se-á os custos para atingir tais metas.

Considerando-se a Eq. (3.6) escrita de forma diferente, tem-se:

$$\frac{db(t)}{dt} = \theta_1 r(t)b(t) + u_3[T(t) - G(t)] \quad (3.17)$$

Considerando-se a relação de variação da taxa de câmbio real estabelecida em Ball (1999), pode-se conjecturar que a evolução da taxa de câmbio real possa ser descrita pela seguinte equação diferencial ordinária:

$$\frac{de(t)}{dt} = \delta_1 r(t) + \delta_2 e_{t+1}(t) \quad (3.18)$$

Considerando que existe uma relação entre a taxa de câmbio observada $e(t)$ e a taxa de câmbio esperada $E[e(t)] = e_{t+1}(t)$ definida da seguinte forma $E[e(t)] = \varepsilon e(t)$ na qual $\varepsilon > 0$, logo, a Eq. (3.18) pode ser escrita da seguinte forma aplicando um termo de controle sobre próprio câmbio:

$$\frac{de(t)}{dt} = \delta_1 r(t) + u_4 e(t) \quad (3.19)$$

onde especificamente, $u_4 = \delta_2 \varepsilon$ será analisada como um fator de controle e espera-se dele um sinal positivo, $\delta_1 < 0$ é o impacto da taxa de juros real sobre a taxa de câmbio da economia.

Ainda, Ball (1999) assume uma relação em forma de equação em diferenças para o produto, considerando os conceitos da curva IS. Seguir-se-á este procedimento e assume-se a relação estrutural de Ball, contudo, transformando-a numa relação em forma de equação diferencial contínua determinística, o que não causa perda de generalidade das relações intrínsecas na equação. Portanto, tem-se:

$$\frac{dy(t)}{dt} = \omega_1 y(t) - \omega_2 r(t) - \omega_3 e(t) \quad (3.20)$$

onde y é o produto interno bruto, r a taxa real de juros, e a taxa real de câmbio e os constantes $\omega_1, \omega_2, \omega_3$ são positivos.

Generalizando os coeficientes, os quais serão calibrados posteriormente, e introduzindo um termo de controle sobre o PIB, obtém-se:

$$\frac{dy(t)}{dt} = u_5 y(t) + \gamma_1 r(t) + \gamma_2 e(t) \quad (3.21)$$

Observando a Eq. (3.21), verifica-se que γ_1 , o impacto da taxa de juros real sobre y , o qual deve ser negativo e γ_2 o impacto da taxa de câmbio real sobre y , o qual deve ser negativo. Em particular, deseja-se

estabelecer metas de taxas de crescimento para economia, cujos impactos serão caracterizados pela evolução do parâmetro de controle u_5 , a ser estimado. Espera-se que este termo de controle apresente um sinal positivo.

Considerando as Eqs. (3.15), (3.16), (3.17), (3.19) e (3.21) destacadas acima, pode-se agora estabelecer um modelo dinâmico que permite estabelecer os processos evolutivos das principais variáveis fiscais e monetárias da economia. O sistema que descreve esse modelo é caracterizado por cinco equações diferenciais ordinária, transcritas abaixo:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{dy(t)}{dt} = u_5 y(t) + \gamma_1 r(t) + \gamma_2 e(t) \\ \frac{di(t)}{dt} = \mu_1 [\pi(t) - \pi^e(t)] + u_2 b(t) + \mu_2 e(t) \\ \frac{db(t)}{dt} = \theta_1 r(t) b(t) + u_3 [T(t) - G(t)] \\ \frac{d\pi(t)}{dt} = \sigma_1 [y(t) - \bar{y}(t)] + \sigma_2 e(t) + u_1 [i(t) - \bar{i}(t)] \\ \frac{de(t)}{dt} = \delta_1 r(t) + u_4 e(t) \end{array} \right. \quad (3.22)$$

3.2 TRANSFORMAÇÃO DO MODELO DINÂMICO EM UM MODELO ESTOCÁSTICO.

O sistema acima tem algumas limitações tais como: 1) Ausência de variações dos parâmetros no tempo para adaptar o modelo com a realidade. 2) A negligência de alguns fatores, ou seja, a não modelagem de algumas dinâmicas. A fim de descrever a dinâmica estocástica da política econômica brasileira, consideram-se flutuações nos parâmetros e perturbações externas e internas isso são os choques dados nos parâmetros e nas variáveis endógenas a fim de estudar a como a economia a dificuldade da economia brasileira a absorber choques externos e internos. Neste sentido, o sistema dinâmico da Eq. (3.22) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{dy(t)}{dt} = u_5(t)y(t) + (\gamma_1 + \Delta\gamma_1)r(t) + (\gamma_2 + \Delta\gamma_2)e(t) + v_1(t) \\ \frac{di(t)}{dt} = (\mu_1 + \Delta\mu_1)[\pi(t) - \pi^e(t)] + u_2b(t) + (\mu_2 + \Delta\mu_2)e(t) + v_2(t), \\ \frac{db(t)}{dt} = (\theta_1 + \Delta\theta_1)r(t)b(t) + u_3[T(t) - G(t)] + v_3(t) \\ \frac{d\pi(t)}{dt} = (\sigma_1 + \Delta\sigma_1)[y(t) - \bar{y}(t)] + (\sigma_2 + \Delta\sigma_2)e(t) + u_1[i(t) - \bar{i}(t)] + v_4(t) \\ \frac{de(t)}{dt} = (\delta_1 + \Delta\delta_1)r(t) + u_4(t)e(t) + v_5(t) \end{array} \right. \quad (3.23)$$

onde os Δ indicam a flutuações paramétricas dos coeficientes para adaptar o modelo na mudança de situação. $v_1(t)$, $v_2(t)$, $v_3(t)$, $v_4(t)$ e $v_5(t)$ captam as perturbações externas devido ao erro de modelagem e são chamados de choques aditivos.

Supõe que as variações paramétricas podem ser divididas de duas maneiras, uma parte determinística e uma parte aleatória:

$$\Delta\gamma_1 = \omega_1n(t); \Delta\gamma_2 = \omega_2n(t); \Delta\mu_1 = \omega_3n(t); \Delta\mu_2 = \omega_4n(t);$$

$$\Delta\sigma_1 = \omega_5n(t); \Delta\sigma_2 = \omega_6n(t); \Delta\theta_1 = \omega_7n(t); \Delta\delta_1 = \omega_8n(t)$$

onde ω_i representa o desvio padrão da flutuação paramétrica estocástica, $n(t)$ um ruído branco padrão com variância unitária, ou seja, $var(\Delta\gamma_1) = \omega_1^2$, $var(\Delta\gamma_2) = \omega_2^2$ e assim por diante.

O modelo estocástico para o dinâmico da política econômica pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \frac{dy(t)}{dt} \\ \frac{di(t)}{dt} \\ \frac{db(t)}{dt} \\ \frac{d\pi(t)}{dt} \\ \frac{de(t)}{dt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_5(t)y(t) + \gamma_1r(t) + \gamma_2e(t) \\ \mu_1[\pi(t) - \pi^e(t)] + u_2b(t) + \mu_2e(t) \\ \theta_1r(t)b(t) + u_3(t)[T(t) - G(t)] \\ \sigma_1[y(t) - \bar{y}(t)] + \sigma_2e(t) + u_1[i(t) - \bar{i}(t)] \\ \delta_1r(t) + u_4e(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_1r(t) + \omega_2e(t) \\ \omega_2[\pi(t) - \pi^e(t)] + \omega_4e(t) \\ \omega_5r(t)b(t) \\ \omega_6[y(t) - \bar{y}(t)] + \omega_7e(t) \\ \omega_8r(t) \end{bmatrix} n(t) + \begin{bmatrix} v_1(t) \\ v_2(t) \\ v_3(t) \\ v_4(t) \\ v_5(t) \end{bmatrix}$$

Para facilitar a análise, escreve-se o sistema estocástico acima da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} dy(t) \\ di(t) \\ db(t) \\ d\pi(t) \\ de(t) \end{bmatrix} = \\
 & \begin{bmatrix} \gamma_1 r(t) + \gamma_2 e(t) \\ \mu_1 [\pi(t) - \pi^e(t)] + \mu_2 e(t) \\ \theta_1 r(t) b(t) \\ \sigma_1 [y(t) - \bar{y}(t)] + \sigma_2 e(t) \\ \delta_1 r(t) \end{bmatrix} dt + \\
 & \begin{bmatrix} y(t) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b(t) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & T(t) - G(t) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & i(t) - \bar{i}(t) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & e(t) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_5(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \\ u_1(t) \\ u_4(t) \end{bmatrix} dt + \\
 & \begin{bmatrix} v_1(t) \\ v_2(t) \\ v_3(t) \\ v_4(t) \\ v_5(t) \end{bmatrix} dt + \begin{bmatrix} \omega_1 r(t) + \omega_2 e(t) \\ \omega_2 [\pi(t) - \pi^e(t)] + \omega_4 e(t) \\ \omega_5 r(t) b(t) \\ \omega_6 [y(t) - \bar{y}(t)] + \omega_7 e(t) \\ \omega_8 r(t) \end{bmatrix} dp(t) \quad (3.24)
 \end{aligned}$$

onde $p(t)$ com $dp(t) = n(t)dt$ é um processo Wiener padrão ou movimento browniano. O sistema estocástico da Eq. (3.24) pode ser transformado para um sistema estocástico geral como segue:

$$dx(t) = \{f[x(t)] + g[x(t)]u(t) + v(t)\}dt + h[x(t)]dp(t),$$

com

$$x(0) = x_0$$

onde $x(t) = [x_1(t) \dots x_n(t)]^T$, $u(t) = [u_1(t) \dots u_m(t)]^T$, $v(t) = [v_1(t) \dots v_n(t)]^T$ representam, respectivamente, vetor estado, vetor de impacto e vetor de distúrbios externos. $f[x(t)] \in R^{n \times 1}$ denota o vetor de interação não-linear entre as variáveis da política fiscal e monetária, $g[x(t)] \in R^{n \times 1}$ denota a matriz insumo de controle, e $h[x(t)] \in R^{n \times 1}$

representa o vetor de flutuação paramétrico do ruído dependente. De uma forma geral, a equação acima demonstra que $x_1(t) = y(t)$, $x_2(t) = i(t)$, $x_3(t) = b(t)$, $x_4(t) = \pi(t)$ e assim por diante.

A seguir, no próximo capítulo, será detalhado o processo de calibração do sistema de Eq. (3.22) e será feita uma análise sobre os resultados desta calibração afim de responder as perguntas feitas no capítulo 1.

4 SIMULAÇÃO COMPUTACIONAL.

Este capítulo tem como finalidades: (i) descrever as características e preparações da base de dados a ser utilizada no estudo; (ii) descrever o procedimento e desenvolvimento do programa computacional utilizado no estudo; (iii) descrever o procedimento de calibração dos parâmetros de impactos estabelecidos no modelo macrodinâmico (3.22); (iv) estabelecer as interpretações dos parâmetros calibrados, analisando as inter-relações estabelecidas por estes parâmetros, diante da estrutura macroeconômica e monetária da economia brasileira; (v) responder as três perguntas feitas na introdução. (vi) comentar a economia descrita por Zoli (2005), e por último; (vii) estabelecer as previsões determinísticas do comportamento dinâmico da economia brasileira e analisar o comportamento desta economia.

4.1 BASES DE DADOS PARA CALIBRAÇÃO DO MODELO.

Tendo em vista a necessidade de identificar os parâmetros de impactos no modelo dinâmico formulado, conforme a Eq. (3.22), por meio de um processo de calibração para o sistema, a fim de obter os níveis dos parâmetros característicos da economia brasileira, deve-se utilizar bases de dados, tais como: Taxa nominal de juros (taxa SELIC), $i(t)$, Dívida Líquida real do Setor Público, $b(t)$, Receitas Tributárias reais, $R(t)$, Despesas Financeiras reais do Governo, $G(t)$, o Câmbio real, $e(t)$, o índice de Inflação (IPCA), $\pi(t)$, Produto Interno Bruto real (PIB), $Y(t)$, e Taxa Nominal de Juros Externa, $\bar{i}(t)$, (será considerado a taxa de juros americana como *proxy*).

Na análise empírica utilizaram-se dados anuais, para o período de 1996-2014, pois antes deste período os dados apresentaram várias mudanças devido a perturbações internas e externas na economia brasileira que dificultaram a calibração do modelo. Estes dados foram extraídos das seguintes fontes: Secretaria Tesouro Nacional (STN), Banco Central do Brasil (BACEN), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e Fundo Monetário Internacional (FMI). A descrição completa desses dados, com as devidas fontes e detalhes sobre transformações efetuadas encontram-se na Tabela 1, abaixo.

Os dados reais utilizados para as variáveis como PIB, dívida líquida do setor público, receitas tributárias, gastos governamentais e o câmbio representam uma transformação dos dados nominais destas

respectivas variáveis à base de 2005. Estes dados, exceto o câmbio, foram também normalizados dividindo-os pelos seus respectivos valores iniciais da amostra, a fim de facilitar a convergência do procedimento de calibração. As taxas de juros SELIC, de juros internacionais e a inflação foram utilizadas em forma de número de índice nominal, dividindo-os por cem e adicionando-se um, isso também para facilitar a convergência do procedimento de calibração.

O câmbio nominal foi transformado em câmbio real multiplicando o câmbio nominal pelo índice de inflação dos Estados Unidos, com base em 2005, e dividindo o resultado pelo índice de inflação do Brasil, também transformado a base de 2005.

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no modelo dinâmico.

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
PIB_t	Produto Interno Bruto nominal, obtido em www.ibge.gov.br , transformado para valores reais, a preço 2005 e normalizado com relação ao valor inicial da amostra.
$i(t), \pi(t)$	Respectivamente a taxa de juros nominal (SELIC) e a inflação (IPCA) são obtidas em www.bcb.gov.br foram transformadas em forma de índice nominal.
R_t, D_t, b_t	Respectivamente Receitas Tributárias, Gastos do Governo e Dívida Líquida do Setor Público são obtidos em www.tesouro.fazenda.gov.br , transformados para valores reais a preço de 2005 e normalizados com relação ao seu respectivo valor inicial da amostra.
$e(t), \bar{i}(t)$	Respectivamente o câmbio real e Taxa de Juros norte americano são obtidos em www.imf.org . A primeira variável é uma transformação do câmbio nominal, com base em 2005, e a segunda foi transformada de taxa para índice.

Fonte: Elaboração própria.

4.2 IDENTIFICAÇÃO DOS PARÂMETROS DO MODELO DETERMINÍSTICO

Após a coleta dos dados, foi implementado um programa na plataforma MATLAB para simular o modelo. O processo de calibração das variáveis exógenas e o Sistema dinâmico da Eq. (3.22) foi realizado utilizando a função *fminsearch*. Com a finalidade de adequar as ordens

de grandezas de variações das variáveis utilizadas no modelo, estas foram normalizadas, dividindo-as pelos seus respectivos valores iniciais. Este procedimento foi necessário para facilitar o processo de convergência de calibração dos parâmetros no sistema de equações dinâmica (3.22).

4.2.1 Ajuste das variáveis exógenas do modelo determinístico da equação (3.22).

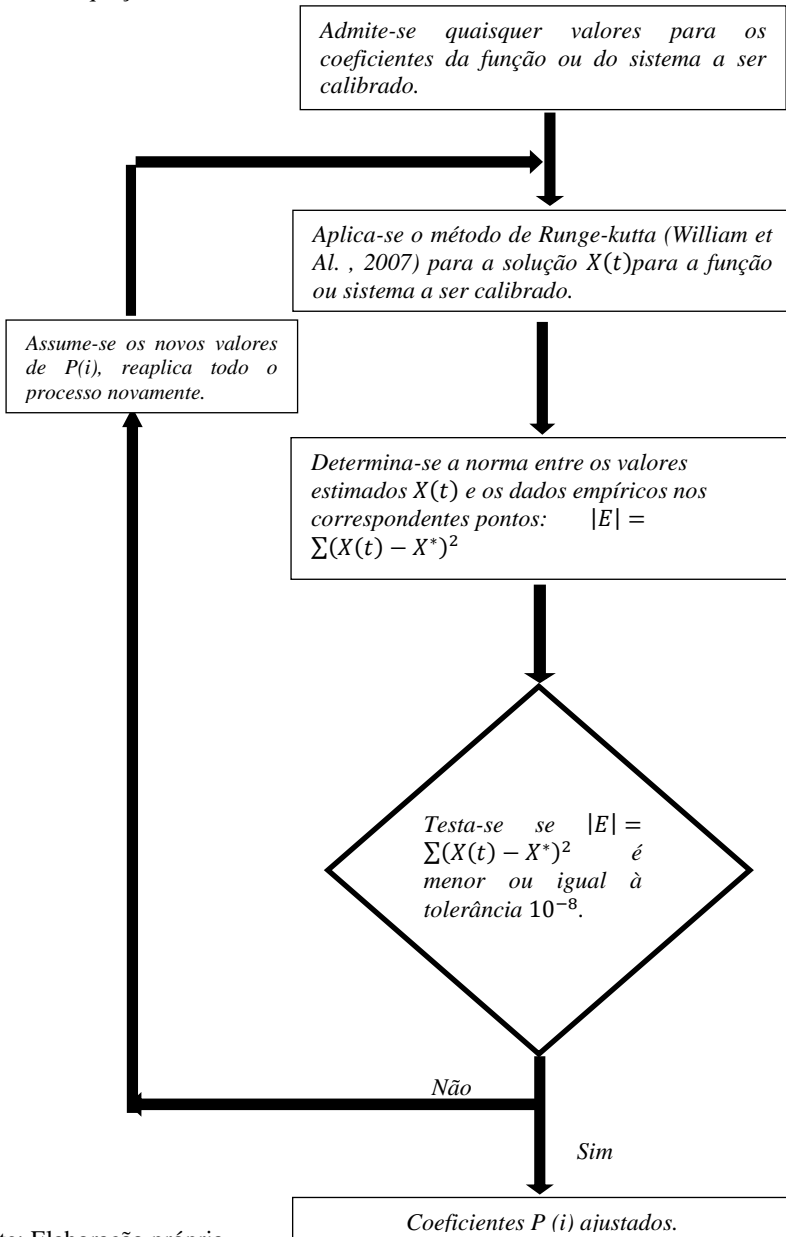
No modelo do sistema dinâmico dado pela Eq. (3.22) foram utilizadas as variáveis exógenas: receitas totais do governo (T), despesas totais do governo (D), o hiato de produto ($Y - \bar{y}$), a meta de inflação (π^e) e a taxa de juros norte americana (\bar{i}). Portanto, descreveremos nesta subseção os procedimentos de calibração destas variáveis, com consequente obtenção das funções das mesmas evoluindo ao longo do tempo.

No processo de calibração dos dados das variáveis exógenas receitas tributárias, gastos do Governo e taxa de juros norte americano, utilizou-se a subrotina *fminsearch*⁴ desenvolvida na plataforma Matlab. Esta subrotina permite encontrar o mínimo de uma função escalar de várias variáveis (ou de um sistema dinâmico), a partir de uma estimativa inicial. Ela permite também identificar coeficientes para funções ou sistemas dinâmicos não lineares sem restrições.

Particularmente, nesse estudo detalharemos o procedimento por meio de um diagrama explicativo, conforme Figura (1), abaixo.

⁴ *Fminsearch* utiliza o método de pesquisa SIMPLEX de Jeffrey L. C. et Al (1998). Este é um método de pesquisa direta que não usa gradientes numéricos ou analíticos. Mais detalhes sobre este método serão dados nos parágrafos a seguir.

Figura 1- Desenho esquemático do procedimento de calibração de funções e sistema de equações diferenciais ordinárias.



Fonte: Elaboração própria.

Conforme se destaca na Figura (1), no primeiro passo do diagrama deve-se especificar arbitrariamente valores para os coeficientes da função ou do sistema dinâmico a ser calibrado. Em seguida, no segundo passo, propõe-se uma equação diferencial ordinária dinâmica no tempo para representar os dados empíricos utilizados no processo de calibração (no caso específico de um conjunto de dados de variáveis empíricas propõe-se um sistema dinâmico de equações diferenciais ordinárias) e, em seguida, obtém-se a solução da equação diferencial (ou do sistema de equações diferenciais), por um processo de integração no tempo, utilizando o método de Runge-Kutta de quarta ordem (cuja descrição detalhada encontra-se no Apêndice B), conforme a equação demonstrada abaixo:

$$y(x_{n+1}) = y(x_n + h) = y(x_n) + hy'(x_n) + \frac{h^2}{2!}y''(x_n) + \frac{h^3}{3!}y'''(x_n) + \frac{h^4}{4!}y^{(4)}(x_n) + \frac{h^5}{5!}y^{(5)}(c) \quad (4.1)$$

Este procedimento de quarta ordem consiste em encontrar constantes apropriados de tal forma que:

$$y_{n+1} = y_n + ak_1 + bk_2 + ck_3 + dk_4 \quad (4.2)$$

Considerando-se que:

$$y(x_{n+1}) = y_n + h\varphi(x_n, y_n, h)$$

onde

$$\begin{aligned} k_1 &= hf(x_n, y_n), \\ k_2 &= hf(x_n + \alpha_1 h, y_n + \beta_1 k_1), \\ k_3 &= hf(x_n + \alpha_2 h, y_n + \beta_2 k_1 + \beta_3 k_2), \\ k_4 &= hf(x_n + \alpha_3 h, y_n + \beta_4 k_1 + \beta_5 k_2 + \beta_6 k_3), \end{aligned}$$

tal que esse procedimento coincide com o polinômio de Taylor de grau quatro (veja Apêndice B para mais detalhes).

No terceiro passo, utiliza-se a norma acumulada, como medida de distância entre os pontos estimados $X(t)$ e os pontos empíricos (X^*) que servem de base para a calibração, cujos parâmetros devem ser identificados, via a seguinte fórmula conceitual de norma: $|E| = \sum(X(t) - X^*)^2$, e aplicando o método SIMPLEX DOWN HILL de Nelder-Mead (Jeffrey *et al.*, 1998), para a minimização do erro $|E|$, cujo

procedimento é caracterizado, em detalhes, no Apêndice C. O algoritmo simplex de Nelder-Mead tornou-se um dos métodos mais utilizados para otimização irrestrita não-linear. Bastante popular, especialmente nas áreas de química, engenharia química e medicina, o método de Nelder-Mead tenta minimizar uma função não linear com valor escalar de n variáveis reais, utilizando apenas os valores da função, sem qualquer informação derivada (explícita ou implícita).

O procedimento de identificação dos coeficientes, de uma equação diferencial ordinária em calibração ou de um sistema de equações diferenciais ordinárias, é finalizado, utilizando-se uma tolerância no processo de busca pela norma do erro mínima que, no caso deste estudo, foi de 10^{-8} . Portanto, ao atingir o nível de erro estabelecido por essa tolerância, concluímos (conforme último passo do diagrama da Figura (1)) que os coeficientes do sistema dinâmico são identificados. Se não, voltamos a reaplicar o procedimento utilizando os novos valores dos coeficientes $P(i)$, conforme se observa na Figura (1).

4.2.2 Equação para estimativas contínuas no tempo para as variáveis exógenas.

Nesta subseção será apresentado o procedimento de calibração para as variáveis exógenas introduzidas no sistema macrodinâmico (3.22), como os gastos do governo (G), as receitas tributárias (T) e os juros norte americano (\bar{i}). Para tanto, foi utilizada a base de dados para estas variáveis de 1996-2014, e estabelecidas equações diferenciais ordinárias capazes de descrever o comportamento da base de dados, e conseqüentemente, possibilitando determinar as evoluções destas variáveis em qualquer momento do tempo.

