

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

João Pedro Cavaleiro dos Reis Velloso

Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços:

Análise Empírica por Dados em Painel

Rio de Janeiro

2017

João Pedro Cavaleiro dos Reis Velloso

Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços:

Análise Empírica por Dados em Painel

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadores: Viviane Luporini

Diogo Abry Guillén

**Rio de Janeiro
2017**

FICHA CATALOGRÁFICA

V441 Velloso, João Pedro Cavaleiro dos Reis
Dominância fiscal via Teoria fiscal do nível de preços: análise por dados em painel /
João Pedro Cavaleiro dos Reis Velloso. - 2017.
78 p. ; 31 cm.

Orientador: Viviane Luporini.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de
Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia,
2017.

Bibliografia: f. 62 – 64.

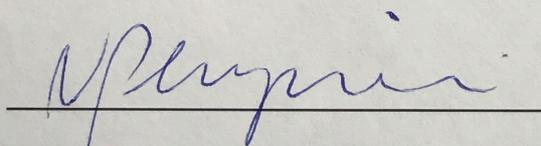
1. Política monetária. 2. Política fiscal. 3. Macroeconomia. I. Luporini, Viviane,
orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

CDD 332.46

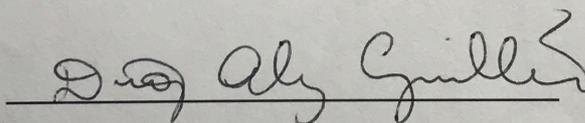
João Pedro Cavaleiro dos Reis Velloso

**Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços:
Análise Empírica por Dados em Paineis**

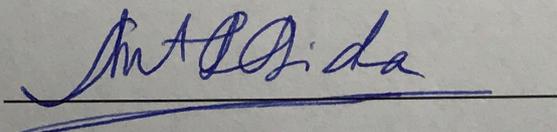
Rio de Janeiro, 08 de Junho de 2017



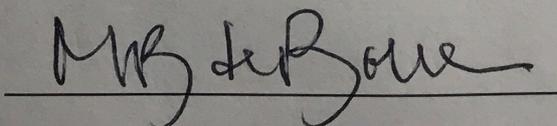
Viviane Luporini, PhD, Universidade Federal do Rio de Janeiro



Diogo Abry Guillén, PhD



Antonio Luis Licha, Doutor, Universidade Federal do Rio de Janeiro



Monica Baumgarten de Bolle, PhD, John Hopkins University

Agradecimentos

Aos meus orientadores Viviane Luporini e Diogo Guillén pela participação constante e imprescindível para a conclusão desta dissertação.

Aos professores Antonio Luis Licha, Alexandre Barros da Cunha e Monica de Bolle pelos comentários e sugestões.

Aos colegas de mestrado por todo o caminho percorrido nos dois anos em que dividimos as salas de aula e de estudos.

Aos professores e funcionários do Instituto de Economia da UFRJ.

Aos meus pais, João Paulo e Gloria, e à Catharina pelo apoio incondicional.

"All models are wrong, but some are useful" – George Box

RESUMO

A determinação da taxa de juros pela autoridade monetária é tradicionalmente vista pela literatura econômica como um forte instrumento de controle inflacionário. Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994) contudo, argumentam que, em cenários de forte desequilíbrio fiscal, esse instrumento pode ter sua eficácia comprometida. Tal fenômeno ficou conhecido na literatura como Dominância Fiscal. A dificuldade de verificação empírica, contudo, ainda não permitiu que eventos históricos fossem caracterizados, em definitivo, como episódios desse fenômeno. A proposta desta dissertação é, então, pesquisar a existência de indícios de impacto fiscal sobre a Potência da Política Monetária, de modo a contribuir com a literatura do campo. Para isso, montamos a variável de Potência de Política Monetária por meio de um modelo de Time Varying VAR baseado em Primiceri (2004). A partir de dados trimestrais e anuais de 11 países em desenvolvimento, utilizamos o método de Painel anual com efeitos fixos para avaliar o impacto do superávit fiscal sobre a Potência da Política Monetária. Os resultados encontrados estão de acordo com os esperados pela Teoria Fiscal do Nível de Preços, reforçando a ideia de que essa pode ser uma teoria aplicável à realidade econômica de países em desenvolvimento.