Observando-se os comportamentos das evoluções dos dados empíricos anuais de 1996-2014, representativos das variáveis G , T e \bar{i} , constata-se que estas apresentam características de crescimento exponencial (G e T) ou decrescimento exponencial \bar{i} . Sobreposto a estes crescimentos exponenciais, verifica-se presença das flutuações cíclicas. Com nestas observações, elaboram-se as seguintes equações diferenciais que possibilitaram captar estes efeitos:

$$\frac{dG(t)}{dt} = a_0 + a_1 \times \text{sen} \left(\frac{\pi t}{3.5} \right) + a_2 \times \text{sen} \left(\frac{\pi t}{4.8} \right) + a_3 \times \text{cos} \left(\frac{\pi t}{6.2} \right) \quad (4.3)$$

$$\frac{dT(t)}{dt} = c_0 + c_1 \times \text{sen} \left(\frac{\pi t}{3.5} \right) + c_2 \times \text{sen} \left(\frac{\pi t}{4.8} \right) + c_3 \times \text{cos} \left(\frac{\pi t}{6.2} \right) \quad (4.4)$$

$$\begin{aligned} \frac{d\tilde{i}(t)}{dt} = & z_0 \times \text{sen} \left(\frac{\pi t}{4} \right) + z_1 \times \left[\cos \left(\pi \times \frac{t}{4} \right) \right]^2 + z_2 \times \\ & \left[\text{sen} \left(\frac{\pi t}{4} \right) \right]^3 + z_3 \times \left[\text{sen} \left(\frac{\pi t}{4} \right) \right]^4 + z_4 \times \left[\text{sen} \left(\frac{\pi t}{4} \right) \right]^5 + z_5 \times \\ & \left[\cos \left(\pi \times \frac{t}{4} \right) \right]^6 + z_6 \times \left[\cos \left(\pi \times \frac{t}{4} \right) \right]^7 \end{aligned} \quad (4.5)$$

onde $\pi = 3.1416 \dots$ e os coeficientes a_i , c_i e z_j , com $i = 0, \dots, 3$ e $j = 0, \dots, 6$, foram calibrados pela sub-rotina *fminsearch*, conforme descrito na subseção 4.2.1.

Tomando os valores iniciais destacados na Tabela (2) foram obtidos no processo de calibração, com um erro de tolerância de 10^{-8} , os valores finais para os referidos coeficientes, conforme indicados na Tabela (2).

Tabela 2 - Valores estimados no processo de calibração para os coeficientes das Eqs. (4.3) a (4.5):

Subíndices i dos coeficientes	a_i		c_i		z_i	
	Valor Inicial	Valor Identificado (tolerância de 10^{-8})	Valor Inicial	Valor Identificado (tolerância de 10^{-8})	Valor Inicial	Valor Identificado (tolerância de 10^{-8})
0	1,672	0,0300	1,672	0,0330	-0,20	0,0544
1	0,300	0,1811	0,300	0,1662	0,20	0,0018
2	0,300	0,1195	0,300	0,1218	0,20	-0,2809
3	0,300	-0,0915	0,300	-0,0790	0,20	-0,0022
4					0,20	0,2586
5					0,20	-0,0112
6					0,20	0,0187

Fonte: elaboração própria

Considerando que o sistema dinâmico descrito pela Eq. (3.22) que caracteriza o comportamento do sistema econômico em análise é contínuo no tempo, então, para a análise desse sistema, em um processo de calibração dos seus coeficientes ou de sua integração para previsões futuras do comportamento macroeconômico da economia, os valores das variáveis exógenas calibradas devem estar disponíveis em qualquer momento do tempo. Para tanto, deve-se obter uma função para elas que possibilite representá-las também de forma contínua no tempo. Isso foi possível integrando as equações diferenciais ordinárias calibradas em (4.3), (4.4) e (4.5), obtendo-se assim, as suas soluções de forma

analítica, utilizando o software Maple 18. Os resultados encontrados, representando os comportamentos das variáveis $G(t)$, $T(t)$ e $\bar{i}(t)$ foram, respectivamente os seguintes:

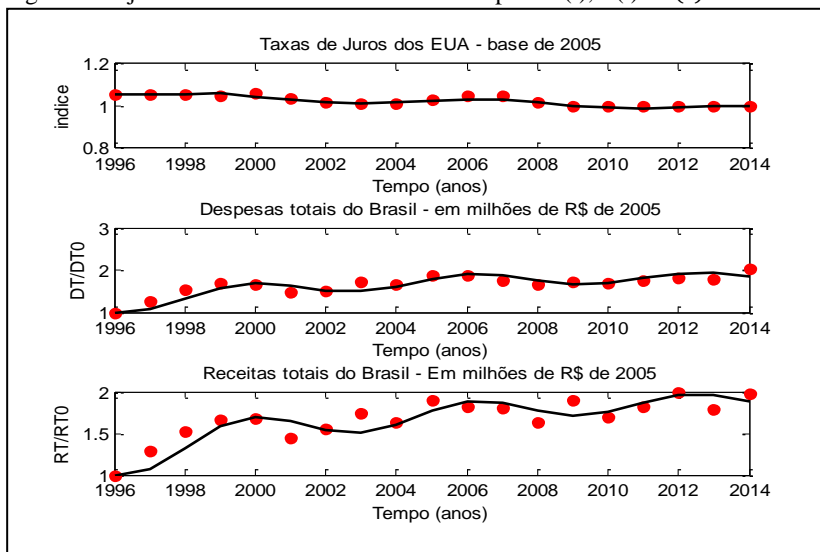
$$G(t) = G_{1996} + \left(\frac{a_1}{3.5} + \frac{a_2}{4.8} \right) + a_0 \times tG_i - \frac{a_1}{3.5} \times \cos\left(\frac{\pi}{3.5} \times tG_i\right) - \frac{a_2}{4.8} \times \cos\left(\frac{\pi}{4.8} \times tG_i\right) + \frac{a_3}{6.2} \times \text{sen}\left(\frac{\pi}{6.2} \times tG_i\right) \quad (4.6)$$

$$T(t) = T_{1996} + \left(\frac{c_1}{3.5} + \frac{c_2}{4.8} \right) + c_0 \times tT_i - \frac{c_1}{3.5} \times \cos\left(\frac{\pi}{3.5} \times tT_i\right) - \frac{c_2}{4.8} \times \cos\left(\frac{\pi}{4.8} \times tT_i\right) + \frac{c_3}{6.2} \times \text{sen}\left(\frac{\pi}{6.2} \times tT_i\right) \quad (4.7)$$

$$\begin{aligned} \bar{i}(t) = & \frac{4z_6}{\pi} \times \left[\left(\frac{1}{7} \right) \times \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^6 + \frac{6}{35} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \right. \\ & \left. \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^4 + \frac{8}{35} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^2 + \frac{16}{35} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \right] + \frac{4z_5}{\pi} \times \\ & \left[\frac{1}{6} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^5 + \frac{5}{24} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^3 + \right. \\ & \left. \frac{5}{16} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) + \frac{5}{64} \pi t \right] - \frac{4z_4}{5\pi} \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^5 + \\ & \frac{4z_3}{\pi} \left[\frac{1}{4} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^3 \times \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) + \frac{3}{8} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\frac{\pi t}{4} + \frac{3}{8} \pi t \right] + \\ & \frac{4z_2}{3\pi} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^3 + \frac{8z_4}{3\pi} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right)^3 + \frac{4z_1}{\pi} \left[\frac{1}{2} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) + \right. \\ & \left. \frac{1}{8} \pi t \right] - \frac{8z_3}{\pi} \left[\frac{1}{2} \text{sen}\left(\frac{\pi t}{4}\right) \times \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) + \frac{1}{8} \pi t \right] - \frac{4z_0}{\pi} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) - \\ & \frac{4z_2}{\pi} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) - \frac{4z_4}{\pi} \cos\left(\frac{\pi t}{4}\right) + z_3 t + \bar{i}_{1996} \end{aligned} \quad (4.8)$$

A Figura (2) ilustra a precisão do processo de calibração das variáveis: juros norte americano, despesas do governo, receitas tributárias cujo grau de ajuste, ou seja, os coeficientes de determinação são respectivamente 87,05, 93,01%, 91,65%.

Figura 2 - Ajuste do modelo com os dados reais para $G(t)$, $T(t)$ e $\bar{i}(t)$.



Fonte: Elaboração própria

4.2.3 Obtenção do hiato do produto e da meta de inflação.

Para calcular a *hiato de produto* e a *meta de inflação*, foi usado o filtro Hodrick-Prescott (HP), para o qual foi testado a desempenho da estimativa, utilizando diferentes valores de λ tal como: $\lambda = 400$, $\lambda = 600$ e $\lambda = 1000$, o que será explicado posteriormente e com mais detalhes no Apêndice D.

Considerando que a solução do sistema dinâmico em análise (Eq. (3.22)) exige que as variáveis exógenas introduzidas no sistema sejam representadas por funções contínuas no tempo, então, devido às dificuldades (função com grandes oscilações) de obter um ajuste por meio de uma função contínua no tempo para representar o comportamento do hiato de produto, optou-se por estimar o produto potencial discreto usando o filtro Hodrick-Prescott e, seguida, ajustando-o por uma função linear contínua. E depois foi feita a diferença entre o produto efetivo contínuo no tempo (y_t) e o produto potencial, também contínuo no tempo (\bar{y}), para achar o hiato do produto. Esse mesmo procedimento foi aplicado para obtenção da função contínua no tempo

para a meta de inflação⁵. Assim, as equações lineares representativas do produto potencial e da meta de inflação foram estimadas, respectivamente, conforme as equações diferenciais ordinárias a seguir, ajustadas utilizando-se a função *fminsearch*, por meio da seguinte equação diferencial ordinária:

$$\frac{d\bar{y}(t)}{dt} = \alpha\bar{y}(t) \quad (4.9)$$

e

$$\frac{d\pi^e(t)}{dt} = \beta_1 \times \pi^e(t) + \beta_2 \times [\pi^e(t)]^2 \quad (4.10)$$

onde α representa a taxa de crescimento instantânea média do Produto potencial, $\bar{y}(t)$ (o valor encontrado para α foi de 0,0366), β_1 representa a taxa de crescimento da meta de inflação, $\pi^e(t)$, sobre a própria inflação e β_2 a taxa de impacto da meta de inflação ao quadrado sobre a meta de inflação.

A integração da Eq. (4.9) permite obter uma função contínua no tempo para $\bar{y}(t)$, a qual é a seguinte:

$$\bar{y}(t) = \bar{y}(0)e^{\alpha t} \quad (4.11)$$

onde $\bar{y}(0)$ é denominado de valor inicial do Produto Nacional Bruto (PNB) potencial, tomado como sendo o PNB referente ao primeiro ano da base de dados, sendo igual a um, pois os dados foram normalizados pelo valor inicial.

A integração da Eq. (4.10) permite obter uma função contínua no tempo para $\pi^e(t)$, a qual é a seguinte:

$$\pi^e(t) = \frac{1}{\frac{-\beta_2}{\beta_1} + \left[\frac{\beta_2}{\beta_1} [\pi^e(0)]^{-1} + \frac{\beta_2}{\beta_1} \right] \times e^{-\beta_1 \times t}} \quad (4.12)$$

4.2.3.1 Hiato de produto.

Segundo Ricardo e Felipe (2012), o hiato de produto (y_t^*), tendência de curto prazo do produto, é a diferença entre o logaritmo

⁵ Considerou-se neste estudo que a componente permanente de longo prazo (inflação menos as flutuações estimadas pelo filtro Hodrick-Prescott) como uma *proxy* para a meta de inflação.

natural do produto efetivo (y_t) e do produto potencial (\bar{y}_t), tendência de longo prazo do produto.

$$(y_t^*) = (y_t) - (\bar{y}_t) \quad (4.13)$$

Os autores apresentaram várias metodologias de cálculo do produto potencial e, como consequência, do hiato do produto. Dentro destes métodos, foi apresentado o filtro Hodrich-Prescott⁶ como uma maneira de suavizar a tendência do produto potencial em relação ao produto efetivo, minimizando a variância do último em relação ao primeiro.

Já Cusinato *et al.* (2010) decompõe o produto em uma componente tendencial (PIB potencial) e em um ciclo (que eles chamam do hiato de produto). Este hiato de produto é usualmente obtido por meio de métodos de extração de tendência e é calculado como o desvio entre o produto e sua tendência. Dentro destes métodos, os autores destacaram o filtro Hodrich-Prescott. Eles acham que talvez este filtro seja o método mais popular para calcular o hiato. A parte tendencial do PIB é obtida minimizando a seguinte função de perda:

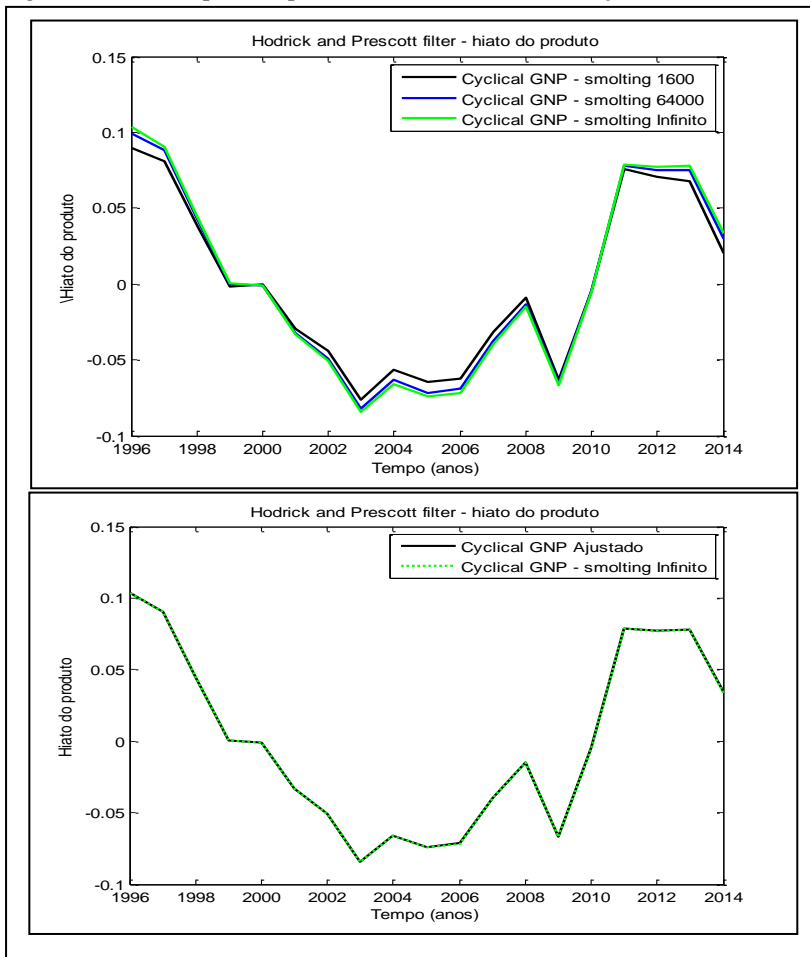
$$L = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta \bar{y}_{t+1} - \Delta \bar{y}_t)^2 \quad (4.14)$$

onde λ e T são, respectivamente, o parâmetro de suavização (escala de filtragem) e tamanho da amostra. Uma vez que o PIB potencial seja calculado pelo filtro Hodrich-Prescott, torna-se fácil de calcular o hiato de produto via Eq. (4.13).

Os gráficos superiores na Figura (3), abaixo, evidenciam as evoluções do hiato do produto utilizando vários parâmetros de suavização. Observa-se nessa figura que para parâmetros de suavização, a partir de 1600 ($\lambda \geq 1600$), obtém-se a convergência do hiato do produto. Os gráficos inferiores da Figura (3) representam o hiato do produto obtido de forma discreta, aplicando o filtro Hodrich-Prescott. Observa-se nessa figura que as duas curvas obtidas estão praticamente sobrepostas, o que induz que a função contínua no tempo representa de forma satisfatória o comportamento do hiato do produto efetivo.

⁶ Ver detalhes no Apêndice D.

Figura 3 - Hiato de produto para diferentes valores de filtrações.



Fonte: Elaboração própria.

4.2.3.2 Meta de inflação.

Deve-se observar que a dinâmica da taxa de juros, dado pela segunda equação do Sistema dinâmico (3.22), envolve a diferença entre a inflação efetiva e a meta de inflação estabelecida para o período t . Conseqüentemente, a meta de inflação constitui uma variável exógena que deve ser estabelecida para cada momento de tempo.

O referencial teórico do regime de metas de inflação é baseado sobre um pré-requisito básico que é a obtenção e prevenção da estabilidade de preços como objetivo final da política monetária. Esta visão pode ser explicada por cinco princípios segundo a teoria econômica:

- i. Pressupõe-se a neutralidade da moeda a médio e longo prazo. Em outras palavras, o aumento da oferta de moeda na economia gera imediatamente um aumento idêntico do nível de preço. Em longo prazo, a inflação é a única variável macroeconômica que a política monetária pode afetar;
- ii. Mesmo em nível moderado, a inflação pode ser prejudicial para a eficiência econômica e crescimento, já que ela gera uma distribuição não ótima dos recursos. A manutenção de uma inflação estável e moderada permite que outros objetivos macroeconômicos sejam alcançados. Assim, a estabilidade de preços deve ser aceita como um objetivo final da política monetária;
- iii. O dinheiro não é neutro em curto prazo e afeta variáveis econômicas, como o desemprego e o produto. No entanto, o conhecimento do mecanismo de transmissão que transfere uma mudança na oferta de moeda para a economia real e o horizonte do tempo de ajuste são normalmente muito limitados;
- iv. Os prazos para a transmissão da política monetária sobre variáveis macroeconômicas são longos e com isso, a eficácia da política monetária depende das condições macroeconômicas reais;
- v. A falta de uma política discricionária e a ausência de um compromisso credível das autoridades monetárias, com relação ao objetivo de estabilidade de preços, gera viés inflacionário.

A partir dos anos 90, a condução da política monetária sofreu grandes mudanças, passando de um sistema de controle direto das taxas de juro e dos agregados monetários para um sistema de controle de moeda por meio de taxas de juros. Este procedimento é parte do objetivo de estabilidade de preços, atribuído à política monetária a ser conduzida pelos bancos centrais, e sendo um dos principais elementos da luta contra a inflação. Os argumentos intrínsecos a este procedimento seguem uma política baseada em regras de conduta, considerada como sendo mais confiável do que uma política discricionária. Neste contexto, o conceito de regra de política monetária pode ser definido como um processo sistemático de tomada de decisões com base nas informações

econômicas e financeiras confiáveis e previsíveis (Poole, 1999). Svensson (1997) classifica as regras de política monetária em dois grupos: as regras de instrumento e as regras de objetivo.

As regras de instrumento podem ser implícitas ou explícitas, tal como definido com ou sem variáveis antecipadas, e referem-se ao reconhecimento de uma forma funcional para determinar o nível dos instrumentos em determinado momento. As principais regras de instrumentos são:

- i. A regra de McCallum (1984), que considerou como instrumento fundamental, o agregado monetário, e como meta, o PIB nominal;
- ii. A regra de Taylor (Taylor, 1993) e a regra de Henderson e McKibbin (1993), caracterizadas pelo fato de que o instrumento seja a taxa de juros a curto prazo, e a meta seja a taxa de inflação. Entre todas as regras de instrumento de política monetária, a regra de Taylor é a mais utilizada. O principal objetivo da regra de Taylor é definir um curso de ação que descreve o comportamento das autoridades monetárias.

Segundo a regra de Taylor, a taxa de juros de curto prazo i_t é definida pelo Banco Central (no caso de *Federal Reserve Bank*), como sendo uma função linear da taxa de inflação corrente π_t (de quatro últimos trimestres), do hiato do produto, diferença entre PIB real y_t e PIB potencial \bar{y}_t ou seja:

$$i_t = r^* + \pi_t + \beta_\pi(\pi_t - \pi^e) + \beta_y(y_t - \bar{y}_t) \quad (4.15)$$

onde π^e é a meta de inflação, r^* é a taxa de juros real de equilíbrio, taxa estável que regulariza a política monetária (ou seja, taxa pela qual a política monetária seria nem muito restritiva, nem muito expansionista), $\beta_\pi > 0$ e $\beta_y > 0$ representam coeficientes de impactos.

De acordo com a regra de Taylor, a taxa de juro reage não ao nível do produto real, mas ao seu desvio do produto potencial, ou seja, ao nível do hiato do produto. Implicitamente, a taxa de juros se caracteriza como uma resposta anticíclica aos choques de demanda e não uma resposta aos choques de oferta sobre o PIB potencial que não afetariam o hiato do produto.

Explicitamente, a regra de Taylor consiste em verificar se a evolução das taxas de juros de curto prazo pode ser ligada às variáveis econômicas fundamentais; e, em particular, à meta de inflação, que é escolhida pelo Banco Central. A meta de inflação caracteriza a

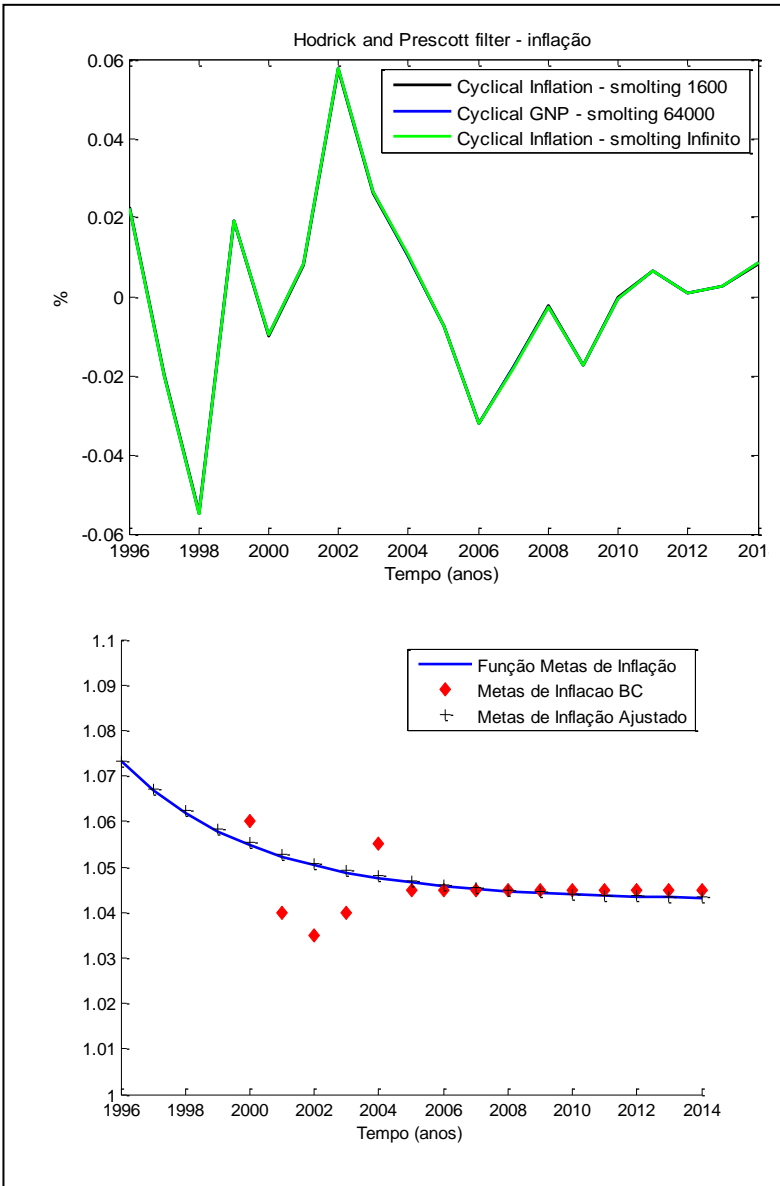
antecipação da inflação pelo Banco Central, com a finalidade de afetar a expectativa de inflação, com consequentes impactos sobre a inflação efetiva e o produto da economia, constituindo assim uma maneira de antecipar os movimentos dessas variáveis macroeconômicas.

A meta de inflação se caracteriza como uma regra de objetivo, e o seu fundamento básico está em conformidade com a meta estabelecida pelas autoridades monetárias, com a finalidade de minimizar uma função de perda, definida como a diferença entre o nível esperado da variável e o nível objetivo dela. O nível objetivo é antecipado com base em informações pertinentes disponíveis da variável. Neste contexto, a regra de metas de inflação é baseada em uma comparação entre o objetivo da inflação futura e a inflação esperada. Segundo Svensson (1999), a ação do Banco Central consiste em limitar o desvio da projeção de inflação em relação à meta. Esta é uma estratégia mais complexa do que apenas uma regra instrumental, que determinaria mecanicamente a função de reação do Banco Central às mudanças nas taxas de inflação. Portanto, a meta para a inflação deve ser quantificada, e constitui um ponto de partida bem determinado, como na regra de Taylor. O papel central das expectativas de inflação na tomada de decisão monetária caracteriza-se em estabelecer a transparência do processo de decisão do Banco Central. As autoridades monetárias devem ser capazes de estimar o nível de inflação futura com base nas informações internas e condicionais.

Tendo em vista que o regime de metas de inflação no Brasil iniciou somente em 21 de junho de 1999, portanto estes dados estão disponíveis somente a partir dos anos 2000 e a base de dados do modelo foi tomada, por conveniência, no período de 1996-2014. Assim, assumiu-se que a variável meta de inflação seja caracterizada pelo componente permanente de longo prazo da inflação efetiva, a qual foi estimada pelo procedimento dado na Subseção 4.2.3, acima.

O gráfico superior da Figura (4) representa o desvio da inflação efetiva da meta de inflação, tomando três diferentes parâmetros de suavização. Observe que para $\lambda \geq 1600$, os desvios são estimados com precisão. O gráfico inferior da Figura (4) apresenta o componente de inflação permanente de longo prazo, estimada pelo procedimento dado na Subseção 4.2.3, acima, e os dados de meta de inflação estabelecidos pelo Banco Central do Brasil, para o período de 2000-2014. Observe que o componente de inflação de longo prazo descreve de forma satisfatória as metas de inflação para o período, e pode ser conjecturado com a perspectiva de inflação para períodos futuros, nas estimativas do comportamento da economia brasileira, em períodos futuros.

Figura 4 - Metas de inflação para diferentes valores de filtrações.



Fonte: Elaboração própria.

4.2.4 Calibração do modelo dinâmico para o sistema.

Procede-se nesta subseção a calibração do Sistema Dinâmico (3.22). Conforme já discutido amplamente, foi utilizada a função *fminsearch* do MATLAB para calibrar este sistema. O procedimento de ajustes dos coeficientes de impactos e minimização do erro entre as funções de estimações e os dados empíricos utilizados pela função *fminsearch* foi detalhado na Subseção 4.2.1.

O processo de calibração inicia-se assumindo um conjunto de valores iniciais arbitrários⁷ para os parâmetros do Sistema Dinâmico (3.22), cujos valores encontram-se destacados na segunda coluna da Tabela (3).

A função *fminsearch* permite estabelecer a tolerância de erro exigida no processo de minimização, que no caso deste estudo foi de 10^{-8} . Na Tabela (3) são apresentados na terceira coluna os parâmetros ajustados para o sistema do modelo dinâmico após atingir a precisão especificada pela tolerância de erro (10^{-8}), fato que ocorreu após 485.201 interações, tomando um longo tempo de processamento.

⁷ Estes valores iniciais foram arbitrados por meio de modelos de regressões simples entre cada variável de impacto e a diferença da variável explicativa em cada equação, pois, no modelo de Equações dinâmicas (3.22) tem-se equações diferenciais ordinárias.

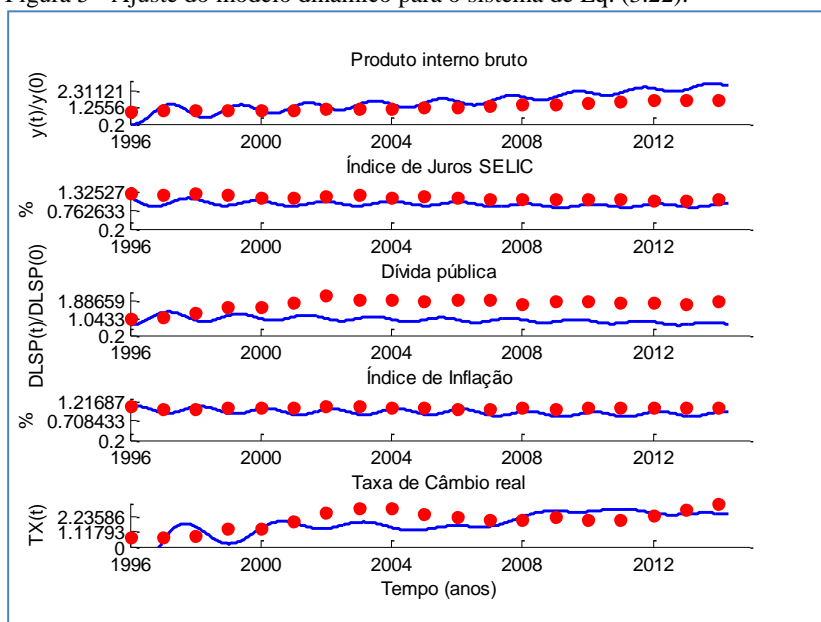
Tabela 3- Parâmetros do modelo ajustado.

Parâmetros	Valor inicial	Coefficientes identificados para o Sistema (3.22)	Significado
γ_1	-18,3796	-17,4828	Impacto da taxa de juros real sobre o PIB.
γ_2	0,0495	0,0619	Impacto do câmbio real sobre o PIB.
μ_1	1,0150	1,4148	Impacto do diferencial da inflação sobre SELIC.
μ_2	0,0849	0,0784	Impacto do câmbio real sobre SELIC.
θ_1	-10,3357	-9,7343	Impacto dos juros da dívida sobre a dívida.
σ_1	0,0000	0,00003663	Impacto do hiato de produto sobre a inflação.
σ_2	0,0351	0,0239	Impacto do câmbio real sobre a inflação.
δ_1	-205,902	-198,7412	Impacto dos juros reais sobre o câmbio.
u_1	0,5729	0,6850	Impacto do diferencial da taxa SELIC e juros internacionais sobre a inflação.
u_2	-0,0013	-0,0012	Impacto da dívida sobre SELIC.
u_3	-0,0024	-0,0022	Impacto do diferencial de receita e despesa sobre a dívida.
u_4	0,4300	0,3803	Impacto do câmbio real sobre si mesmo.
u_5	0,0235	0,0205	Impacto do PIB sobre si mesmo.

Fonte: Elaboração própria

A figura (5) a seguir representa o ajuste do modelo dinâmico com os dados reais (pontos vermelhos) para o sistema de Eq. (3.22). Observa-se nesta figura que todas as variáveis endógenas do modelo dinâmico (3.22), como PIB, taxas de juros SELIC real, Dívida Líquida do Setor Público real, a Inflação e o Câmbio real se ajustaram, considerando os coeficientes ajustados para o sistema.

Figura 5 - Ajuste do modelo dinâmico para o sistema de Eq. (3.22).



Fonte: Elaboração própria.

4.3 ANÁLISES DA ESTRUTURA MACROECONÔMICA E MONETÁRIA DA ECONOMIA BRASILEIRA.

Nesta seção serão feitas interpretações dos parâmetros de impacto do modelo dinâmico da Eq. (3.22), assim como análises dos mecanismos de transmissão de cada um desses parâmetros na economia brasileira.

No artigo intitulado: “*A dinâmica da Função de Reação do Banco Central do Brasil: uma possível fonte da perda de eficácia da política monetária*” de Amaral (2006), foi mostrado a importância do canal do câmbio na função de reação do Banco Central do Brasil. Nesse estudo foi utilizado como método de análise a técnica econométrica Vetor Auto Regressivo (VAR). Para tanto, o autor procurou identificar as relações de causalidade entre as seguintes variáveis: Taxa SELIC, Taxa de Câmbio, Taxa de Utilização da Capacidade Produtiva na indústria (Util. Cap.), Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) e Expectativas de Inflação. Após fazer uma análise do teste de causalidade de Granger, ele resumiu em um gráfico os impactos entre as variáveis.

Nessa análise gráfica, o autor acima destacado mostrou que a taxa SELIC é causada unidirecionalmente pela Taxa de Câmbio, unidirecionalmente pela expectativa de IPCA, e mantém relações de causalidade bidirecional com o IPCA. Também, o IPCA é causado unidirecionalmente pelo câmbio e pela sua própria expectativa de inflação. Nestas relações de causalidades entre taxa de câmbio e taxa de juros SELIC, e entre o Câmbio e a Inflação, o autor considera o câmbio como uma variável de precedência (ou seja, ela causa estas variáveis, contudo, não sendo causada por elas). Desta forma, estabeleceu-se que o câmbio determina diretamente e indiretamente (via expectativa de IPCA e IPCA) mudanças positivas na taxa de juros SELIC. Ao estabelecer que a taxa SELIC seja determinada por estes dois canais, concluiu-se que indiretamente, por meio de análise de função impulso resposta, que a taxa de IPCA (ou taxa de meta de Inflação) determina um aumento na taxa de juros SELIC, tendo como consequência uma leve queda no nível de utilização da capacidade do setor produtivo. Também, utilizando a função impulso resposta, o autor mostrou que o impacto da taxa Selic sobre o IPCA e o nível de utilização da capacidade produtiva é consideravelmente modesto, o que pode estar implicando na necessidade de se utilizar “doses elevadas de juros” para conter a demanda agregada e a taxa de inflação.

Nesta mesma linha de raciocínio, considera-se a primeira equação dinâmica do sistema (3.22) e baseando-se no resultado encontrado pelo parâmetro gama 1 (γ_1) igual a -17,4828 (coeficiente da taxa de juros SELIC real), conclui-se uma forte relação negativa entre a taxa de juros e o PIB brasileiro, confirmando a relação existente entre as duas variáveis na curva IS. Na equação desta curva, a taxa de juros tem um efeito direito sobre o investimento privado (I) da economia, que por último tem um efeito sobre o crescimento econômico. Consequentemente, um aumento da taxa de juros diminui o investimento, e também o PIB, uma vez que esta última variável se relaciona de forma linear com I.

O valor do γ_2 (o coeficiente da taxa de câmbio real⁸ na primeira equação do Sistema (3.22)) impacta positivamente sobre o PIB. Esse resultado mostra-se consistente da ordem de 0,0619 ao esperado, pois segundo o estudo feito pelo Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (DEPECOM/FIESP), em fevereiro de 2014, percebeu-se que no Brasil uma depreciação cambial (uma perda de valor do Real frente ao dólar)

⁸ Para mais detalhes sobre o câmbio real, veja Apêndice A.

tem um efeito sobre a taxa de crescimento da indústria e, de forma mais acentuada, sobre a indústria de transformação, em comparação a outros setores da economia doméstica. Essas conclusões foram estabelecidas tomando como base os dados trimestrais do período 1981 a 2012. O estudo concluiu que uma depreciação de 10% no câmbio real fez com que o efeito acumulado nos dezesseis últimos trimestres (quatro últimos anos) correspondesse, em aproximadamente, a 2,8% de aumento na taxa de crescimento do PIB total da economia, enquanto que esses 10% de depreciação cambial real provocassem impactos, respectivamente, sobre o PIB da indústria e o PIB da indústria de transformação, em torno de 3,4% e 4,0%. Estes resultados demonstram um indício de que a depreciação cambial real faz com que os produtos domésticos tornem mais competitivos frente aos produtos estrangeiros, aumentando a exportação e, portanto, o PIB.

Para reforçar a ideia acima, Branchieri (2002) explica que quando o câmbio real deprecia (aumenta) ao longo do tempo (como ocorrido com o câmbio da economia brasileira no período estudado), isso significa uma perda de poder de compra de produtos importados e aumento do poder de exportação da economia doméstica o que pode ocorrer por vários motivos se considerar a equação do câmbio real estabelecida pelo autor⁹: (i) devido a uma depreciação do câmbio nominal, de modo que a moeda nacional perca valor diante da moeda estrangeira (por exemplo, o Real perde valor frente ao dólar); (ii) a cesta de produtos estrangeiros, em moeda da economia doméstica, torna-se mais expansiva, devido a um processo inflacionário da economia estrangeira ou depreciação da moeda estrangeira diante da doméstica, e; (iii) devido os produtos nacionais se tornarem mais baratos, estimulando a demanda interna por eles, tanto pelo aumento da exportação quanto pela diminuição da importação, e com conseqüente diminuição do nível inflacionário da economia doméstica, tornando-o menor que o nível inflacionário da economia estrangeira. Claramente, os efeitos positivos do impacto da taxa de câmbio na variação do produto deram-se, especificamente, devido à depreciação da taxa de câmbio nominal brasileira no período de estudo, conforme item (i) acima destacado.

Por último, analisa-se o fator de impacto u_5 (o coeficiente do PIB sobre a taxa de variação do próprio PIB, na primeira equação do Sistema (3.22)). O valor estimado para este coeficiente foi positivo e da ordem

⁹ $e = \frac{EP^*}{P}$, onde e é a taxa de câmbio real, E é a taxa de câmbio nominal, P^* é o preço estrangeiro e P é o preço doméstico.

de 0,0205 (taxa de crescimento instantânea média de 2,05%), o que induz um efeito positivo do PIB sobre o crescimento do próprio PIB, caracterizando a presença de um crescimento sustentável, de longo prazo, para economia brasileira.

Na segunda equação dinâmica do Sistema (3.22), encontra-se um valor positivo da ordem de 1,4148 para μ_1 (Tabela (3)) (coeficiente da variável inflação, impactando sobre a variação da taxa de juros nominal). Esse resultado se mostrou correto, em conformidade com o esperado, pois confirma o estabelecimento da relação existente na equação de Fischer¹⁰ apresentada por Blanchard (2001). Nesta equação, um aumento de inflação faz aumentar a taxa de juros nominal de curto prazo, a taxa SELIC. Uma forma de explicar esta relação é quando a inflação está em alta, ou seja, quando a inflação se afasta muito da sua meta em um regime de metas de inflação, o Banco Central do Brasil tem como um dos procedimentos aumentar a taxa de juros nominal, com a finalidade de impedir o crescimento do processo inflacionário (conforme a regra de Taylor, Taylor (1993)). Contudo, um entrave para esta questão é que elevações excessivas da taxa de juros de curto prazo seguidamente podem inibir o crescimento econômico de longo prazo, já que a alta da taxa SELIC faz diminuir os investimentos (pois o financiamento da produção torna mais caro), e também diminuir a demanda interna, uma vez que os consumos das famílias diminuem, pois, o financiamento para o consumo torna mais caro.

O coeficiente μ_2 estimado (coeficiente do câmbio real sobre a taxa de variação da taxa de juros nominal) do sistema (3.22) apresentou uma relação positiva e igual a 0,0784 entre o câmbio real e a taxa nominal de juros SELIC, ou seja, uma depreciação do câmbio real causou um aumento no nível inflacionário da economia brasileira durante o período analisado. Isso pode ser explicado considerando que em 1999, quando o governo brasileiro adotou o sistema de Meta de inflação, o regime de câmbio era fixo, depois atrelado (que não é fixo e nem flutuante, regulado por meio de bandas cambiais), passando a partir de então ser flutuante, causando de imediato a depreciação da taxa de câmbio real (depreciação do Real frente ao dólar), fato que foi acompanhado com aumento da taxa de inflação. Também, neste mesmo momento, a taxa SELIC passa a ser utilizada pelo Banco Central do Brasil com âncora de controle de inflação (uma inflação alta induziria o BACEN aumentar a SELIC). Com essas mudanças na política monetária

10

$i = r + \pi$, onde r e π são taxa de juros real e inflação respectivamente.

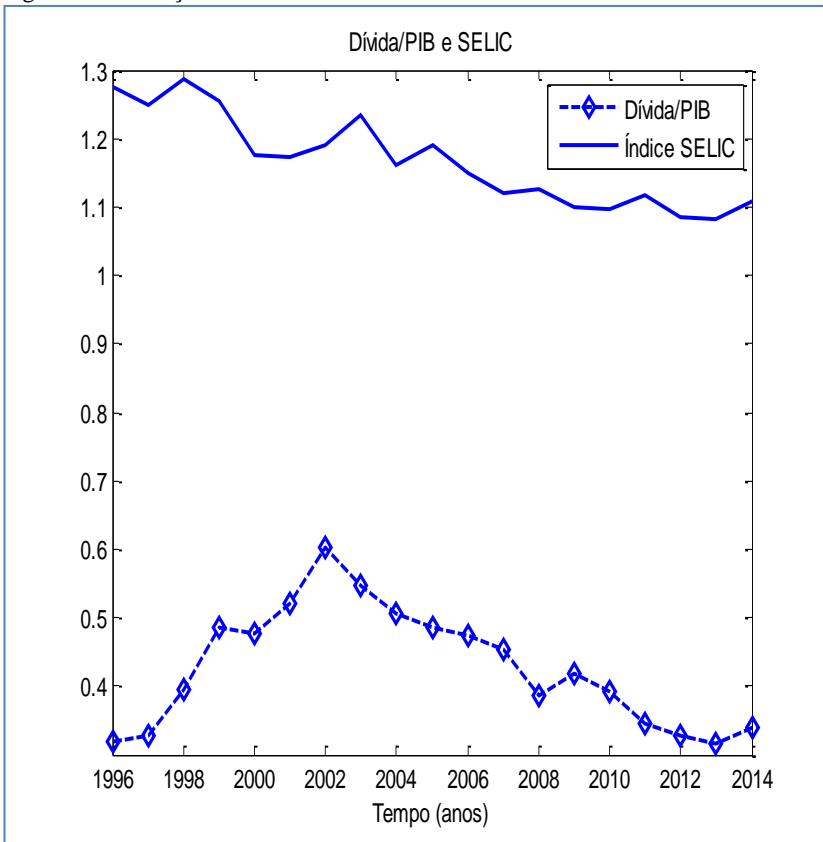
brasileira, a taxa de câmbio real brasileira depreciou-se ao longo do período estudado, em função da depreciação do real diante do dólar. Esta depreciação da moeda doméstica produziu efeito de diminuição dos produtos importados e aumento dos níveis de exportação, fatores que produziram impactos inflacionários positivos na economia em função da diminuição da oferta no mercado interno. Assim, com o aumento dos níveis de inflação o Banco Central ativou aumentos na taxa SELIC com a finalidade de controlá-la, tal que a taxa SELIC atua como um inibidor de consumo e de financiamento da oferta. Portanto, de forma indireta é estabelecido relações de impacto positivo entre câmbio real e taxa de juros de curto prazo SELIC, via o canal inflação, fato corretamente detectado pelo modelo, conforme teoricamente estabelecido pela equação do Fischer.

Ainda com relação à segunda equação do Sistema (3.22), o coeficiente u_2 (coeficiente de impacto da dívida pública real sobre a taxa de variação da taxa de juros nominal) apresentou um valor negativo ($u_2 = -0,0012$), induzindo o entendimento que o aumento da dívida real causou diminuição da taxa de juros nominal, no período analisado. A princípio esse resultado demonstra ser contrário ao esperado, se considerar que quanto maior for à dívida, maior deverão ser as taxas de juros de indexação da dívida devido ao aumento do risco de *default*. Contudo, pode-se observar que apesar da dívida pública real da economia brasileira ter aumentado, esta diminuiu relativamente ao PIB, conforme se observa na figura (6), abaixo, o que induz na prática que o risco de *default* da dívida pública brasileira diminuiu ao longo do período analisado, exceto em 2002, onde registrou o seu maior nível (2446 pontos, conforme o índice EMBI¹¹). Este impacto se deu, especialmente, devido à forte crise na Argentina, um grande parceiro econômico brasileiro, e devido a eleição presidencial no país que culminou com a eleição de um presidente de esquerda, que trazia grande desconfiança dos mercados financeiros internacionais, gerando uma grande volatilidade no mercado financeiro brasileiro. Portanto, esta diminuição do risco de *default* implicou na diminuição da taxa de juros real (Marques Junior (2013)), consequentemente, da taxa SELIC, justificando assim a relação negativa entre a dívida pública e a taxa de

¹¹ **EMBI**: Emerging Market Bond Index é um índice ponderado que mede o retorno de instrumentos de dívida externa de mercados emergentes ativamente negociados. No Brasil é chamado de EMBI+Br, índice que reflete o comportamento de títulos da dívida externa brasileira.

juros SELIC, pois o risco de *default* da economia brasileira diminuiu significativamente no período analisado.

Figura 6 – Evolução da Dívida/PIB real – SELIC.



Fonte: Elaboração própria.

Considera-se a seguir o coeficiente de impacto u_3 (coeficiente do diferencial da receita tributária real e despesa com gastos governamentais reais) sobre a taxa de variação da dívida pública real, na terceira equação dinâmica do Sistema (3.22). Observa-se na Tabela (3) que este coeficiente u_3 estimado apresentou um sinal negativo e igual a 0,0022, o que pode ser entendido como sinal correto nesta relação. Para entender melhor esta questão, conforme Hermann (2002) considera-se que o diferencial da receita tributária real (T) e despesa com gastos

governamentais reais (G) encontram-se relacionados com o saldo de *superávit* primário, adicionado dos investimentos governamentais, conforme a relação abaixo:

$$T_t - G_t = T_t - (GP_t + GF_t) = SP_t - GF_t \quad (4.16)$$

onde GP e GF são, respectivamente, os gastos primários reais do governo (gastos de consumo e investimento) e os gastos financeiros reais do governo, e SP representa o *superávit* primário.

Outra forma de escrever a Eq. (4.16) é da seguinte forma:

$$T_t - G_t = \vartheta SP_t \quad (4.17)$$

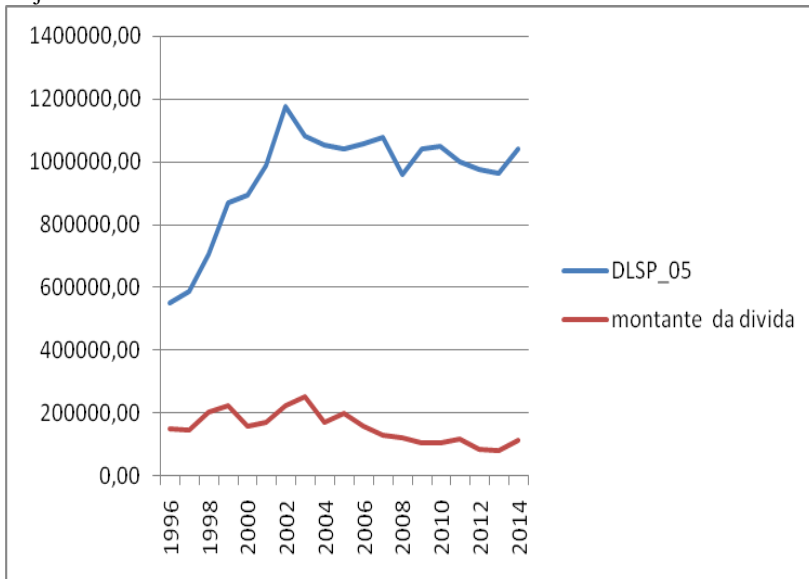
onde $0 < \vartheta < 1$ caracteriza o coeficiente de impactos dos *superávits* primário sobre a receita líquida governamental.

Segundo a relação existente entre $T_t - G_t$ e o *superávit* primário, pode-se concluir, baseando-se no resultado negativo apresentado por u_3 , na terceira equação do sistema dinâmico (3.22), que um aumento do *superávit* primário diminui a dívida pública brasileira. Aparentemente, o saldo primário foi usado para impedir o crescimento da dívida pública brasileira, o que seria consistente a uma forma de dominância monetária, resposta que será dada com mais detalhe na seção 4.4.

O coeficiente θ_1 que caracteriza o impacto do termo de montante de juros pagos sobre a taxa de variação da dívida pública real, conforme a terceira equação do Sistema (3.22) demonstrou um sinal negativo da ordem -9,7343 (Tabela (3)), sinal contrário ao esperado, pois se tem ideia de que pagamentos de juros devem impactar positivamente no montante da dívida. Contudo, em um modelo que estabelece as relações dinâmicas de impacto entre variáveis, os sentidos dos sinais de impactos dependem, essencialmente, das evoluções das variáveis, no caso, ao longo do período em análise. Se, por exemplo, a variável montante de juros pagos em valores reais evolui de forma decrescente ao longo do tempo e, mais acentuada que a dívida líquida do setor público em valores reais que evoluem de forma crescente entre 1996 e 2002 e, após este período torna decrescente, então, deve-se esperar um sinal de impacto negativo do montante da dívida sobre a dívida (o decrescimento do montante de juros pagos apresenta uma taxa de decrescimento negativa e mais acentuada que a dívida, ora positiva, ora negativa). Este comportamento pode ser observado nos gráficos da Figura (7), abaixo, que mostra a evolução da dívida e do montante da dívida pago ao longo

de 1996-2014. Em resumo, subte-se desses resultados que o efeito dos gastos com a dívida está tornando cada vez menos oneroso ao longo do tempo para a economia brasileira.

Figura 7 - Evolução da DLSP e dos gastos com a dívida, devido ao pagamento de juros.



Fonte: Elaboração própria

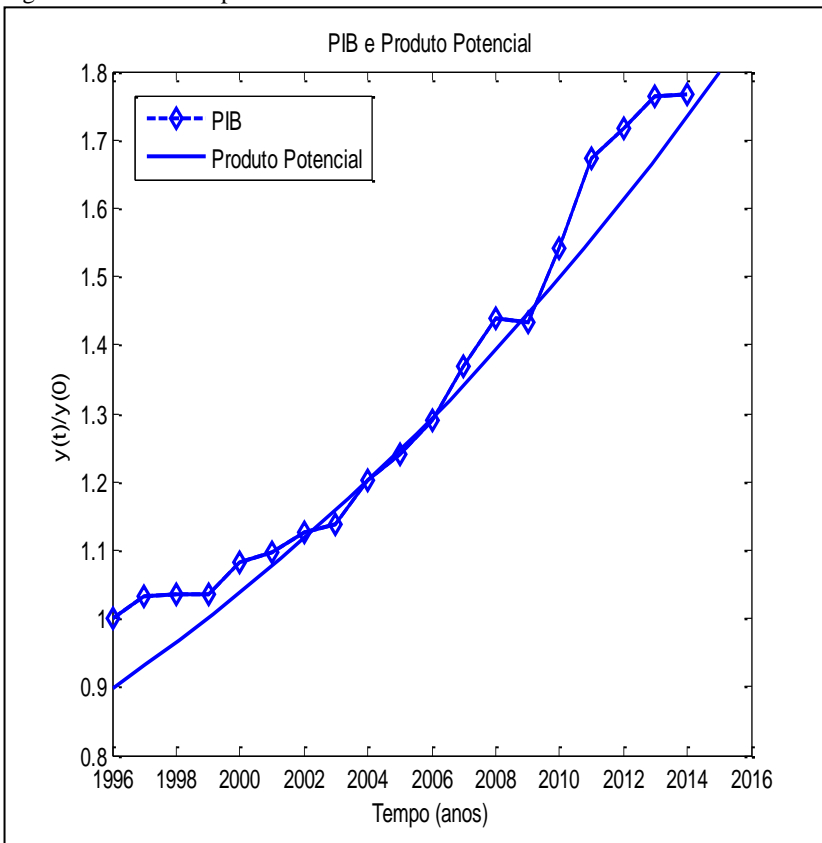
Na quarta equação dinâmica do sistema (3.22), o coeficiente do hiato de produto, σ_1 , apresentou impactos positivos do hiato de produto sobre a inflação. Por este valor, conclui-se que um aumento do hiato do produto produz aumentos na inflação, embora em níveis bastante baixos, da ordem de 0,00003663, contudo significativo, conforme demonstrado na Tabela (3). Na figura (8) abaixo, são plotadas as curvas do PIB efetivo e do produto potencial, onde se percebe que nos períodos de 1996-2002, 2006 até final de 2009 e 2010 até 2014, a produção ofertada (ou demandada) pela economia esteve acima do seu produto potencial e nas outras datas como de 2002 a 2006, o produto efetivo foi aproximadamente igual ao seu produto potencial. Portanto, de uma maneira geral, observa-se que a economia brasileira produziu acima do seu potencial, apresentando assim um hiato de produto positivo. Com valores positivos do hiato de produto, a inflação é impactada via relação

estabelecida conforme a curva de Phillips¹². De acordo com a teoria desta curva, quanto mais o produto efetivo de uma economia se afasta positivamente do seu potencial, mais a taxa de inflação afastará positivamente do seu valor esperado, e o Banco Central, para evitar um choque de demanda na economia, precisa elevar a taxa de juros. Portanto, o valor positivo apresentado por σ_1 (coeficiente do hiato do produto) na quarta equação do sistema (3.22) revela-se consistente. Uma explicação plausível para o baixo valor do coeficiente do hiato do produto foi apresentado por Summa e Macrini (2011). Neste estudo, os autores, na busca de explicações para os determinantes da inflação brasileira após 1999, utilizaram um modelo de Redes Neurais para estimar a curva de Phillips tradicional, cujos resultados mostraram que o hiato de produto não apresenta uma relação sistemática com a inflação. Os resultados do estudo mostraram que a inflação de produtos importados e a variação da taxa SELIC apresentam relações mais claras com a inflação, evidenciando-se como fortes componentes de pressão de custos para a dinâmica inflacionária brasileira. Ainda na análise, os autores afirmam que no Brasil, a inflação não é controlada pela demanda, mas pela apreciação do câmbio, uma vez que este último diminui a inflação dos bens importados. Por outro lado, Brito e Alves (2012) mostraram que os choques inflacionários sofridos pelo Brasil entre 1997 e 2000 (período que inclui a crise da Ásia em 1997, da Rússia em 1998 e mudança de regime cambial em 1999), provavelmente foi causado essencialmente pelas crises econômicas internacionais, fatos que impediram o desenvolvimento da relação inflação-hiato do produto, conforme estabelecido pela curva de Phillips.

¹² $\pi = \pi^* + \omega(Y - \bar{Y})$ com $\omega > 0$

onde π é a inflação, π^* é a inflação antecipada, Y o produto da economia e \bar{Y} o produto potencial (David Romer, *Advanced Macroeconomics*, fourth edition, P 259).

Figura 8 – PIB e PIB potencial.



Fonte: Elaboração própria.

O valor de σ_2 (o coeficiente da variável câmbio, na quarta equação do Sistema (3.22)) impacta positivamente na variação da inflação, com um valor de 0,0239; ou seja, para a economia brasileira, uma depreciação da taxa de câmbio real de 1% faz aumentar o IPCA de aproximadamente de 2,4%. Isso é o que se pode chamar de repasse cambial (*pass-through*). Se por um lado, conforme foi interpretada para a primeira equação do Sistema (3.22), a depreciação do Real tende a ter impactos relevantes sobre o crescimento econômico, via melhoria no desempenho da balança comercial, com diminuição dos níveis de importação e aumento nos níveis de exportação. O resultado disso é maior poupança doméstica e menor dependência da poupança externa,

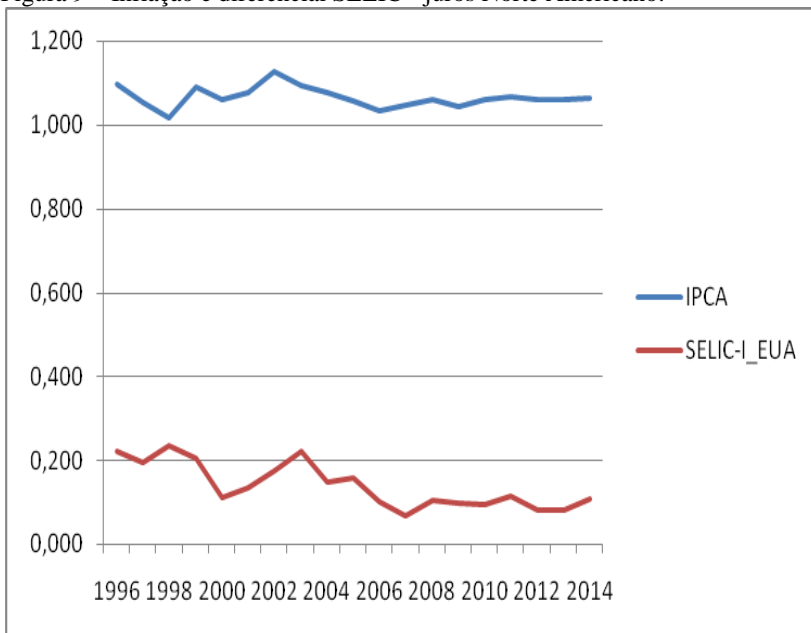
com possibilidade de aumentos nos investimentos produtivos. No entanto, a diminuição de produtos importados e se os incrementos na produção são direcionados para exportação, haverá consequências para o incremento inflacionário da economia (isto é que parece ter ocorrido no processo econômico brasileiro durante o período analisado). Por esses motivos, a depreciação cambial real na economia brasileira ocorrido no período impactou positivamente na inflação, diminuindo o poder de compra da população. Estas são as conclusões da FIESP (2014) que descreve que uma depreciação cambial faz aumentar os preços dos produtos importados e, com isso, os custos de produção são influenciados pelo aumento dos preços das matérias-primas importadas, com efeitos de repasse aos preços ao consumidor.

No Brasil, segundo o estudo da FIESP, o grau de repasse cambial aos preços de importação se situa em torno de 75%. Para os preços dos produtos industrializados, o repasse é de 26,6% após quatro trimestres. Uma depreciação do Real frente ao dólar de 10% eleva a inflação em 2,66 pontos percentuais ao longo do ano. Já o repasse corresponde a 7,9%; isto é, uma depreciação de 10% do Real corresponde a 0,79% pontos percentuais ao longo de 12 meses. Todo este resultado faz ampliar a dificuldade de cumprir a meta de inflação estabelecida. Uma maneira de compensar esses efeitos seria via reduções tarifárias, associadas à implementação de políticas monetárias e fiscais restritivas.

O coeficiente de impacto u_1 (impacto do diferencial da taxa de juros SELIC e taxa de juros internacionais sobre a inflação) do sistema de Eq. (3.22) apresentou um valor 0,6850, induzindo que o diferencial entre a taxa de juros SELIC e taxas de juros internacionais encontra-se impactando positivamente na inflação. Esta direção de efeito detectada no modelo demonstra estar no sentido contrário ao esperado, se considerar, por um lado, às relações que existe entre a inflação e o câmbio real (relação explicada pelo valor de σ_2 nesta mesma equação) e, por outro lado, a relação existente entre o diferencial de juros e o câmbio. Segundo o estudo da FIESP (2014), no Brasil, nos últimos anos, a apreciação cambial deveu-se aos elevados diferenciais de juros, decorrentes tanto das altas taxas praticadas internamente como da forte redução das taxas de juros internacionais, que passou a situar próximo de zero, a partir da crise econômica de 2008. Este fato estabeleceu o aumento de liquidez na economia internacional, com consequentes impactos monetários expansionistas nos principais países desenvolvidos. Enquanto, a fim de explicar o sinal contrário do parâmetro em questão, esboça-se na Figura 9 abaixo, o diferencial do SELIC e juros norte americano e a taxa de inflação, percebe-se que nesta figura de forma

geral, as duas variáveis subiram e caíram junto, embora que a variação do diferencial dos juros é maior do que a variação do IPCA. Como que estas variam no mesmo sentido ao longo do período estudado, exceto em alguns momentos isolados como de 1997-1998, 2002-2003 onde o diferencial das duas taxa de juros subiu enquanto a inflação caiu, e 1998-1999 o diferencial das taxas de juros caiu enquanto o IPCA aumentou, pode-se concluir que as duas variáveis apresentam uma relação positiva.

Figura 9 – Inflação e diferencial SELIC - juros Norte Americano.



Fonte: Elaboração própria.

Na última equação dinâmica do Sistema (3.22), o coeficiente δ_1 (coeficiente do Índice de juros real de curto prazo, SELIC) mostra uma relação negativa entre a taxa de juros real e o câmbio real, com um valor de -198,7412, conforme Tabela (3). Isto significa que o aumento da taxa de juros real causa uma apreciação do câmbio real (depreciação de Dólar ou apreciação do Real), aumentando o poder de importações da economia doméstica e diminuindo o seu poder de exportação o que parece consistente. Na mesma direção, os investimentos diretos estrangeiros também diminuem, pois os influxos de investimentos

diretos estrangeira ocorrem mais em situações de taxas de câmbio real depreciada (Bibi *et al.* (2014)). Esse efeito diminui a disponibilidade, por exemplo, de dólares na economia brasileira, induzindo a sua apreciação. Por outro lado, com o aumento da taxa de juros real, os ativos domésticos produtivos diminuem e passam a ser direcionados aos mercados financeiros especulativos. Da mesma forma, os capitais financeiros estrangeiros entram ao país em forma de capital especulativo, atraído pelas altas taxas de juros. Nesta situação, terá mais moeda estrangeira (no caso de dólar) na economia nacional, assim, esse último efeito fará com que aprecie o câmbio real, em função do aumento de disponibilidade de Dólares na economia doméstica, no caso a brasileira, o que ainda confirma o valor negativo encontrado pelo coeficiente em questão. Ainda, segundo FIESP (2014), uma redução da taxa básica de juros brasileira tende a impactar nas cotações futuras do câmbio, levando a depreciação do Real, o que afeta o rendimento das ações e títulos e promove o processo de realocação internacional de portfólios.

Pelo sinal positivo apresentado por u_4 (38,03%, coeficiente do câmbio real sobre si mesmo) na última equação do sistema (3.22), conclui-se que com uma depreciação do câmbio real a moeda doméstica (no caso do Real) perde valor frente à moeda estrangeira (no caso de dólar), este resultado se mostra consistente a teoria econômica, se consiste que na teoria, o câmbio impacta positivamente sobre si mesmo.

4.4 DOMINÂNCIA FISCAL OU MONETÁRIA?

No primeiro capítulo deste trabalho, na introdução, foi feita uma pergunta central sobre a existência de um regime de dominância fiscal ou monetária no Brasil, e várias outras perguntas específicas relacionadas ao mesmo tema, dominância fiscal ou monetária. Em seguida, no segundo capítulo, na revisão de literatura, foi elaborada teoricamente a situação de existência de uma dominância fiscal ou monetária primeiro baseando-se no artigo de Sargent e Wallace (1981) e em segundo baseando-se no que diz a Teoria Fiscal de Nível de Preço (TFNP). Nesta seção, será respondida a primeira pergunta acima, tendo como base o estudo de caso feito sobre o Brasil no período 1996-2014 e nas duas seções a seguir serão respondidas as duas outras perguntas.

Um dos parâmetros chaves para responder a pergunta acima citada seria o coeficiente de impacto u_3 (coeficiente do diferencial da receita tributária real e despesa com gastos governamentais reais) sobre a taxa de variação da dívida pública real, na terceira equação dinâmica

do Sistema (3.22). E foi mostrada na Eq. (4.17) a relação direta e positiva que existe entre o diferencial de receita tributária e despesas com o *superávit* primário, isso se baseando no artigo de Hermann (2002).

Uma vez que u_3 apresente um sinal negativo, pode-se dizer que um aumento do *superávit* primário diminuiu a dívida pública brasileira no período de 1996-2014. Segundo Monteiro (2014), quando à resposta do saldo primário (*déficit/superávit* primário) a choques na dívida líquida do setor público for estaticamente significativa, uma elevação da dívida líquida interna leva a autoridade fiscal a reduzir (aumentar) seu *déficit* (*superávit*) primário, explicando uma relação negativa entre as duas variáveis. Neste sentido, o autor concluiu que não houve uma existência de dominância fiscal na economia brasileira no período global do estudo (1970-2012), já que as autoridades fiscais reagiram ao aumento da dívida pública. Por outro lado, Gadelha (2006) via uma relação de causalidade de Granger unidirecional da relação *superávit* primário/PIB para a relação dívida/PIB, mostrou a maneira de que a política de geração de *superávits* fiscais tenha sido capaz de estabilizar a relação dívida/PIB. O autor interpretou este resultado como um ganho de credibilidade da política fiscal e também como a principal característica de um país sob regime de dominância monetária, uma vez que a política fiscal garanta a sustentabilidade da dívida pública. Portanto, atendo-se a estes dois resultados com o que foi apresentado na tabela 3 sobre o valor do parâmetro estudado (u_3), conclui-se que os saldos primários foram utilizados para evitar um aumento da dívida pública, o que seria consistente a um regime de dominância monetária.

4.5 EXISTE OU NÃO UMA RELAÇÃO ENTRE A INFLAÇÃO E OS DÉFICITS/SUPERÁVIT DO GOVERNO?

A segunda pergunta relacionada a este trabalho é: existe ou não uma relação entre a inflação e os *déficits/superávit* do governo? Como já foi comentado na seção anterior, existe uma relação negativa entre o saldo primário do governo (sendo neste estudo *superávit* primário) e as dívidas públicas (caso de dominância monetária) via o parâmetro de impacto u_3 . Adicionalmente, na segunda equação do sistema dinâmico da Eq. (3.22), existiu uma relação negativa entre a dívida pública real e a taxa de juros nominal SELIC, via o parâmetro de impacto u_2 . Este resultado, conforme já comentado, demonstrou ser contrário ao esperado se considerar que quanto maior for à dívida, maior deverão ser as taxas de juros de indexação da dívida devido ao aumento do risco de *default*.

Contudo, tendo em vista que a dívida pública real da economia brasileira diminuiu relativamente ao PIB, o sinal negativo entre dívida e taxas de juros se justifica, levando-se em conta que o risco de *default* da dívida pública brasileira diminuiu ao longo do período analisado, exceto em 2002. Portanto, devido à diminuição do risco de *default* no período de 1996-2014, o aumento da dívida real implicou na diminuição da taxa de juros nominal SELIC (fato também observado por Marques Junior, 2013), justificando a relação negativa entre a dívida pública e a taxa de juros SELIC, pois, o risco de *default* da economia brasileira diminuiu significativamente no período analisado.

Deste modo, a partir das análises expostas no parágrafo anterior, pode-se concluir que existe uma relação indireta entre o *déficit/superávit* do governo e a taxa de juros nominal do Brasil, SELIC, via dívida pública. A Dívida Pública real, de uma forma geral, aumentou durante o período (de forma significativa até 2002, e estabilizando após 2005), portanto, apresentando uma taxa de variação decrescente. Assim, pode-se conjecturar que esse efeito cada vez menos acentuado de crescimento da dívida pública real deve-se, em grande parte, aos *superávits* primários na economia brasileira. Com o crescimento cada vez menos significativo da dívida pública, constata-se que o efeito negativo da dívida pública sobre a taxa de juros nominal SELIC torna menos significativa, o que induz a concluir que os *superávits* primários da economia brasileira impactam de forma positiva sobre a taxa de juros nominal SELIC, ao longo do tempo.

Por último, na quarta equação do sistema dinâmico da Eq. (3.22) tem uma relação, via ao parâmetro de impacto controlável u_1 , entre o diferencial da taxa de juros SELIC e a taxa de juros internacional, e a inflação do Brasil, relação positiva que já foi comentada também na seção 4.3. De forma geral, para responder a segunda pergunta feita na introdução, pode se dizer que, uma vez que o aumento do *superávit* primário faz cair à dívida pública, esta queda da dívida pública é acompanhada do aumento da taxa de juros SELIC no Brasil, e este aumento da taxa de juros SELIC faz aumentar a inflação, então, pode-se dizer que houve, de forma indireta, uma relação positiva entre o *superávit* primário e a inflação no Brasil para o período estudado (1996-2014).

4.6 AS VARIÁVEIS ORÇAMENTAIS COMO GASTOS GOVERNAMENTAIS E RECEITAS TRIBUTÁRIAS ENTRAM DE MANEIRA SIGNIFICATIVA NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL?

A terceira pergunta a ser respondida é: no caso da economia brasileira e no período estudado (1996-2014), as variáveis orçamentais como gastos governamentais e receitas tributárias entram de maneira significativa na função de reação do Banco Central? Existem duas formas que possibilitam abordar a resposta para esta pergunta:

i. Na primeira, considera-se a resposta dada na Subseção 4.4, na qual subentendeu-se, de forma clara, que a economia brasileira, no período 1996-2014, foi caracterizada por políticas que determinaram uma dominância monetária. No caso de dominância monetária, segundo Sargent e Wallace (1981), o Banco Central não é obrigado a mudar o seu objetivo de política monetária, que é o de controlar o nível de preço para monetizar os *déficits* públicos, a fim de estabilizar a taxa de endividamento público, pois o Estado já possui recursos suficientes para garantir a solvência fiscal, por meio dos *superávits* primários, como foi visto na interpretação da terceira equação do sistema (3.22). Neste primeiro caso, é possível concluir que as variáveis fiscais como gastos governamentais e receitas tributárias não entram de maneira significativa no cálculo da Taxa de juros SELIC (equação do Banco Central), e;

ii. a segunda forma que possibilita responder a pergunta em análise é através do próprio sistema dinâmico da Eq. (3.22). Neste sistema, percebe-se que o saldo primário tem um impacto direto na dívida pública brasileira via ao parâmetro de impacto controlável u_3 . Por outro lado, a dívida pública impacta negativamente sobre a taxa de juros SELIC via parâmetro de impacto controlável u_2 . Neste caso, pode-se inferir que as variáveis orçamentais impactam indiretamente na taxa de juros nominal SELIC e, por consequência, na função, de reação do Banco Central.

Conforme as duas formas destacadas nos itens acima, é observado que apesar do BACEN não incluir em suas análises os efeitos das variáveis fiscais em sua função de reação, foi constatado neste estudo conduzido que as variáveis fiscais, por meio de gastos governamentais e receitas tributárias, afetam de maneira indireta a Taxa de juros SELIC, consequentemente, subentende-se que o BACEN deveria incluir nos cálculos de sua função de reação os efeitos diretos das variáveis orçamentais sobre a determinação da taxa de juros interna da

economia, em qualquer situação, seja de dominância fiscal ou de dominância monetária.

4.7 CARACTERÍSTICAS DE ECONOMIA EM DESENVOLVIMENTO SEGUNDO ZOLI (2005).

Zoli (2005) destacou que economias em desenvolvimento se desenvolvem sobre regimes de dominância fiscal, pois estas economias encontram-se integradas nos mercados de capitais internacionais e expostas à reversão dos fluxos de capital, de tal modo que a política fiscal pode influenciar a política monetária afetando o risco de crédito, a taxa de juros, a taxa de câmbio e, em última instância, a inflação. No entanto, as conclusões para a economia brasileira, estabelecidas neste estudo, vêm em direção contrária, pois os resultados demonstraram que a economia brasileira, no período estudado (1996-2014), se caracterizou por um regime de dominância de política monetária, sob a qual os saldos primários não afetam significativamente a política monetária e, não entram na função de reação do Banco Central do Brasil. Ainda, de forma contrária às conclusões feitas por Zoli (2005) para economia em desenvolvimento, Gadelha (2006) demonstrou também que mudanças nos saldos primários não afetam significativamente a política monetária e, por consequência, a função de reação do Banco Central do Brasil, no período 1996-2014.

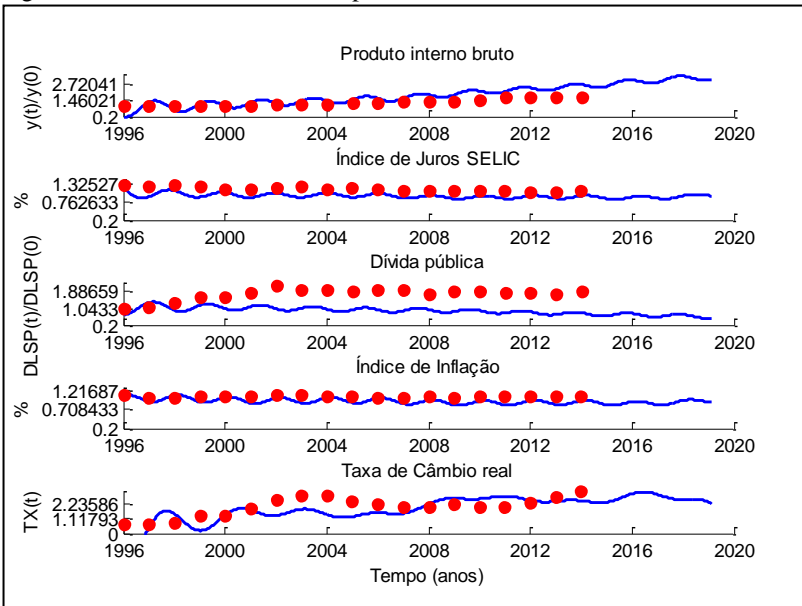
4.8 PREVISÕES DETERMINÍSTICAS DO COMPORTAMENTO DINÂMICO DA ECONOMIA BRASILEIRA.

Após realizar a identificação dos parâmetros de impactos do modelo dinâmico (3.22) e proceder a uma análise desses parâmetros, é realizada nesta seção uma análise sobre a previsão do comportamento da economia brasileira para os próximos seis anos, conforme estimativas realizadas, considerando um cenário caracterizado por um comportamento determinístico, sem qualquer interferência por inovações estocásticas interpostas no processo econômico por meio de perturbações de caráter político ou econômico internacional ou doméstico.

A Figura (10) abaixo apresenta graficamente a evolução do processo econômico brasileiro, estabelecidas pelas interações dinâmicas conforme o modelo (3.22) que é composto por cinco equações diferenciais, descrito por políticas macroeconômicas e monetárias que

atendam as condições pré-estabelecidas e identificadas no processo de calibração do modelo. Conforme se observa na Figura (10), nas previsões, percebe-se que, em termos médios, o PIB do país manterá a sua trajetória de crescimento respondendo por uma taxa de crescimento instantânea média de 1,64% ao ano, com uma leve tendência de queda entre 2018 e 2019. Para que este crescimento aconteça, a taxa de juros SELIC nominal deverá apresentar uma tendência de crescimento, com uma taxa média da ordem de 2,9% ao ano. Ainda, é observado nesse processo de previsão que a dívida pública real demonstra evoluir de forma decrescente, com uma taxa média de 0,97%. Os níveis de inflação deverão apresentar um crescimento com uma taxa instantânea média de 2,4% ao ano; e, finalmente, o câmbio real demonstra estabilizar sua depreciação contínua entre 1996 e 2014, se estabilizando a partir de 2015 e depreciando entre 2017 e 2019, em uma taxa de crescimento de 3,04%.

Figura 10 – Previsão da economia para seis anos.



Fonte: Elaboração própria.

Logo, percebe-se uma situação em que a economia brasileira não esteja sujeita a inovações estocásticas a nível internacional e/ou doméstico, demonstrando os resultados que o comportamento da

economia se desenvolverá de forma bem semelhante durante os próximos seis anos.

No entanto, a realidade econômica de países em desenvolvimento é muito mais complexa do que se apresenta, pois estes se encontram frequentemente sujeitos a choques econômicos e políticos, externos e internos. Neste sentido, com o intuito de verificar a estabilidade do sistema dinâmico aplicado à economia brasileira, este foi transformado em um sistema estocástico, com a finalidade de verificar a capacidade da economia brasileira em absorver os choques que afetam o comportamento dos parâmetros de impactos do modelo. A resolução deste sistema estocástico será apresentada no capítulo que se segue e será feita uma análise de instabilidade da economia brasileira.

5 ANÁLISES DE BIFURCAÇÕES ESTOCÁSTICAS.

Neste capítulo será feito um estudo sobre a transformação estocástica do sistema dinâmico da equação (3.22), a fim de definir o comportamento da economia brasileira após considerar a presença dos choques externos e internos à economia em função de inovações estocásticas que ocorrem na economia ou política internacional e/ou no ambiente econômico e/ou político doméstico.

Como demonstrado no desenvolvimento do modelo matemático e anunciado no final do capítulo anterior, a ausência de variações dos parâmetros no tempo impede que o modelo se adeque melhor à realidade e não permita que os fatores de impactos evoluam ao longo do tempo e se adaptem a realidade momentânea da economia. Estas características podem enfraquecer a capacidade de previsão de novos componentes dinâmicos que surgem no contexto de uma economia. Assim, no mundo econômico atual, um modelo determinístico pode, às vezes, destoar em muitas situações da realidade do contexto em que se pretende prever. Com a finalidade de contornar estas limitações do modelo determinístico, o modelo dinâmico dado pela Eq. (3.22) foi transformado em um modelo estocástico, a fim de introduzir nele as incertezas sobre o contexto econômico futuro (este procedimento encontra-se detalhado matematicamente no Sistema Estocástico (3.23)).

Esta transformação do modelo dinâmico para o modelo estocástico foi feita considerando-se a possibilidade de que ocorram variações estocásticas em cada parâmetro do Sistema dinâmico (3.22), exceto para os parâmetros de impactos controláveis u_1 , u_2 , u_3 , u_4 e u_5 , os quais são subtendidos na formulação como fatores passíveis de controle por meio de políticas endógenas à economia. O termo fatores de controle foi escolhido, pois, se considerar que os comportamentos destes parâmetros encontram-se relacionados com variáveis macroeconômicas e/ou monetárias endógenas, variáveis que o governo e/ou o Banco Central podem estabelecer controles sobre elas. No caso de u_1 , coeficiente do diferencial da taxa de juros SELIC e taxa de juros norte americano no sistema dinâmico (3.22), o Banco Central pode escolher a taxa de juros SELIC de tal forma a controlar melhor a inflação ou estimular a produtividade da economia com efeitos que podem alterar o comportamento do parâmetro u_1 . No caso de u_2 , coeficiente da dívida pública, na equação da taxa de juros SELIC do sistema dinâmico (3.22), o governo pode estipular políticas para as metas da dívida, de tal forma que a taxa de variação da dívida, representada pelo fator u_2 , pode estabelecer impactos com efeitos e

sinais diferentes sobre a variação ao longo do tempo da taxa de juros SELIC. Portanto, subtende-se assim que o efeito do fator de impacto u_2 (da dívida sobre a taxa de juros) pode alterar ao longo do tempo em função de ações políticas e econômicas endógenas. No caso do fator de impacto u_3 , este se encontra diretamente relacionado com as políticas de *superávit* primário e seus impactos sobre a variação da dívida pública, na terceira equação do sistema dinâmico (3.22). Assim, pode-se dizer que o governo pode escolher a política de definição do nível de *superávit* primário, via fixação da sua receita tributária e/ou redução dos seus gastos, a fim de sustentar a sua dívida deixando o Banco Central controlar a inflação. O termo de controle u_4 , coeficiente do câmbio na equação do câmbio no sistema dinâmico (3.22), representa a taxa de apreciação ou depreciação do câmbio, devido às evoluções do próprio câmbio. Portanto, é possível dizer que o Banco Central tem o poder de escolher políticas de intervenções por meio de injeção ou compra de moedas estrangeiras, com o objetivo de regular a liquidez dessas moedas na economia doméstica e manter o câmbio dentro de um patamar saudável para o bom funcionamento da economia. Por último, o coeficiente u_5 do PIB, na equação do próprio PIB, no sistema dinâmico (3.22), é um fator que caracteriza a taxa de crescimento instantânea média do PIB sobre ele próprio. Esta taxa de crescimento pode ser implementada por políticas econômicas específicas estabelecidas pelo governo e/ou Banco Central como políticas de créditos com taxas de juros atrativas para o financiamento do setor produtivo e do setor de consumo, de forma que se possa intensificar o crescimento econômico alterando endogenamente os efeitos do fator u_5 ao longo do tempo.

Assim, tendo em vista que os fatores controláveis podem ser estabelecidos por meio de políticas endógenas e seus efeitos de impactos ao longo do tempo não devam ser tratados nas previsões de forma estocásticas e, neste caso, estes efeitos não serão explorados nesse estudo. Por esse motivo, este estudo restringe-se a introduzir inovações estocásticas, de forma generalizada, nos parâmetros de impactos do modelo dinâmico sujeitos a efeitos políticos ou econômicos exógenos, que possam alterar as ordens das relações de impactos nas variáveis macroeconômicas e monetárias da economia. Com isso, estas variações estocásticas nos parâmetros do sistema podem causar perda ou ganho na qualidade delas e, portanto podem se tornar mais eficientes ou deficientes. Estas mudanças de comportamento (perdas ou ganhos) são chamadas de bifurcações.

Então, como é possível observar, as variações estocásticas introduzidas nos parâmetros causam efeitos de mudança de comportamento da economia diante de efeitos exógenos políticos e econômicos. Contudo, também é possível analisar os efeitos aditivos de inovações estocásticas advindas de efeitos econômicos e políticos domésticos, e/ou internacionais sobre o desempenho das variáveis macroeconômicas ou monetárias da economia. Neste estudo foram introduzidos, de forma genérica, estes dois efeitos.

De uma forma geral, em muitas situações as alternâncias de comportamento, devido às variações nos coeficientes ou os efeitos aditivos sobre variáveis macroeconômicas, podem evoluir para situações irrealistas, sobre as quais a economia exige mudanças significativas no seu percurso. Portanto, a finalidade do estudo introduzido neste capítulo visa identificar a flexibilidade do comportamento da economia doméstica em estudo, no caso, a economia brasileira.

Este capítulo é dividido em duas seções: na primeira, será feito um resumo sobre o procedimento de uso das realizações de Monte-Carlo e na segunda, serão abordados os resultados das simulações do modelo estocástico, apresentando as técnicas usadas.

5.1 REALIZAÇÕES DE MONTE CARLO (MC).

Para representar e manipular as incertezas econômicas ou políticas destacadas no subitem anterior é utilizado o formalismo probabilístico, pois, encontrar uma solução analítica de um modelo probabilístico é muitas vezes impossível. Nesses casos, a única maneira de estudar o sistema é por meio da simulação estocástica utilizando parâmetros ou condições iniciais probabilísticas. Logo, nestas situações, tem-se a necessidade de gerar números utilizando uma distribuição de probabilidade. Motivos pelos quais as técnicas do método de Monte Carlo são usadas.

As técnicas de simulação de Monte Carlo são empregadas para simular sistemas determinísticos com parâmetros estocásticos. O nome Monte Carlo foi proposto pelos cientistas do projeto Manhattan durante a segunda guerra mundial. Dentro dos pioneiros no método de Monte Carlo, destacam-se: Metropolis e Ulam (1947). Este método é, na atualidade, usado para simular fenômenos físicos complexos em muitos campos científicos como: na radioatividade, na física de altas energias, nas redes, na econometria e na logística. A técnica de simulação MC é baseada na amostragem da distribuição de quantidades incertas. Ela pode ser visualizada como uma caixa preta, onde entra um fluxo de

números pseudoaleatórios (gerado por computador) e sai um fluxo de números; a estimação da quantidade de interesse é obtida analisando-se o *output*. Por exemplo, supõe-se ter uma população onde o decréscimo é descrito pela seguinte equação diferencial:

$$\dot{x} = Kx, \quad x(0) = 10 \quad (5.1)$$

onde a quantidade $K < 0$ não é conhecida de maneira exata, mas que pode ser descrita por uma distribuição de probabilidade uniforme, tal que o fator K possa assumir aleatoriamente qualquer valor no intervalo de $-4 \leq K \leq -2$. Como K é aleatória, a quantidade $x(t)$ também será aleatória. Neste caso, a simulação de Monte Carlo é usada quando o comportamento de um sistema pode ser descrito pela evolução de uma densidade de probabilidade (a densidade $x(t)$ deste exemplo).

É importante destacar que mesmo os problemas não aleatórios podem ser resolvidos por um método estocástico. O método MC se baseia na amostragem das quantidades aleatórias, a repetição de uma simulação determinista para cada valor amostrado e a agregação dos resultados.

Existem problemas que podem ser resolvidos somente pelo método MC e outros que são mais facilmente resolvidos pelo método MC. Este método é muitas vezes considerado como o da última mola, uma vez que requer recursos computacionais bastante consistentes.

5.2 SIMULAÇÃO DO MODELO ESTOCÁSTICO DO SISTEMA DE EQ. (3.22).

No caso deste estudo, a variável \dot{x} da Eq. (5.1) representa a primeira derivada em relação ao tempo das variáveis endógenas: PIB real, taxa de juros SELIC nominal, a dívida pública real, a inflação (IPCA) e o câmbio real. Enquanto K representa um vetor de parâmetros que, de forma estocástica, impõe choques na economia brasileira com distribuição normal em torno do valor determinístico calibrado para o sistema (observe que estes choques são efetivados somente nos parâmetros de impactos não controláveis).

Considera-se ainda que na Equação (5.1) acima, são adicionados choques estocásticos nas próprias variáveis endógenas, com distribuição normal, de média zero e variância de 6% da variância de cada variável endógena em cada equação do sistema (3.22). Por exemplo, o choque dado em cada momento de tempo na equação do PIB é um valor gerado

de forma randômica que atende uma distribuição normal de média zero e dispersão que atenda uma variabilidade (variância) igual a 0,06 do próprio PIB, durante o período de 1996-2014 correspondente aos dados empíricos. Este procedimento foi aplicado para os choques aditivos em todas as demais variáveis endógenas do modelo dinâmico (3.22).

Os choques estocásticos nos parâmetros de impactos têm por finalidade absorver efeitos de inovações de curto e longo prazo (três anos ou mais), devido às economias internacionais e/ou domésticas, que possibilitam mudanças mais significativas no curso do comportamento da dinâmica da economia doméstica. Por outro lado, os choques aditivos tiveram como finalidade absorver os efeitos de inovações estocásticas que interagem na economia devido a perturbações de curto prazo, a efeitos de economias internacionais e/ou na própria economia doméstica.

Portanto, o objetivo deste capítulo foi o de proceder à simulação do modelo estocástico, definido pelo sistema dado pela Eq. (3.25), com a finalidade de determinar os efeitos das variabilidades impostas sobre o vetor de variáveis endógenas, $dx(t)$ e seu consequente impacto sobre a estabilidade do comportamento da economia doméstica em estudo. Para tanto, foi necessário definir (conforme Eq. (3.25)) o vetor de interação não linear entre as variáveis fiscais e monetárias, denotado por $f(x(t))$, a matriz de impacto denotado por $g(x(t))$, o vetor de flutuação paramétrica do ruído representado pela variável $h(x(t))$, o vetor estado $(x(t))$, o vetor de impacto e o vetor de distúrbios externos e internos. Para a obtenção dos resultados foi elaborado um programa computacional na plataforma MATLAB 2013a e realizadas simulações, gerando, para cada unidade de tempo, vetores aleatórios de parâmetros de impactos por meio da função randn do MATLAB, utilizando-se incrementos de tempo bastante pequenos da ordem de 10^{-4} e obtendo duzentas realizações de Monte Carlo para o período de 1996-2022. Esse processo de estimativa levou vários dias para obter os resultados desejados, utilizando-se um computador com processador padrão i-5, 8gb de memória RAM. As bandas e amplitudes de perturbações geradas para todos os parâmetros foram testadas e mantidas as máximas combinações entre elas, em que as soluções das realizações de Monte Carlo convergissem. Na tabela 4, a seguir, serão apresentados os resultados de amplitudes máximas e mínimas dos choques estocásticos nos parâmetros de impactos a cada variável endógena e a cada parâmetro do sistema dinâmico da Eq. (3.22). A Figura (11) mostra as distribuições das perturbações introduzidas nos parâmetros com

correspondentes distribuições normais, estimadas em função de percentuais de variabilidade assumidos para cada parâmetro, garantindo a convergência do modelo para cada realização de Monte Carlo, e a Figura (12) apresenta as distribuições das perturbações introduzidas de forma aditiva em cada variável endógena do modelo dinâmico em estudo.

Tabela 4 – Valores dos choques introduzidos nos Parâmetros e nas variáveis endógenas.

Parâmetros e variáveis endógenas	Coeficientes identificados para o Sistema (3.22)	Valores após choques	
		Min.	Max.
PIB	0	-0.0062	0.0075
SELIC	0	-3.7334×10^{-4}	4.9254×10^{-4}
Dívida	0	-0.0104	0.0100
Inflação	0	-5.9475×10^{-5}	8.2018×10^{-5}
Câmbio	0	-0.0603	0.0641
γ_1	-17.4828	-17.4835	-17.4823
γ_2	0.0619	0.0608	0.0628
μ_1	1.4148	1.3850	1.4464
μ_2	0.0784	0.0767	0.0801
θ_1	-9.7343	-9.9349	-9.5092
σ_1	0.00003663	3.5884×10^{-5}	3.7266×10^{-5}
σ_2	0.0239	0.0235	0.0244
δ_1	-198.7412	-198.7412	-198.7412

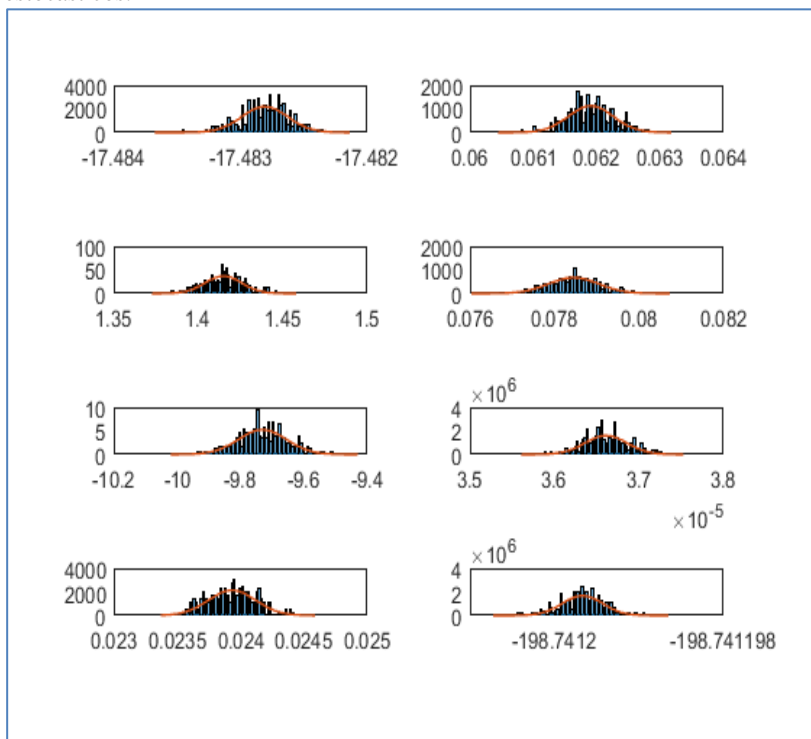
Fonte: elaboração própria.

Observa-se na figura 11, abaixo, os histogramas dos choques estocásticos impostos sobre os coeficientes que seguem uma distribuição normal, conforme evidencia a linha vermelha, com média igual ao valor calibrados dos coeficientes e os valores máximos e mínimos das perturbações estocásticas para cada coeficiente são destacados na tabela 4.

Na figura 11, a seguir, o primeiro histograma à esquerda, na parte superior da figura, representa o parâmetro γ_1 , coeficiente da taxa de juros na equação do PIB no sistema dinâmico (3.22). Percebe-se que a distribuição representada segue uma Lei Normal com média -17,4828 (valor identificado no processo de calibração). Neste histograma, pode ser observado que a variabilidade introduzida máxima aceitável para convergência das simulações de Monte-Carlo, foi consideravelmente

pequena, da ordem de $\pm 0,5 \times (-17,4823 + 17,4835) / -17,4828 = \pm 0,00003432$ (ou seja, da ordem de $\pm 0,003432\%$).

Figura -11- Histogramas das perturbações estocásticas dos coeficientes estocásticos.



Fonte: Elaboração própria.

O primeiro histograma, na parte superior, à direita da figura 11, representa o parâmetro γ_2 , coeficiente do câmbio real na equação do PIB no sistema dinâmico (3.22). A distribuição deste parâmetro também segue uma Lei de distribuição normal com média igual a 0,0619 e com variabilidade introduzida máxima aceitável para convergência das simulações de Monte Carlo, foi também pequena, da ordem de $\pm 0,5 \times (0,0628 - 0,0608) / 0,0619 = \pm 0,016155088$ (ou seja, da ordem de $\pm 1,6155088\%$).

De uma forma geral, observa-se na sequência da esquerda para a direita e de cima para baixo, a partir da segunda linha de histogramas, que todas as distribuições de perturbações estocásticas introduzidas nos

parâmetros seguintes atendem os requisitos de distribuições normais, conforme se observa nos gráficos em linha vermelha da Figura 11, e apresentam variabilidades máximas aceitáveis para convergência das simulações de Monte Carlo da ordem de:

$$\begin{aligned} \pm(0,5 \times (\mu_{1\max} - \mu_{1\min})/\mu_1) \times 100 &= \pm 2,1699\% , \\ \pm(0,5 \times (\mu_{2\max} - \mu_{2\min})/\mu_2) \times 100 &= \pm 2,1684\% , \\ \pm(0,5 \times (\theta_{1\max} - \theta_{1\min})/\theta_1) \times 100 &= \pm 2,1866\% , \\ \pm(0,5 \times (\sigma_{1\max} - \sigma_{1\min})/\sigma_1) \times 100 &= \pm 1,9275\% , \\ \pm(0,5 \times (\sigma_{2\max} - \sigma_{2\min})/\sigma_2) \times 100 &= \pm 1,8828\% , \\ \pm(0,5 \times (\delta_{1\max} - \delta_{1\min})/\delta_1) \times 100 &= \approx 0,0\% . \end{aligned}$$

De uma maneira geral, ao impor choques estocásticos nos coeficientes de impactos não controláveis, é importante definir, através de uma análise minuciosa, as máximas bandas de choques, para as quais seria possível atingir a convergência para as estimativas das variáveis endógenas do sistema para todas as realizações de Monte Carlo.

Nota-se que, através dos percentuais de perturbações estimados através das bandas de perturbações aceitas para convergência nas realizações de Monte Carlo, conforme Figura (11), os coeficientes que se mostraram mais restritivos foram os de impactos γ_1 e δ_1 . O coeficiente δ_1 caracteriza o impacto do índice de juros real sobre o câmbio real, o que demonstra a rigidez do câmbio real, em relação à taxa de juros real, na economia brasileira. O coeficiente γ_1 caracteriza o efeito de impacto, também do índice de juros real sobre a taxa de variação no tempo do PIB real, demonstrando também a inflexibilidade da produção da economia brasileira devido à taxa de juros reais. Portanto, é possível observar que a taxa de juros real da economia brasileira pode conduzir o nível de produção e o Câmbio real para situações de plena instabilidade em seus processos evolutivos.

Por outro lado, impactos de efeitos estocásticos nos demais coeficientes não controláveis do modelo dinâmico em estudo demonstraram ser aceitáveis para a convergência das realizações de Monte Carlo, e que conforme estimativos acima, eles aceitaram variabilidade que, dependendo do parâmetro, oscilaram no intervalo de variabilidade entre $\pm 1,6\%$ e $\pm 2,17\%$.

Deve-se ter em mente que impactos estocásticos nos coeficientes do modelo se caracterizam de forma que ocorram variações nas variabilidades das variáveis correspondentes a cada coeficiente, de

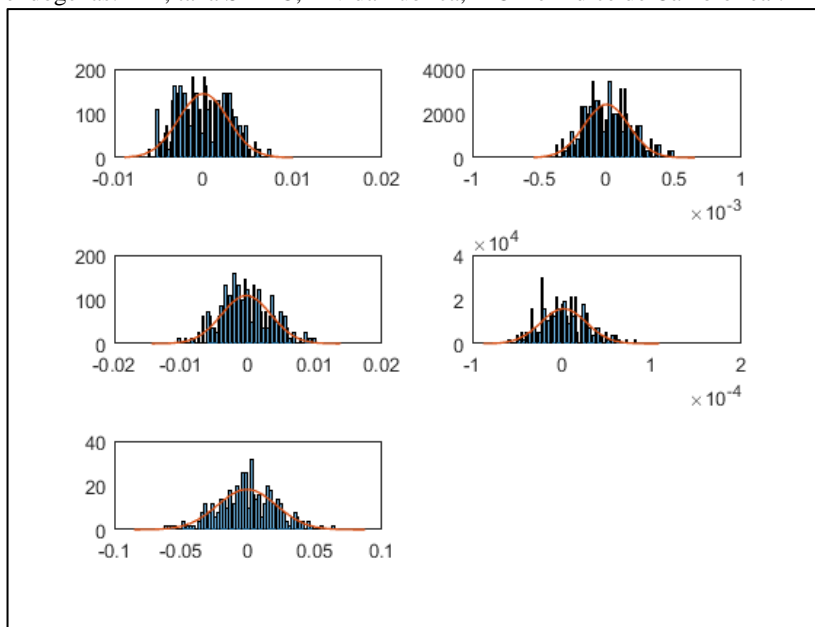
modo que aconteça diminuição em sua variabilidade ou alternâncias na direção do curso de evolução da respectiva variável. Portanto, o que se conclui com relação às bandas de oscilações de perturbações estocásticas aceitáveis para cada coeficiente é que a operacionalidade da economia brasileira, nos padrões regidos atualmente, demonstra ser acentuatadamente instável, e apresenta dificuldades para absorver efeitos positivos que lhe possibilita estabelecer alternâncias em seu curso de evolução.

A seguir, na figura 12 são apresentados os histogramas dos choques estocásticos adicionados às variáveis endógenas do modelo. No primeiro histograma a esquerda da figura 12, a seguir, foi plotado o histograma dos choques adicionados, em cada interação de tempo, à variável PIB real, cuja banda varia no intervalo $[-0,0062; 0,0075]$. Observa-se neste histograma que a distribuição estocástica segue uma Lei Normal (conforme a linha vermelha), com média zero e variância igual a $0,00000521$. No primeiro histograma, o da direita da figura 12, foram plotados os choques adicionados, em cada interação de tempo, à variável taxa de juros nominal, com banda de variação seguindo uma distribuição normal (conforme linha vermelha), dentro do intervalo $[-3,7334 \times 10^{-4}; 4,9254 \times 10^{-4}]$, com média zero e variância igual a $2,0826 \times 10^{-8}$. O segundo histograma, à esquerda da Figura 12 representa choques estocásticos adicionados à dívida pública brasileira, em cada interação de tempo, seguindo uma distribuição normal, com média zero e variância igual a $0,00001156$, tal que os valores encontram-se inclusos no intervalo $[-0.0104; 0.0100]$. Ainda, o segundo histograma à direita da figura 12 caracteriza uma representação do histograma dos choques estocásticos introduzidos na inflação brasileira (IPCA) a cada incremento de tempo, também seguindo uma distribuição normal (conforme linha vermelha), com média zero e variância igual a 5.561185×10^{-10} , com banda de valores inclusos no intervalo $[-5.9475 \times 10^{-5}; 8.2018 \times 10^{-5}]$. E, por último, o terceiro histograma, a esquerda da figura 12 representa os choques adicionados ao Câmbio real, com distribuição normal, média zero e variância igual a $0,00042987$, com valores variando no intervalo de $[-0.0603; 0.0641]$.

É importante observar que os choques em inovações sobre as variáveis endógenas do modelo possibilitam captar os efeitos de perturbações no processo econômico, por meio de ações políticas e/ou econômicas, ao nível doméstico ou internacional, de tal forma que se possam descrever evoluções de tendências estocásticas (ou quebras de tendências no processo evolutivo), podendo descrever a presença de

ciclos econômicos, alterando as relações de impactos dos coeficientes do modelo. Nesse estudo, preocupou-se em introduzir esses choques aditivos em um nível tal que não impossibilitassem a convergência nas soluções de Monte Carlo. Logicamente, as explorações dos efeitos de choques aditivos deverão ser feitas de uma forma bastante criteriosa ou em estudos adicionais. No entanto, eles foram introduzidos, com a finalidade de tornar as simulações de Monte Carlo mais realistas.

Figura -12- Histogramas das perturbações estocásticas adicionadas às variáveis endógenas: PIB, taxa SELIC, Dívida Pública, IPCA e Índice de Câmbio real.



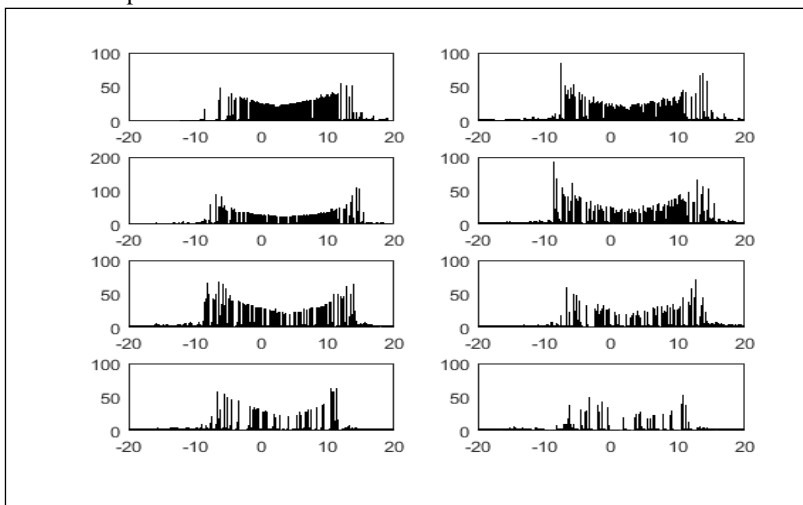
Fonte: Elaboração própria

A seguir, as figuras de 13 a 17 representam os histogramas das estimativas das realizações de Monte Carlo, em um total de duzentas, as quais foram submetidas às perturbações estocásticas nos coeficientes de impactos não controláveis e às perturbações estocásticas inseridas de forma aditiva para as previsões de comportamento no período 2015-2022. Foi tomado como primeiro ano de base de previsão o de 2015, tendo em vista que os dados empíricos usados neste estudo foram de 1996-2014. Nestas figuras são referenciados os histogramas para cada ano de previsão, sendo o primeiro, à esquerda, na parte superior de cada

figura, corresponde ao ano de 2015, e referenciados da esquerda para direita e de cima para baixo; ou seja, o histograma da parte superior, à direita de cada figura corresponde ao ano de 2016, e assim subsequentemente.

Na figura 13 são apresentados os histogramas referentes às duzentas realizações de Monte Carlo estimadas para os anos de 2015 a 2022. Percebe-se que, neste histograma devido às perturbações estocásticas, as quais foram introduzidas no processo de simulação, de forma aleatória em cada momento de tempo e em cada realização de Monte Carlo, que os valores possíveis para o PIB real para cada ano são condicionados às características do conjunto de inovações introduzidas ao longo do processo de simulação podendo atingir valores diversos, que estão inclusos em uma larga banda de valores que oscilaram no intervalo de $[-10; 10]$, para valores do PIB real para os anos de 2015 a 2022, relativos ao valor do PIB real de 1996 (isto é, um PIB real estimado de dez para o ano de 2015, significa que o PIB possível para este ano será dez vezes maior que o PIB real de 1996). De acordo com estes resultados, dependendo do nível de perturbação na economia e da amplitude destas perturbações, o desempenho do PIB real pode variar apresentando crescimento ou decrescimento em valores mais acentuados ou não. Isso é, no intervalo de -10 a $+10$, o PIB brasileiro pode decrescer e até mesmo atingir valores irrealizáveis, como os caracterizados pelos valores negativos da banda ou atingir valores realizáveis, caracterizados pelos valores positivos da banda do histograma.

Figura - 13 - Histogramas das realizações de Monte Carlo para o PIB real, para cada ano de previsão de 2015-2022.



Fonte: Elaboração própria.

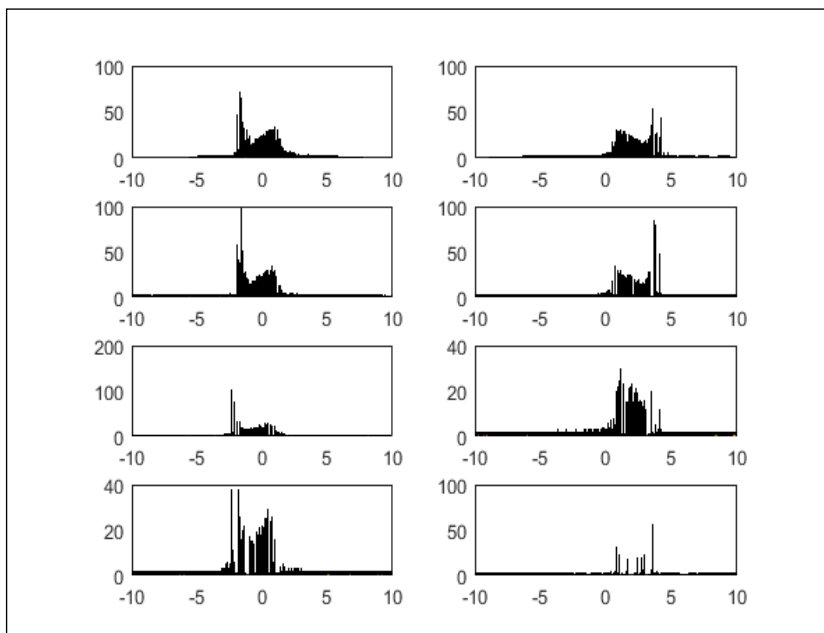
Portanto, pode-se concluir que o processo econômico brasileiro, ao ser perturbado, pode evoluir e bifurcar estocasticamente para um conjunto de soluções possíveis ou até mesmo evoluir para um conjunto de soluções impossíveis. A característica básica desse processo de bifurcação estocástica encontra-se no formato das distribuições de probabilidades do histograma, conforme caracterizado em Zou *et al.* (2012). Observa-se nos histogramas da Figura 13 que com as realizações de Monte Carlo estimadas, estes demonstram a constituição de dois pontos modais (pontos de maior probabilidade) nos histogramas da Figura 13, o que caracteriza duas distribuições de probabilidades de resultados distintos, sendo uma representando os resultados possíveis, e outras representando os resultados impossíveis (negativos). Esta característica de histograma para as previsões do PIB real demonstra mais uma vez a inflexibilidade da economia brasileira que, ao enfrentar choques em inovações, mesmo de ordem de dimensão pequena com os dos choques aqui introduzidos, a sua estrutura de produção pode se desarticular, podendo até mesmo entrar em um processo caótico de produção.

Na figura 14, a seguir, são apresentados os histogramas referentes às duzentas realizações de Monte Carlo estimadas para os anos de 2015 a 2022. Observa-se que, devido às perturbações estocásticas que foram

introduzidas no processo de simulação, de forma aleatória em cada momento de tempo e em cada realização de Monte Carlo, os valores possíveis para a taxa de juros SELIC nominal para cada ano são condicionados às características do conjunto de inovações introduzidas ao longo do processo de simulação, podendo atingir valores diversos, inclusive numa larga banda de valores que oscilaram no intervalo de $[-2; 3]$. Este intervalo significa que a taxa de juros SELIC, para os anos de 2015 a 2022, pode variar de menos dois a três vezes o valor da taxa de juros SELIC de 1996. Por exemplo, se assumir o valor de dois para o ano de 2015, isso significa que a taxa de juros SELIC nominal de 2015 será duas vezes maior que a taxa de juros SELIC nominal de 2014, em termo de valor absoluto. Portanto, neste caso, percebe-se que, baseado nos resultados do histograma da Figura 14, dependendo do nível de perturbação na economia e da amplitude destas perturbações, a taxa SELIC nominal pode apresentar valores significativamente discrepantes e até mesmo negativos. Taxa de juros negativa não se caracteriza como realizável, tendo em vista da impossibilidade de haver números índices negativos (conforme a propriedade de identidade de números índices) e isto induz a presença de uma região bifurcante indescritível pelo modelo. Regiões com índices menores que um caracterizam a necessidade de políticas monetárias não convencionais, como a política de “*quantitative easing*” seguida pelo Japão (Fratzscher *et al.* (2013)), durante a crise da Ásia em 1997, com a finalidade de aumentar a liquidez da economia.

De uma forma geral, observam-se também nos histogramas da Figura 14 que, com as realizações de Monte Carlo estimadas, estes demonstram a constituição de dois pontos modais (pontos de maior probabilidade), o que caracteriza duas bandas de distribuições de probabilidades de resultados que definem regiões distintas de atratores bifurcantes, uma negativa irrealizável e outra positiva realizável.

Figura - 14 - Histogramas das realizações de Monte Carlo para a taxa de juros SELIC nominal, para cada ano de previsão de 2015-2022.

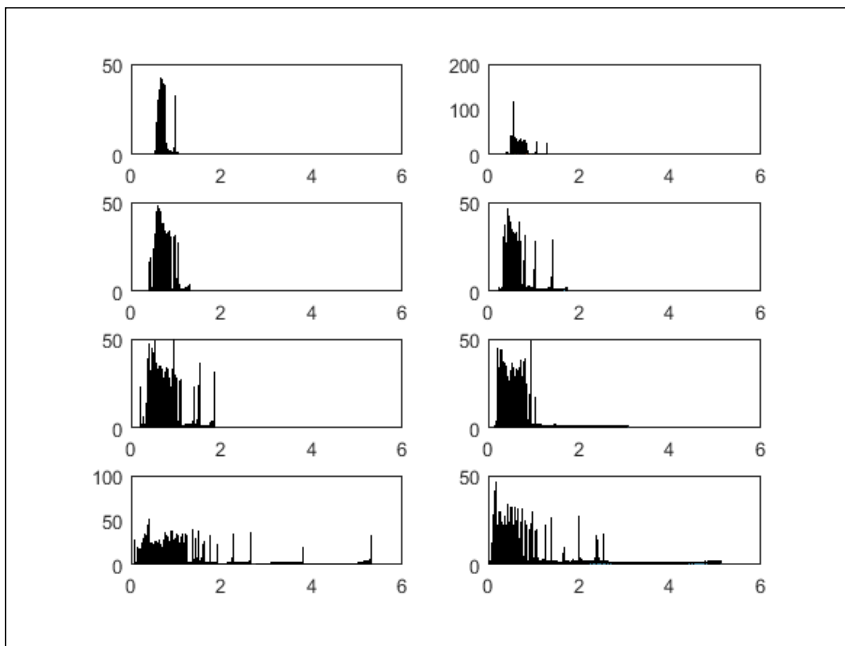


Fonte: Elaboração própria.

Na figura 15 abaixo, são apresentados os histogramas referentes a duzentas realizações de Monte Carlo estimadas para o período de previsão, de 2015 a 2022. Diferentemente dos dois casos acima comentados, observa-se que, devido às perturbações estocásticas, as quais foram introduzidas no processo de simulação, de forma aleatória em cada momento de tempo, e em cada realização de Monte Carlo, que os valores possíveis para a dívida pública para cada ano são condicionados às características do conjunto de inovações introduzidas ao longo do processo de simulação, podendo atingir valores diversos, porém positivos, incluso em uma banda de valores que oscilaram no intervalo de $[0; 2.5]$. Este intervalo significa que a dívida pública brasileira, para os anos de 2015 a 2022, pode sobrepôr até 2,5 vezes da dívida pública real de 1996, ou pode ser reduzida a um nível, dependendo da ordem de grandezas das perturbações estocásticas introduzidas nos parâmetros não controláveis ou adicionadas. Esta

banda se localiza somente na parte positiva do eixo, uma prova da ausência da possibilidade de bifurcação para esta variável.

Figura - 15 - Histogramas das realizações de Monte Carlo para a Dívida Pública real, para cada ano de previsão de 2015-2022.

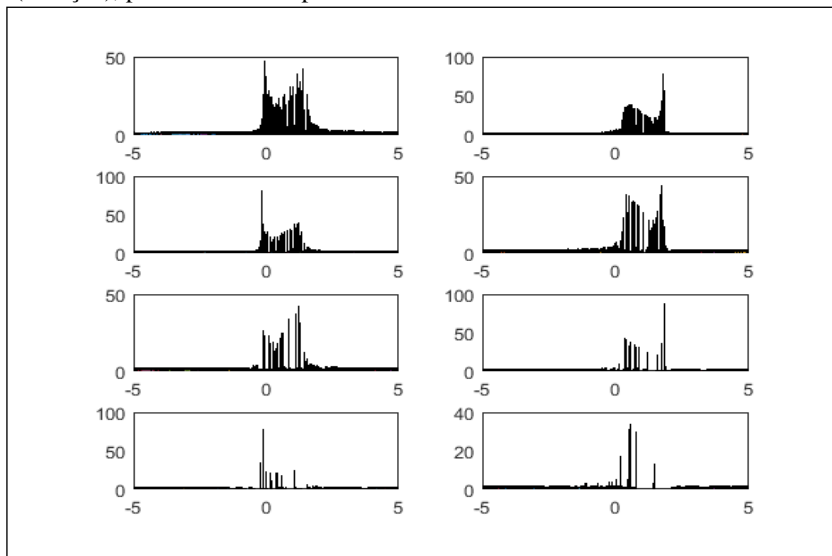


Fonte: Elaboração própria

Na figura 16, a seguir, são plotados os histogramas para as duzentas realizações de Monte Carlo, estimadas para os anos de 2015 a 2022, para a variável endógena IPCA. Observa-se que, devido aos choques estocásticos, os quais foram introduzidos no processo de simulação, de forma aleatória em cada momento de tempo e em cada realização de Monte Carlo, que os valores possíveis para o IPCA para cada ano são condicionados às características do conjunto de inovações introduzidas ao longo do processo de simulação, podendo atingir valores diversos, incluso em banda de valores que oscilaram no intervalo de $[-1; 2]$. Este intervalo significa que a inflação, para os anos de 2015 a 2022, pode variar de -1 a duas vezes do valor da inflação de 2015. Por exemplo, se o índice de inflação for negativo, isso significa a presença de uma região bifurcante irrealizável, pois, os índices nominais

negativos não tem sentido lógico devido a uma das propriedades básicas de números índices (a propriedade de identidade) que determina que ele deva ser positivo. Assim, nota-se que o índice de inflação ao ser perturbado por choques estocásticos nos parâmetros (ou adicionados nas variáveis endógenas) pode bifurcar para duas regiões de atração, definida cada uma por uma distribuição centrada em um determinado ponto modal, uma envolvendo situações de índices de inflação apenas positivos e totalmente realizáveis e outra envolvendo uma região compreendendo de uma pequena porção de índice de inflação negativa. Percebe-se, nos resultados apresentados na Figura 16, que dependendo do nível de perturbação na economia e da amplitude destas perturbações pode haver desinflação se o resultado estiver compreendido na banda com valores menores que um e maior que zero; ou haver aumento da taxa de inflação caso o valor estimado para o índice de inflação for maior que um.

Figura 16 - Histogramas das realizações de Monte Carlo para o índice de IPCA (inflação), para cada ano de previsão de 2015-2022.

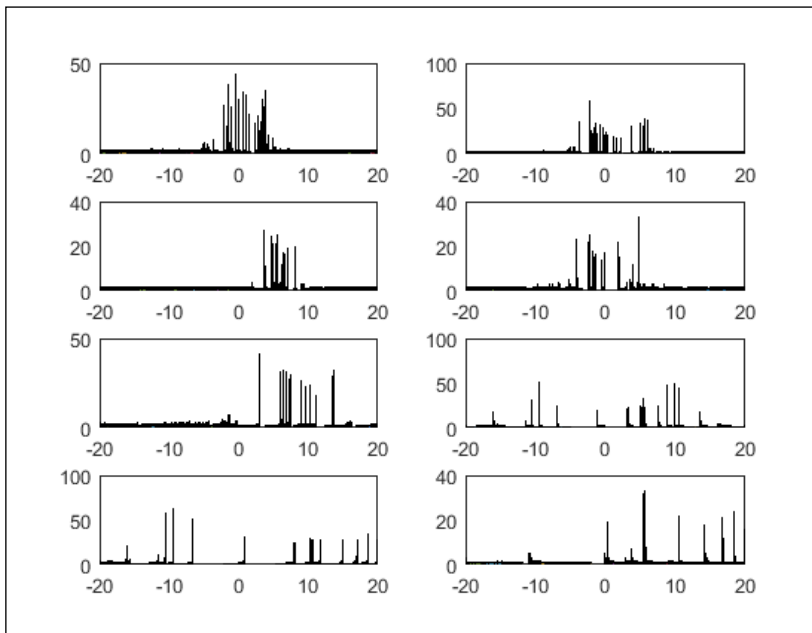


Fonte: Elaboração própria.

Na figura 17, a seguir, são plotados os histogramas para duzentas realizações de Monte Carlo, estimadas para os anos de 2015 a 2022,

para a variável Câmbio real. Observa-se que, devido aos choques estocásticos, as quais foram introduzidas no processo de simulação, de forma aleatória em cada momento de tempo e em cada realização de Monte Carlo, que os valores possíveis do câmbio para cada ano são condicionados às características do conjunto de inovações introduzidas ao longo do processo de simulação, podendo atingir valores diversos inclusos numa larga banda de valores que oscilaram no intervalo de $[-17; 19]$, isto quando se considera o quarto histograma, a esquerda de cima para baixo. Este intervalo significa que o câmbio, para os anos de 2015 a 2022, pode atingir regiões bifurcantes distintas, algumas destas regiões irrealizáveis, como aquelas que apresentam valores negativos para o câmbio real e outras realizáveis para valores positivos de câmbio. Na região realizável observa-se a presença de valores com altas probabilidades, praticamente, quase todas com valores de câmbios bastante significativos, aproximando-se do valor dezoito, o que demonstra a necessidade da economia brasileira enfrentar taxas de câmbio depreciadas diante de perturbações estocásticas. Portanto, é constatado neste caso, baseando-se nestes resultados, que dependendo do nível de perturbação na economia e da amplitude destas perturbações, pode haver depreciação cambial real, o que induz a um aumento do poder de exportação e diminuição da capacidade de importação.

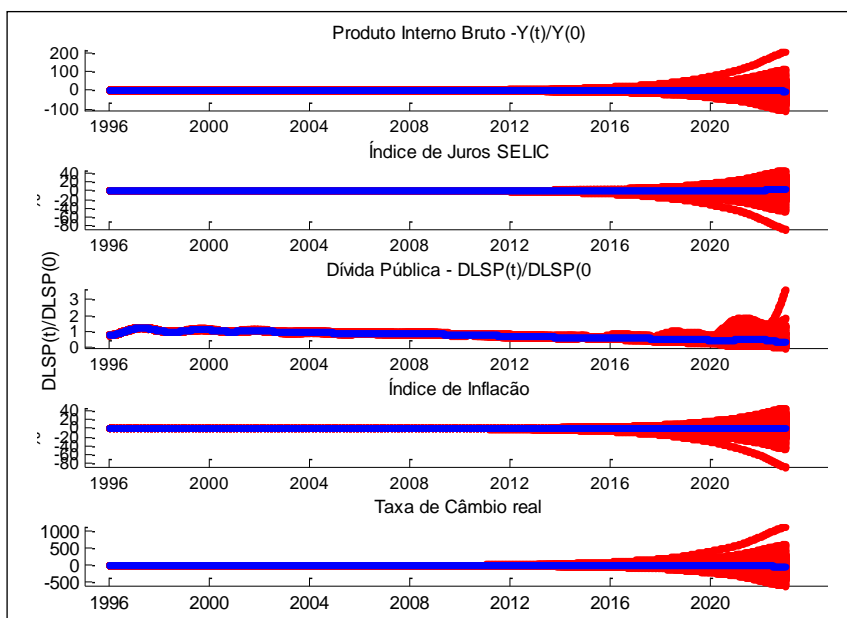
Figura - 17 - Histogramas das realizações de Monte Carlo para o câmbio real, para cada ano de previsão de 2015-2022.



Fonte: Elaboração própria.

Na figura 18 abaixo, são apresentados os gráficos das curvas referentes a duzentas realizações de Monte Carlo. Esta figura demonstra, de forma ilustrativa, o processo evolutivo das estimativas do conjunto de realizações, sendo que cada uma foi perturbada por um processo aleatório, envolvendo choques nos coeficientes não controláveis e de forma aditiva, para cada momento de tempo a partir de 2015. Os resultados das estimativas, apresentados na Figura 18, representam outra forma de demonstrar o comportamento das soluções obtidas, cujos resultados já foram comentados acima, durante a análise das Figuras 13 a 17.

Figura - 18- Gráficos das previsões das variáveis endógenas PIB real, índice SELIC nominal, Dívida Pública real, índice IPCA nominal e Câmbio real, para 200 realizações de realizações de Monte-Carlo.

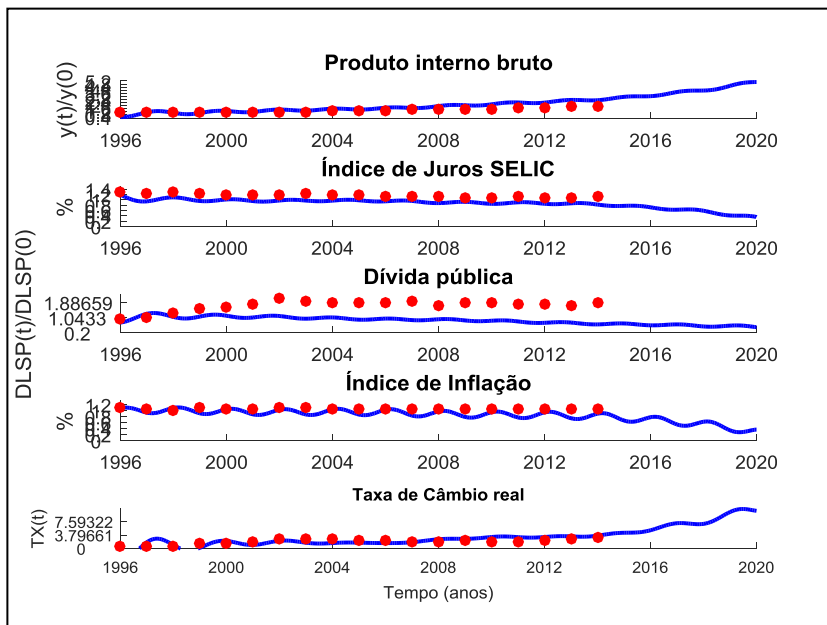


Fonte: elaboração própria

Na figura 19, abaixo, são apresentados os gráficos das curvas médias das duzentas realizações de Monte Carlo para as variáveis endógenas do sistema dinâmico em estudo, quando submetido aos choques estocásticos nos coeficientes de impactos não controláveis e aos choques aditivos. Nesta figura, percebe-se que, em termos médios, considerando os choques introduzidos que podem representar efeitos políticos e/ou econômicos externos e internos à economia brasileira, o PIB real crescer ao longo do período de previsão estimado a oito anos (2015 a 2022). Conforme este resultado, com um PIB real relativo de 1,7667 em 2014 e atingindo um valor de aproximadamente de 5,18 em 2022, isto demonstra que de acordo com estas previsões estocásticas, a economia brasileira apresenta uma possibilidade de crescimento. No mesmo período, a taxa de juros SELIC apresenta uma tendência de decréscimo entre 2015 e 2020, enquanto que a dívida pública real deve conhecer uma queda significativa até o final de 2020. O índice de

inflação IPCA deve também decrescer até o final de 2020; e, por último, o câmbio deve aumentar (depreciar), ou seja, o Real deve continuar a se desprecicar frente ao dólar até 2020, atingindo no final de 2020 um valor de 7,059.

Figura 19: Gráfico das curvas médias para o PIB real, índice SELIC nominal, Dívida Pública real, índice IPCA nominal e Câmbio real, para 200 realizações de Monte-Carlo.



Fonte: Elaboração própria

6 CONCLUSÃO

Na introdução do presente trabalho, foi mencionado como objetivo principal a busca de coordenação entre as políticas fiscal e monetária do Brasil durante o período 1996-2014, analisando como o instrumento de uma política influencia a outra. Para alcançar este objetivo, foi baseado no artigo de Sargent e Wallace (1981) e na Teoria Fiscal do Nível de Preço que ofereceram uma boa base teórica sobre os temas de dominâncias fiscal e monetária.

Baseado na abordagem de Zoli (2005) foi estruturado conceitualmente um modelo macrodinâmico que descreve as possíveis inter-relações entre as duas políticas, precisamente entre as variáveis fiscais e monetárias. Neste sentido, foi esboçado matematicamente um sistema de cinco equações diferenciais ordinárias, representado pela Eq. (3.22), a fim de mostrar como as variáveis fiscais e monetárias tais: PIB, taxa de juros nominal (SELIC), a inflação (IPCA), a dívida pública, o Câmbio, os gastos governamentais, as receitas tributárias, para citar que estas, interagem.

Após uma coleta de dados, o modelo dinâmico foi simulado, implementando-se um programa na plataforma MATLAB. Um processo de calibração das variáveis fiscais e monetária do sistema dinâmico da Eq. (3.22) foi realizado no MATLAB, utilizando a função *fminsearch*, a fim de facilitar o processo de convergência de calibração dos parâmetros no sistema dinâmico. Após realizar este processo, os parâmetros calibrados foram apresentados na tabela (3) deste trabalho.

Em seguida, baseado nas interpretações e análises feitas nestes parâmetros, foi descoberta a existência de uma relação negativa entre o diferencial das receitas tributárias do Brasil e os gastos governamentais com a dívida pública brasileira no período estudado (1996-2014). Considerando a relação que existe entre o diferencial de receitas tributárias e os gastos do governo com o *superávit* primário segundo Hermann (2002), foi concluído que um aumento do *superávit* primário no Brasil entre 1996 e 2014 induz uma queda na dívida pública do país, ou seja, o *superávit* primário do Brasil entre 1996-2014 foi usado para impedir o aumento da dívida pública.

Baseado nos trabalhos de Monteiro (2014) e Gadelha (2006), onde o primeiro autor mostrou uma inexistência de dominância fiscal na economia brasileira entre 1970-2012, mostrando como o saldo primário (*déficit/superávit* primário) responde a choques na dívida e o segundo autor provou, via uma relação de causalidade de Granger unidirecional

entre as variáveis *superávit* primário/PIB e dívida pública/PIB, a maneira de que a política de geração de *superávit* fiscal tenha sido capaz de estabilizar a dívida pública, uma característica da dominância monetária segundo ele; aqui neste trabalho, foi concluído que esta relação negativa entre o *superávit* e a dívida pública do Brasil é visto como uma presença de dominância monetária na economia nacional, tal foi a resposta a primeira pergunta feita no início deste trabalho.

Em seguida, a fim de responder a segunda pergunta, foi feita uma curta análise sobre sistema dinâmico da Eq. (3.22), e foi concluído que houve uma relação indireta entre a inflação e o saldo primário brasileiro no período 1996-2014 via os parâmetros de impactos controláveis u_1 , u_2 , u_3 . Por último, na terceira resposta, foi comentado que mesmo sob uma dominação da política monetária, aonde o Banco Central não precisa se preocupar com a solvabilidade do governo, uma vez que este último gere *superávit* suficiente para pagar a sua dívida; as variáveis orçamentais tais como gastos governamentais e receitas tributárias devem entrar na função de reação do Banco Central.

Uma vez que a realidade econômica dos países em desenvolvimento seja mais complexa do que se apresenta, pois estas economias são expostas a choques externos e internos; o modelo dinâmico foi transformado em um modelo estocástico a fim de se adaptar com a realidade. Esta adaptação foi possível dando choques estocásticos nos parâmetros de impactos não controláveis com a finalidade de absorver efeitos de inovações de curto e longo prazo, devido às economias internacionais e/ou domésticas; além disso, outros choques, chamados de choques aditivos, foram dados em cada variável endógena a fim de absorver os efeitos de inovações estocásticas que interagem na economia, devido a perturbações de curto prazo, devido a efeitos de economias internacionais e/ou domésticas.

Para simular o modelo estocástico, foi elaborado um programa computacional na plataforma MATLAB 2013a, e realizadas simulações, gerando para cada unidade de tempo vetores aleatórios de parâmetros de impactos, por meio da função `randn` do MATLAB, utilizando incrementos de tempo bastante pequenos, da ordem de 10^{-4} , e obtendo duzentas realizações de Monte-Carlo, para o período de 1996-2022. As bandas e amplitudes de perturbações geradas para todos os parâmetros foram testadas e mantida as máximas combinações de bandas e amplitudes em que as soluções das realizações de Monte Carlo convergissem. No resultado desta simulação, percebe-se que há presença de bifurcações na economia brasileira. Isso é, representa a dificuldade desta economia a absorver choques externos.

A lembrar de que nesse estudo, os choques aditivos foram introduzidos de tal forma que não impossibilitassem a convergência nas soluções de Monte Carlo; no entanto eles foram introduzidos, com a finalidade de tornar as simulações de Monte Carlo mais realista. Logicamente, as explorações dos efeitos destes choques devem ser feitos de uma forma bastante criteriosa, ou deverá ser feito em estudos adicionais. Tal será provavelmente o objetivo dos próximos trabalhos.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, António. Ricardian fiscal regimes in European Union. European Central Bank. **Working Paper Series** n 558, November 2005
- AMARAL, Rafael Quevedo do. A dinâmica da Função de Reação do Banco Central do Brasil: uma possível fonte da perda de eficácia da política monetária. **Revista Economia & Tecnologia**, Curitiba, Vol. 2, Nº 3, Julho/Setembro, 2006.
- ARAÚJO, Carlos Hamilton; AZEVEDO, Cyntia; COSTA, Sílvio. Fiscal consolidation and macroeconomic challenges in Brazil. **BIS Working Papers**, Basel/Switzerland, Nº 67, 2012.
- ASO, Yoshiyumi. Sustainability of Budget Deficits. **Public Policy Review**, Japan, Vol. 9, Nº 4, September 2013.
- BALL, Laurence. **Policy Rules for Open Economies**. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c7415.pdf>> Acesso em: abril 2015.
- BARRO, Robert J. Are Government Bonds Net Wealth? **Journal of Political Economy**, Chicago, Vol. 82, Nº 6, November/December, 1974.
- BAUMANN, Renato. Brazil in the 1990s: an economy in transition. **Cepal review**, Vol. 73, April, 2001.
- BAXTER, Marianne; KING, Robert G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, Vol. 81, Nº 4, November, 1999.
- BIBI, Sadia; AHMAD, Syed Tauqeer; RASHID, Hina. Impact of Trade Openness, FDI, Exchange Rate and Inflation on Economic Growth: A Case Study of Pakistan. **International Journal of Accounting and Financial Reporting**, Las Vegas, Vol. 4, Nº 2, September, 2014.
- BLANCHARD, Olivier. **Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil**. Cambridge, MA: Massachusetts Institute of Technology (MIT) Press, March, 2004.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

BRANCHIERI, Claudio Maximiliano. **Taxa de câmbio**: um estudo sobre os determinantes, taxa de câmbio real e efetiva e crises cambiais. 141 f. Dissertação de Mestrado - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2002.

BRESSER-PEREIRA, Luis Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. **Revista de economia política**, São Paulo, v. 21, n. 3, p 146-177, jul, 2002.

BRITO, Ricardo Dias de Oliveira; ALVES, Felipe Alduíno. Uma análise do hiato de produto brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, Vol. 11, Nº 4, Out/Dez, 2012.

BUITER, Willem Hendrik. The Fallacy of the Fiscal Theory of the Price Level. **NBER Working Paper**, Massachusetts, Nº 7302, August, 1999.

BUITER, Willem Hendrik. **The Fiscal Theory of the Price Level: a Critique**. London: forth coming in the Economic Journal, 2000.

BUITER, Willem Hendrik. The Young Person's Guide to Neutrality, Price Level Indeterminacy, Interest Rate Pegs, and Fiscal Theories on the Price Level. **NBER Working Paper**, Massachusetts, Nº 6396, February, 1998.

CANOVA, Fabio. Detrending and Business Cycles Facts. **Journal of Monetary Economics**, London, Elsevier, Vol. 41, Nº 3, July, 1998.

CARNEIRO, Dionisio Dias e WU, Thomas. **Dominância fiscal e desgaste do instrumento único de política monetária no Brasil**. Texto para Discussão n. 7, IEPE/CdG, maio 2005, 33 págs. (disponível em <http://iepecdg.com.br/uploads/texto/TPD7IEPE.pdf>).

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Brazil, Vol. 64, Nº 3, September, 2010.

COX, Earl. Fuzzy logic for business and industry. **Charles River Media Inc.**, Massachusetts, 1995.

CUSINATO, Rafael Tiecher; MINELLA, André; PÔRTO JÚNIOR, Sabino da Silva. Hiato de produto e PIB no Brasil: uma Análise de Dados em Tempo Real. Trabalhos para discussão 203. **Banco Central do Brasil**, 2010.

FAVERO, Carlo A.; GIAVAZZI, Francesco. Inflation Targeting and Debt: Lessons from Brazil. **NBER Working Paper Series**, Massachussets, Nº 10390, 2004.

FIESP/DEPECON - Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos. **Estudos sobre a Taxa de Câmbio no Brasil**. São Paulo, 2014.

FRATZSCHER, Marcel; LO DUCA, Marco; STRAUB, Roland. On the international spillovers of US quantitative easing. **Working Paper Serie**. N. 1557 Frankfurt, 2013.

GADELHA, Sérgio Ricardo de Brito. **Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil?** Uma análise de causalidade. Dissertação de Mestrado - Universidade Católica de Brasília. Brasília, DF 2006.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sérgio Ribeiro da Costa. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, 2000.

GOLDMAN, Sachs. **The International Economic Analyst**, Vol. 11, June, 1996.

HENDERSON, Dale. W.; MCKIBBIN, Warwick J. A comparison of some basic monetary policy regimes for open economies: Implications of different degrees of instrument adjustment and wage persistence. **International Finance Discussion Papers**, Washington D. C., Nº 458, November, 1993.

HERMANN, Jennifer. **A Macroeconomia da Dívida Pública**: Notas sobre o Debate Teórico e a Experiência Brasileira Recente (1999-2002). Disponível em: <http://www.nudes.ufu.br/disciplinas/ppe/a_macroeconomia_da_divida_publica.pdf>. Acesso em: junho 2015.

IMF - International Monetary Fund. World Economic Outlook. Washington D.C., September, 2003.

KAISER, Regina; MARAVALL, Agustín (1999). **Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter.** Banco de Espana, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo, Nº 9912.

KLIR, George J.; YUAN, Bo. **Fuzzy Sets and Fuzzy Logic: Theory and Applications.** New Jersey, Prentice Hall, 1995.

LAGARIAS, C. Jeffrey et al. Convergence Properties of the Nelder-Mead Simplex Method in Low Dimensions. **Society for Industrial and Applied Mathematics**, United States Vol. 9, Nº 1, 1998.

LEEPER, Eric M. Equilibrium under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary Policies. **Journal of Monetary Economics**, Washington, Vol. 27, Nº 1, February, 1991.

LEITH, Campbell; WREN-LEWIS, Simon. Interactions between Monetary and Fiscal Policies. **Economic Journal**, England, Vol. 110, Nº 462, March, 2000.

LISBOA, Marcos de Barros. **Instituições e desenvolvimento econômico.** Disponível em: <www.oeb.org.br/ADM/depoimentos/public/meus_arquivos/discursoMarcos.pdf>. Acesso em: maio 2015.

MARQUES JUNIOR, Karlo. **Coordenação entre política fiscal e monetária em uma economia emergente sob regime monetário de metas de inflação.** 71 f. Tese de Doutorado – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Universidade Federal do Paraná, 2013.

MCCALLUM, Bennet T. Monetarist Rules in the Light of Recent Experience. **American Economic Review**, Nova York, Vol. 74, Nº 2, March, 1984.

METROPOLIS, Nicholas; ULAM, Stanislaw. The Monte Carlo method. **Jornal of The American Statistical Association**, Washington, v. 44, n. 247, p. 335–341, 1947.

MINELLA, André et Al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Working Paper Series**, Brasília, Nº 77, July, 2003.

MONTEIRO, Bernardo dos Anjos de Almeida. **Política fiscal e a coordenação de políticas macroeconômicas**: a dinâmica da dívida pública e o modelo brasileiro de gestão fiscal. 127 f. Dissertação de Mestrado - Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Santa Catarina, 2014.

MONTORO, Carlos; TAKÁTS, Elöd; YETMAN, James. Is monetary policy constrained by fiscal policy? **BIS Working Papers**, Monetary and Economic Department, Switzerland, Nº 67, 2012.

MOREIRA, Tito B. S.; SOUZA, Geraldo da S.; ALMEIDA, Charles L. The fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: the brazilian case. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n.1, pp. 85-106, Rio de Janeiro, May 2007.

PEDERSEN, Torben Mark. The Hodrick-Prescott Filter, The Slutsky Effect, and the Distortionary Effect of Filters. **Institute of Economics Discussion Paper**, Copenhagen, Nº 98/09, 1998.

PERO, Valéria. **Une nouvelle génération de programmes sociaux au Brésil**. Disponível em: <<http://ceriscope.sciences-po.fr/node/331>>. Acesso em: Julho 2015.

PINHO, Alexandre Ferreira. **Uma contribuição para a resolução de problemas de programação de operações em sistemas de produção intermitentes flow-shop**: A consideração de incertezas. Dissertação de Mestrado – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Itajubá, 1999.

PIRES, Manoel Carlos de Castro. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. São Paulo: **Estudos Econômicos**, volume 10, n 3, p. 367-375, 2006.

POOLE, William. Monetary Policy Rules. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, St. Louis, March/April, 1999.

SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. Minneapolis: **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, Minneapolis, 1981

SIMS, Christopher A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. **Economic Theory**, Vol. 4, 1994.

----- . Limits to inflation targeting. Incluído em: The inflation Targeting Debate, editado por B. S. Bernanke e M. Woodford. Chicago: **University of Chicago Press**, 2005.

SUMMA, Ricardo; MACRINI, José Leonardo. **Estimando a curva de Phillips brasileira no período do sistema de metas de inflação por redes neurais**. Grupo de economia política. IE-UFRJ, 8 de novembro de 2011.

SVENSSON, Lars E.O. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. **Journal of Monetary Economics**, Elsevier, Vol. 43, N° 3, June, 1999.

SVENSSON, Lars E.O. Inflation Targeting: Should it be modeled as an Instrument Rule or a Targeting Rule? **NBER Working Paper** 8925, May, 2002.

SVENSSON, Lars E.O. Open-Economy Inflation Targeting. **Journal of International Economics**, Elsevier, 2000.

TAYLOR, John B. **Discretion versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, N° 39, 1993.

VARGAS, Hernando; GONZÁLEZ, Andrés; LOZANO, Ignacio. Macroeconomic effects of structural fiscal policy changes in Colombia. **BIS Working Papers**, Monetary and Economic Department, Switzerland, N° 67, 2012.

VON ALTROCK, Constantin. **Fuzzy logic and neuroFuzzy applications in business and finance**. New Jersey: Prentice Hall PTR, 1996.

VON NEUMANN, John; MORGENSTERN, Oskar. **The theory of games and economic behavior**. Princeton: Princeton U. Press, 1994.

WOODFORD, Michael. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, Ohio, Vol. 33, N° 3, 2001.

WOODFORD, Michael. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in advance economy. **Economic Theory**, Vol. 4, 1994.

WOODFORD, Michael. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. **NBER Working Papers**, Switzerland, N° 5204,, August, 1995.

YÖRÜKOĞLU, Mehmet; MUSTAFA, Kılınç. Globalization of the interaction between fiscal and monetary policy. **BIS Working Papers**, Switzerland, N° 67, 2012.

ZOLI, Edda. How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries? **BIS Working Papers**, Switzerland, N° 174, April, 2005.

ZOU, Xiaoling; WANG, Ke; FAN, Dejun. **International Journal of Bifurcation and Chaos**. World Scientific Publishing. Vol 23. Company Stochastic poincare–bendixson theorem ´ and its application on stochastic hopf bifurcation.

APÊNDICE A

O câmbio real é o preço relativo dos bens entre os países. Ele mede o custo de um bem estrangeiro em relação ao bem doméstico, da uma medida da competitividade e é uma variável útil para explicar o comportamento do comércio e da renda nacional. Enquanto que o câmbio nominal se refere ao preço de uma moeda estrangeira em moeda nacional, ou vice-versa.

Segundo Branchieri (2002), as taxas de câmbio entre as diversas moedas variam a todo instante e estas variações são chamadas de apreciações ou depreciações nominais. A apreciação de uma moeda doméstica é o aumento do seu preço em relação a outra moeda estrangeira e a depreciação é a inversa. Portanto, a apreciação de uma moeda significa diminuição na taxa de câmbio e a depreciação corresponde ao aumento desta taxa.

Supõe que o câmbio real “e” seja definido da seguinte forma:

$$e = \frac{EP^*}{P} \quad (\text{A.1})$$

onde P^* é o nível de preço no país estrangeiro, P é o preço doméstico e E representa o câmbio nominal. Seguindo a Eq. (A.1) estabelecida acima, uma depreciação de e acontece se houver um aumento de P^* , ou uma redução de P . Neste sentido, uma depreciação da taxa real de câmbio (perda do valor do Real frente ao dólar) significa que o produto brasileiro ficou relativamente mais barato que o produto dos Estados Unidos, estimulando a demanda interna por produtos brasileiros, aumentando as exportações ou diminuindo as importações.

A lembrar de que segundo Branchieri (2002) uma depreciação na taxa nominal de câmbio não significa necessariamente, depreciação na taxa de câmbio real. Por exemplo, se um aumento dos preços nacionais for maior do que a depreciação nominal da moeda nacional, então haverá uma apreciação da taxa real de câmbio, tornando o produto nacional mais caro em relação ao produto estrangeiro.

Um caso a ser considerado é que quando a taxa de câmbio real é constante ao longo do tempo supõe-se que o conjunto de bens produzidos no território seja igual aos do país estrangeiro, e que todos estes bens sejam negociáveis. Neste caso, existe a lei do preço único: a arbitragem seria garantir que os preços, em moeda local, de vários bens sejam idênticos em todos os países. Isso produz uma teoria da

determinação da taxa de câmbio conhecida como a Paridade de Poder de Compra (PPC). Assim, tirando E na Eq.(A.1) tem-se:

$$E = \frac{eP}{P^*} \quad (\text{A.2})$$

Supondo que e seja constante no tempo, então $e = \bar{e}$ para todo tempo.

$$E = \frac{\bar{e}P}{P^*} \quad (\text{A.3})$$

A Eq.(A.3) explica que mudanças no preço nacional movimentam a taxa de câmbio nominal. Assim, PPC determina a taxa de câmbio pelo movimento no nível de preços relativos. Se a inflação doméstica for maior que a estrangeira, o câmbio vai apreciar e a moeda nacional irá se desvalorizar em relação à moeda estrangeira. Isso faz com que se precise de mais moeda nacional para comprar uma unidade de moeda estrangeira. Em resumo, o câmbio nominal é preço relativo da moeda e a inflação é a medida da diminuição do poder de compra de uma moeda.

Isto pode ser visto, de forma mais clara, tomando o log. de ambos os lados da Eq.(A.3):

$$E_t = \bar{e} + p_t - p_t^* \quad (\text{A.4})$$

Com a diferença primeira da Eq. (A.4) tem-se:

$$\Delta E_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (\text{A.5})$$

A Eq. (A.5) explica que mudança percentual na taxa de câmbio nominal é igual à diferença entre as taxas de inflação no mercado doméstico e estrangeiro.

A PPC fornece uma teoria muito eficaz sobre o movimento da taxa de câmbio. Um exemplo simples desta teoria é fornecido pelo índice Big Mac. O Big Mac é essencialmente o mesmo bem em todos os países. Assim, é fácil de comparar o preço em uma única moeda de todos os países do Big Mac. Onde a moeda é sobrevalorizada, espera-se que a taxa de câmbio se valorize e vice-versa.

Com a hipótese da paridade de poder de compra, as diferenciais de juros são uma função das diferenças da inflação esperada. A lei do preço único sugere que taxa de câmbio seja determinada por níveis de preços relativos:

$$E = \frac{P}{P^*} \quad (\text{A.6})$$

A Eq. (A.6) é uma teoria da determinação da taxa de câmbio, paridade de poder de compra, com base no pressuposto de que todos os bens sejam comercializados. Assim, esta equação assume que as taxas de câmbio reais sejam constantes. Não é um mau pressuposto para longo prazo, mas pode ser problemático para curto prazo. Se cada país produzir um e o mesmo bem, e se não existir os custos de transporte e prejuízos nacionais, a Eq. (A.6) teria sentido.

A Eq. (A.6) permite escrever:

$$\frac{E_t}{E_{t-1}} = \frac{\frac{P_t}{P_t^*}}{\frac{P_{t-1}}{P_{t-1}^*}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}^*}{P_t^*} \quad (\text{A.7})$$

Agora, se define a inflação como $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$. A Eq. (A.7) pode ser escrita da seguinte forma:

$$\frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} = \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi_t^*} - 1 = \frac{1 + \pi_t}{1 + \pi_t^*} - \frac{1 + \pi_t^*}{1 + \pi_t^*} = \frac{\pi_t - \pi_t^*}{1 + \pi_t^*} \quad (\text{A.8})$$

Então, é claro que $\pi_t - \pi_t^* = (\pi_t - \pi_t^*)(1 + \pi_t^* - \pi_t^*)$, a Eq.(A.8) admite a seguinte forma:

$$\frac{(1 + \pi_t^*)(\pi_t - \pi_t^*)}{1 + \pi_t^*} - \frac{\pi_t^*(\pi_t - \pi_t^*)}{1 + \pi_t^*} = (\pi_t - \pi_t^*) - \frac{\pi_t^*(\pi_t - \pi_t^*)}{1 + \pi_t^*} \quad (\text{A.9})$$

Se as taxas de inflação forem muito baixas, as diferenças entre elas serão muito baixas também, e o produto desta diferença com a inflação é ainda muito mais baixo. Neste sentido, o último termo do lado direito da Eq. (A.9) tende a zero, o que permite escrever a Eq. (A.9) da seguinte forma:

$$\frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} = (\pi_t - \pi_t^*) \quad (\text{A.10})$$

A Eq. (A.10) acima é chamada de paridade de poder de compra relativo. Esta equação explica que mudança percentual na taxa de câmbio nominal é igual à diferença entre a taxa de inflação doméstica e

do país estrangeiro. Em resumo, o PPC fornece uma teoria muito eficaz sobre o movimento da taxa de câmbio.

APÊNDICE B

MÉTODO RUNGE-KUTTA:

Procura-se resolver a seguinte equação diferencial ordinária:

$$y' = f(x, y), \quad y(x_0) = y_0 \quad (\text{B.1})$$

y sendo um vetor \mathbb{R}^n e f uma função de $\mathbb{R} \times \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n$.

Em busca da solução desta equação diferencial ordinária, três maneiras diferentes podem ser usadas: a analítica, a qualitativa e a que mais nos interessa neste trabalho, a numérica. Na primeira maneira, a prioridade é dada para buscar a solução da equação diferencial via processo de integração. Na segunda, busca-se o comportamento geométrico das soluções e os aspectos das curvas integrais descritos por meios de campos de direções. Esta é baseada na interpretação da derivada. Por último, na abordagem numérica, métodos numéricos (método de Euler, método de Runge-Kutta...) são usados para aproximar a solução de problema de valor inicial de equações diferenciais de primeira ordem.

O método Runge-Kutta, dos matemáticos alemães Carl David Runge (1856-1927) e M. Wilhelm Kutta (1867-1944) é considerado um dos mais populares. Cada ordem do método de Runge-Kutta consiste em comparar um polinômio de Taylor apropriado para eliminar o cálculo das derivadas. Assim, o método de quarta ordem é um dos mais preciosos para se obter soluções aproximadas do valor inicial.

Supõe-se o seguinte problema do valor inicial, formado pela equação diferencial ordinária abaixo:

$$\begin{cases} y' = f(x, y) \\ y(x_0) = y_0 \end{cases} \quad (\text{B.2})$$

Admite-se $y = y(x)$ como sendo a solução exata do problema. Pelo polinômio de Taylor, se a função $y(x)$ tiver $k + 1$ derivada contínua em um intervalo aberto contendo a e x , podemos escrever:

$$y(x) = y(a) + y'(a) \frac{x-a}{1!} + \dots + y^{(k)}(a) \frac{(x-a)^k}{k!} + y^{(k+1)}(c) \frac{(x-a)^{(k+1)}}{(k+1)!} \quad (\text{B.3})$$

onde c é entre a e x .

Substituindo a por x_n e x por $x_{n+1} = x_n + h$, a equação de Taylor de cima se torna:

$$y(x_{n+1}) = y(x_n + h) = y(x_n) + hy'(x_n) + \frac{h^2}{2!}y''(x_n) + \dots + \frac{h^{k+1}}{(k+1)!}y^{(k+1)}(c) \quad (\text{B.4})$$

onde c é entre x_n e x_{n+1} .

Segundo William *et Al.* (2007), o procedimento Runge-Kutta de primeira ordem ($k = 1$), é o método Euler básico. Portanto, o método de Runge-Kutta de quarta ordem ($k = 4$) torna:

$$y(x_{n+1}) = y(x_n + h) = y(x_n) + hy'(x_n) + \frac{h^2}{2!}y''(x_n) + \frac{h^3}{3!}y'''(x_n) + \frac{h^4}{4!}y^{(4)}(x_n) + \frac{h^5}{5!}y^{(5)}(c) \quad (\text{B.5})$$

Este procedimento de quarta ordem consiste em encontrar n constantes apropriadas de tal forma que:

$$y_{n+1} = y_n + ak_1 + bk_2 + ck_3 + dk_4 \quad (\text{B.6})$$

Considerando que:

$$y(x_{n+1}) = y_n + h\varphi(x_n, y_n, h)$$

onde

$$\begin{aligned} k_1 &= hf(x_n, y_n) \\ k_2 &= hf(x_n + \alpha_1 h, y_n + \beta_1 k_1) \\ k_3 &= hf(x_n + \alpha_2 h, y_n + \beta_2 k_1 + \beta_3 k_2) \\ k_4 &= hf(x_n + \alpha_3 h, y_n + \beta_4 k_1 + \beta_5 k_2 + \beta_6 k_3) \end{aligned}$$

coincide com o polinômio de Taylor de grau quatro.

O método mais utilizado é o seguinte:

$$y_{n+1} = y_n + \frac{k_1}{6} + \frac{k_2}{3} + \frac{k_3}{3} + \frac{k_4}{6} + 0(h^5) \quad (\text{B.7})$$

onde

$$\begin{aligned}k_1 &= hf(x_n, y_n) \\k_2 &= hf\left(x_n + \frac{h}{2}, y_n + \frac{k_1}{2}\right) \\k_3 &= hf\left(x_n + \frac{h}{2}, y_n + \frac{k_2}{2}\right) \\k_4 &= hf(x_n + h, y_n + k_3)\end{aligned}$$

e $O(h^5)$ é o erro de truncamento local deste método.

APÊNDICE C

C.1 MÉTODO SIMPLEX DE NELDER-MEAD.

Desde sua publicação em 1965, o algoritmo simplex de Nelder-Mead tornou-se um dos métodos mais utilizados para otimização irrestrita não linear. Bastante popular, especialmente nas áreas de química, engenharia química e medicina, o método de Nelder-Mead tenta minimizar uma função não linear com valor escalar de n variáveis reais, utilizando apenas os valores da função sem qualquer informação derivada (explícita ou implícita), Lagarias *et Al.* (1998).

O algoritmo Nelder-Mead foi proposto como um método para minimizar uma função de valor real $f(x)$ para $x \in R^n$. Quatro parâmetros escalares devem ser especificados para definir um método de Nelder-Mead completo: coeficientes de reflexão (ρ), de expansão (χ), de contração (γ), e de encolhimento (σ). De acordo com o artigo original de Nelder-Mead citado por Jeffrey *et Al.* (1998), estes parâmetros devem satisfazer as seguintes condições:

$$\rho > 0, \quad \chi > 1, \quad \chi > \rho, \quad 0 < \gamma < 1 \text{ e } 0 < \sigma < 1 \quad (\text{C.1})$$

As escolhas quase universais utilizadas no algoritmo padrão de Nelder-Mead são:

$$\rho = 1, \quad \chi = 2, \quad \gamma = \frac{1}{2}, \text{ e } \sigma = \frac{1}{2} \quad (\text{C.2})$$

As condições gerais da Eq. (C.1) são assumidas para o caso unidimensional, mas o caso padrão (C.2) é usado na análise bidimensional.

No início da iteração de ordem k , $k \geq 0$, um simplex não degenerada Δ_k é dado, juntamente com os seus $n+1$ vértices, cada um dos quais é um ponto em R^n . É assumido que a iteração k começa ordenando, e denominando esses vértices como $x_1^{(k)}, \dots, x_{n+1}^{(k)}$, de tal forma que:

$$f_1^{(k)} \leq f_2^{(k)} \leq \dots \leq f_{n+1}^{(k)} \quad (\text{C.3})$$

onde $f_i^{(k)}$ representa $f(x_i^{(k)})$. A k -ésima iteração gera um conjunto de $n+1$ vértices que definem um simplex diferente para a iteração seguinte,

de modo que $\Delta_{k+1} \neq \Delta_k$. Já que se procura minimizar f , referir-se a $x_1^{(k)}$ como o melhor ponto ou vértice, para $x_{n+1}^{(k)}$ como o pior ponto, e $x_n^{(k)}$ como o próximo pior ponto. Da mesma forma, refere-se a $f_{n+1}^{(k)}$ como o pior valor de função, e assim por diante.

C.2 ITERAÇÃO DO ALGORITMO DE NELDER-MEAD.

O processo de iteração do algoritmo de minimização de Nelder-Mead pode ser esquematizado como segue:

1. Ordem. Ordenar os $n + 1$ vértices para satisfazer $f(x_1) \leq f(x_2) \leq \dots \leq f(x_{n+1})$ usando as regras de desempate abaixo.

2. Reflexão. Calcule o ponto de reflexão x_r :

$$x_r = \bar{x} + \rho(\bar{x} - x_{n+1}) = (1 + \rho)\bar{x} - \rho x_{n+1} \quad (C.4)$$

onde $\bar{x} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n}$ representa o centróide dos n melhores pontos (todos os vértices exceto para x_{n+1}). Avaliar $f_r = f(x_r)$. Se $f_1 \leq f_r \leq f_n$, o ponto refletido x_r é aceitado e a iteração termina.

3. Expansão. Se $f_r < f_1$, o ponto de expansão x_c é calculado como segue:

$$x_c = \bar{x} + \chi(x_r - \bar{x}) = \bar{x} + \rho\chi(\bar{x} - x_{n+1}) = (1 + \rho\chi)\bar{x} - \rho\chi x_{n+1} \quad (C.5)$$

e avaliar $f_c = f(x_c)$. Se $f_c < f_r$, x_c é aceito e a iteração termina; caso contrário ($f_c \geq f_r$), x_r é aceito e a iteração termina.

4. Contração. Se $f_r \geq f_n$ executa-se uma contração entre \bar{x} e o melhor de x_{n+1} e x_r .

a. Lado de fora. Se $f_n \leq f_r < f_{n+1}$ (x_r é estritamente melhor que x_{n+1}) executa uma contração do lado de fora. Calcula como segue:

$$x_c = \bar{x} + \gamma(x_r - \bar{x}) = \bar{x} + \gamma\rho(\bar{x} - x_{n+1}) = (1 + \rho\gamma)\bar{x} - \rho\gamma x_{n+1} \quad (C.6)$$

e avaliar $f_c = f(x_c)$. Se $f_c \leq f_r$, x_c é aceito e a iteração termina; caso contrário, ir à etapa 5.

b. Lado de dentro. Se $f_r \geq f_{n+1}$, executa uma contração dentro: calcula-se

$$x_{cc} = \bar{x} - \gamma(\bar{x} - x_{n+1}) = (1 + \gamma)\bar{x} - \gamma x_{n+1} \quad (\text{C.7})$$

e avaliar $f_{cc} = f(x_{cc})$. Se $f_{cc} < f_{n+1}$, x_{cc} é aceito e a iteração termina; caso contrário, ir à etapa 5.

5. Execução da etapa psiquiatra. Avaliar f nos n pontos $v_i = x_1 + \sigma(x_i - x_1)$, $i = 2, \dots, n + 1$. Os vértices (não ordenados) do simplex na próxima iteração são x_1, v_2, \dots, v_{n+1} .

A conclusão geral, feita pelos autores sobre o algoritmo de Nelder-Mead, é que o principal mistério a ser resolvido não é se, em última análise, ele converge para um estado minimizador para as funções gerais (não convexas). Isso não é o caso, mas sim, por que ele tende a funcionar tão bem na prática produzindo uma diminuição inicial rápida em valores da função.

APÊNDICE D

FILTRO HODRICK-PRESCOTT (HP)

O filtro HP é um dos métodos preferenciais para extrair o componente de tendência de uma série macroeconômica. Este filtro é, portanto, transparente e fácil de programar. Uma literatura elaborada por Pedersen (1998), Kaiser e Maravall (1999) mostra que ele tem propriedades estatísticas satisfatórias. Além disso, embora ele conduza aos efeitos colaterais, a filtragem dos últimos pontos da amostra é relativamente pouco sensível às previsões usadas para estender as séries a médio prazo. Assim, se explica o seu uso comum em muitos estudos empíricos de organizações nacionais e internacionais.

No entanto, a literatura puramente estatística não considera esse filtro como ideal, pois, ele não permite alocar ciclos de diferentes comprimentos entre a componente cíclica e a componente tendencial. Além disso, como outras técnicas estatísticas, ele não é baseado em fundamentos teóricos econômicos, embora a sua utilização exija hipóteses que contenham pressupostos econômicos. Ele difere neste do outro grande tipo de métodos permitindo extrair a tendência do PIB com base na avaliação de uma função de produção.

Cada método (filtros estatísticos univariadas como o filtro HP, multivariadas como os modelos VAR estruturais, de funções de produção como no método estrutural, neste último caso, a função de produção do setor comercial é representado por uma Cobb-Douglas, enquanto do setor sem fins lucrativos é exógena) tem vantagens e desvantagens, de acordo com estatísticas ou propriedades econômicas que você deseja verificar ou pela utilização que pode ser feita a partir destes cálculos. Em consequência, nem a literatura teórica ou nem as múltiplas aplicações empíricas destes procedimentos permitem favorecer "*ex ante*" um método entre outros.

O filtro HP assume que uma série X é dividida em uma tendência e um ciclo:

$$X_t = T_t + C_t$$

onde a tendência T resulta do seguinte cálculo de otimização:

$$\min_{X_t^*} \sum_{t=1}^N [(X_t - T_t)^2 + \lambda(\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)]$$

Este filtro é semelhante a uma média móvel simétrica de comprimento infinito. Para filtrar um ponto específico da amostra, atribui-se pesos às observações que o cercaram, isso, dependendo de um lado do tamanho da amostra, do outro lado do valor do parâmetro λ . A escolha do valor do parâmetro λ irá condicionar um lado, do número de observações que devem ser adicionados no final (ou, mais raramente, no início) da amostra inicial para evitar o problema dos efeitos colaterais, do outro lado, certas propriedades da tendência, em particular, o seu grau de ciclicidade. A escolha do valor do parâmetro deve ser baseada em critérios econômicos e estatísticas.

Se na maior parte do tempo, as instituições que utilizaram o filtro HP para calcular a tendência ou o ciclo de uma série utilizou os valores recomendados por Hodrick e Prescott (100 em dados anuais e 1600 em dados trimestrais), muitos trabalhos recentes usaram valores muito diferentes. Alguns defendem valores mais elevados (Baxter e King que defendem um λ entre 100 e 400 para os dados anuais). Outros, principalmente nos estudos estatísticos recentes, preferem valores muito inferiores que variam de 4 a 10 (Maravall (1999), Pedersen (1998)...). A ausência de uma definição única da tendência e de suas propriedades pode explicar a variedade de resultados. Como Canova aponta (1998, pp.475-476):

« ...with in the empirical literature, there is a fundamental disagreement on the properties of the trend and on its relationship with the cyclical component of a series. (CANOVA, 1998, p. 475-476)»

A. ARGUMENTOS ESTATÍSTICOS.

A análise no domínio da frequência de uma série econômica mostra que qualquer série estacionária pode ser decomposta em uma soma ponderada de série cíclica de diferentes frequências. Um filtro ideal permitiria afetar certos ciclos, tais como aqueles superiores a 8 anos a um componente tendencial, e os ciclos de tempos inferiores a um componente cíclico. O comprimento limite (aqui 8 anos) depende da escolha do economista. No caso do cálculo de um PIB tendencial, é

comum escolher o tempo que corresponde, em média, ao comprimento dos ciclos de atividades deduzidos do passado da variável.

No caso do cálculo de um déficit ajustado do ciclo, é desejável isolar os movimentos cíclicos relacionados às mudanças de conjuntura. Na economia, a duração (comprimento) de um ciclo de atividade não é constante e é difícil de medir com precisão um comprimento médio. Consequentemente, a divisão entre as mudanças que se enquadram dentro do curto prazo e a conjuntura, e aquelas que afetam em longo prazo e a tendência, é difícil de executar. O objetivo não é, necessariamente, recorrer a um filtro ideal para separar os dois componentes.

Na prática, o filtro HP (como outros filtros) não permite prejudicar substancialmente um ciclo de um dado comprimento para o componente ao qual se liga. Isto significa que um ciclo com um comprimento inferior ao comprimento crítico (por exemplo, um ciclo de 5 anos para um comprimento crítico de 8 anos), em vez de ser completamente atribuída ao componente cíclico, será apenas parcialmente. Uma parte das flutuações que teria sido da componente cíclica da série será atribuída à tendência. Isto é o que é chamado de efeito de "compressão" que tem como consequência subestimar a volatilidade da componente cíclica e super estimativa da tendência. Por outro lado, é possível superestimar a variabilidade da componente cíclica a incluindo em uma porção das flutuações, de intervalos mais longos, que deveria pertencer a tendência. Este fenômeno é chamado efeito de "leakage". O filtro HP dá origem, em conjunto com estes dois, efeitos que o afetaram do comportamento do filtro ideal.

Tabela E. 1 - Valor do parâmetro λ e distorção do filtro de Hodrick-Prescott.

	Valor do Parâmetro λ	Definição	Desvantagens
Efeito de compressão	Valor baixo	Erradamente, afeta uma parte de intervalos de ciclos curtos á tendência.	Tendência muito volátil Componente cíclica subestimada
Efeito de leakage	Valor elevado	Erradamente, afeta uma parte de intervalos de ciclos longos ás componentes cíclicos.	Componente cíclica superestimada Tendência muito suave

Fonte: Elaboração própria

Do ponto de vista de Pedersen (1998), o melhor valor de λ é aquele que leva a minimizar uma função de perda construída a partir da

expressão dos efeitos de leakage e de compressão. Quanto maior é λ , mais fortes são os efeitos de leakage, mas quanto menor é λ , mais importantes são os efeitos de compressão. Este raciocínio puramente estatístico conduz a valores muito baixos do parâmetro. No entanto, do ponto de vista econômico, estes dois efeitos não têm as mesmas desvantagens, e a minimização da função de perda não é necessariamente desejável.

Segundo Kaiser e Maravall (1999), o melhor valor é aquele que permite a variância da componente cíclica de ser determinado, principalmente, pelos ciclos de comprimento perto do comprimento crítico selecionado (um ciclo de atividade de cerca de 8 anos). Em outras palavras, o espectro do componente cíclico deve apresentar um pico a esta frequência crítica, associada aos ciclos muito próximos de um período de 8 anos. Este raciocínio leva a um valor λ entre 6 e 8, uma série integrada de ordem 1, para um período crítico de 8 anos, e λ entre 30 e 40 para um período crítico de 12 anos. De acordo com esta abordagem, $\lambda = 100$ corresponde a um período crítico de 16 anos.

B. ARGUMENTOS ECONÔMICOS.

A escolha de um valor relativamente alto para λ corresponde a uma forte aversão para o efeito de compressão e uma insensibilidade relativa para os efeitos de leakage. Esta escolha, por razões descritas abaixo, pode ser inadequada para a análise da política fiscal através do cálculo do déficit ajustado do ciclo.

1) As implicações de um efeito de compressão forte: tendência muito volátil:

Quanto mais forte é efeito de compressão, mais a componente cíclica apresenta uma baixa volatilidade. Fortes efeitos de compressão levam as tendências muito voláteis, o risco de subestimar as variações na tendência. Calcular tendências altamente voláteis pode ser inconsistente com a ideia de que esta componente representa flutuações de longo prazo que afetam uma série. Assim, o PIB potencial conhece uma evolução relativamente estável. Escolher uma tendência muito volátil contradiz o principal objetivo de analisar os *déficits* ajustados do ciclo, ou seja, caracterizar a orientação das finanças públicas em um ambiente econômico mais estável que aquele descrito pela observação de série não filtrada. Subestimar os desvios em relação à tendência, ou

seja, escolher λ muito fraco é subestimar a contribuição da conjuntura para melhorar o saldo público em período de expansão do crescimento. Se o saldo orçamental se recuperar, então, conclui-se, erradamente, que as medidas estruturais visíveis no saldo ajustado do ciclo são a causa da melhoria. Na realidade, isso vem em parte do impacto da conjuntura favorável.

2) Implicações de um forte efeito de leakage: flutuações cíclicas muito voláteis

Existe também um perigo de erro de análise da política fiscal em forte efeito de Leakage, ou seja, se superestimar-se os desvios em relação à tendência. Nos períodos de baixo crescimento, se o saldo da administração pública se deteriorar, uma grande parte será atribuída à contribuição da conjuntura. A posição subjacente das finanças públicas seria mal avaliada. Além disso, a contribuição da parte conjuntural do saldo público para a evolução deste último é suposto ser igual a zero em média sobre um ciclo inteiro de negócios. Por isso, é importante escolher um comprimento médio de ciclos de negócios razoáveis. No entanto, quando se utiliza o filtro HP com λ relativamente alto, admite-se implicitamente que a neutralidade da componente cíclica do *déficit* é observada em períodos excessivamente longos. Em seguida, se sai do horizonte chamado de "médio prazo". O efeito de leakage (λ muito alto) conduziria a um comprimento médio implícito do ciclo de atividade muito comprido. Finalmente, fortes efeitos de leakage podem alterar a medida do ritmo do crescimento do componente tendencial, por exemplo, em caso de choque de produtividade. Portanto, uma parte da variância da tendência é erroneamente atribuída ao ciclo. Do ponto de vista da análise da política fiscal, este viés impede o reconhecimento de uma mudança sobre o crescimento tendencial que serve de referência para o cálculo da evolução de um conjunto de situações orçamentais de curto e médio prazo.

A escolha do parâmetro λ :

A escolha do valor do parâmetro é sempre arbitrária. Portanto, ela deve basear-se em critérios estatísticos e econômicos para escolher um valor. No caso da filtragem do PIB ou série macroeconômico ligado a este conceito, os critérios recuperados são apresentados na tabela abaixo:

Tabela E. 2 - Critérios e resultados do valor do parâmetro λ .

Critério	Objetivo	Valor do λ
Forma da tendência	Volatilidade suave e baixa.	λ elevado: >100
Atribuição dos ciclos curtos	Os ciclos de comprimento inferior a 10 anos vão na componente cíclica.	λ elevado: >100
Atribuição dos ciclos longos	Os ciclos >10 anos vão na tendencial.	λ baixo: <10
Duração média dos ciclos de atividade	8-10 anos.	λ intermediário: entre 10 e 100
Proximidade de um filtro ideal	Minimização dos efeitos de compressão e leakage.	λ baixo: <10

Fonte: Elaboração própria.

A satisfação conjunta de todos estes critérios não é possível, pois alguns levam a valores elevados de λ e outros a valores baixos.