ABSTRACT

The interest rate determination by the monetary authority has been traditionally seen, by the economic literature, as a strong instrument to control inflation. Leeper (1991), Sims (1994) e Woodford (1994) have, however, argued that, under a scenario of strong fiscal unbalance, this instrument can have its efficacy compromised. Such a phenomena is known in the literature as Fiscal Dominance. The empirical difficulty in testing such issues has not yet allowed historical events to be characterized as episodes of this phenomena. What this dissertation proposes is to research the existence of evidence of a fiscal policy impact over the power of the monetary policy, in order to contribute with this field's literature. To do so, we have created a Monetary Policy Power variable using a Time Varying VAR model based on Primiceri (2004). Using quarterly and annual data from 11 developing countries, we used the panel method with fixed effects to evaluate the impact of a fiscal surplus over the Monetary Policy Power. The results that we found are in line with the ones of the Fiscal Theory of the Price Level, reinforcing the idea that this could be an applicable theory to the emerging economies.

Palavras-chave:

Dominância Fiscal; Política Monetária; Política Fiscal; Teoria Fiscal do Nível de Preços; Potência da Política Monetária

Sumário

1. Introdução.....	8
2. A literatura econômica da Dominância Fiscal.....	15
2.1 - Década de 70 até meados da década de 80 – Teoria Monetarista e a Base Monetária.....	15
2.2 - Meados da década de 80 em diante – Teoria Novo-Keynesiana e a Taxa de Juros..	18
2.2.1 - A Dominância Fiscal de Blanchard (2004).....	21
2.3 – Revisão Empírica.....	22
3. Um Modelo Teórico de Economia Monetária.....	26
3.1 - Agentes.....	26
3.1.1 - Objetivo e Preferências.....	26
3.1.2 - Restrição Orçamentária.....	27
3.1.3 - Maximização e Condições de Primeira Ordem.....	28
4. Capítulo Empírico.....	35
4.1 – Apresentação.....	35
4.1.1 - Regressão a ser idealmente estimada.....	35
4.1.2 - A Regressão e as Teorias de Dominância Fiscal.....	36
4.1.3 - Estratégia Empírica.....	37
4.2 – 1ª Etapa – Construindo a Potência da Política Monetária.....	39
4.2.1 - Motivação.....	39
4.2.2 - Metodologia.....	41
4.2.3 - Dados.....	46
4.2.4 - Resultados.....	48
4.3- 2ª Etapa – Painel.....	50
4.3.1 - Motivação e Metodologia.....	50
4.3.2 - Dados.....	53
4.3.3 - Resultados.....	55
5. Conclusão.....	60
Referências Bibliográficas.....	62
APÊNDICE A:.....	65
APÊNDICE B:.....	71
APÊNDICE C:.....	72
APÊNDICE D:.....	78

Lista de Tabelas

- Tabela 1 – Frequências e Janelas de Tempo dos Dados – 46
 Tabela 2 – Frequências, Janelas de Tempo e Estatísticas dos Dados após Estimação – 47
 Tabela 3 – Resultados Painel Anual – 55
 Tabela 4 – Resultados Painel Trimestral Sem Endividamento – 70
 Tabela 5 – Resultado Painel Trimestral Com Endividamento – 74

Lista de Figuras

- Figura 1 – Função Impulso Resposta Brasil - 63
 Figura 2 – Potência de Política Monetária Brasil - 63
 Figura 3 – Função Impulso Resposta Chile - 63
 Figura 4 – Potência de Política Monetária Chile - 63
 Figura 5 – Função Impulso Resposta China - 64
 Figura 6 – Potência de Política Monetária China - 64
 Figura 7 – Função Impulso Resposta Colômbia - 64
 Figura 8 – Potência de Política Monetária Colômbia - 64
 Figura 9 – Função Impulso Resposta Hungria - 64
 Figura 10 – Potência de Política Monetária Hungria - 64
 Figura 11 – Função Impulso Resposta Índia - 65
 Figura 12 – Potência de Política Monetária Índia – 65
 Figura 13 – Função Impulso Resposta Malásia - 65
 Figura 14 – Potência de Política Monetária Malásia - 65
 Figura 15 – Função Impulso Resposta México - 65
 Figura 16 – Potência de Política Monetária México - 65
 Figura 17 – Função Impulso Resposta Marrocos - 66
 Figura 18 – Potência de Política Monetária Marrocos - 66
 Figura 19 – Função Impulso Resposta Peru - 66
 Figura 20 – Potência de Política Monetária Peru – 66
 Figura 21 – Função Impulso Resposta Polônia - 66
 Figura 22 – Potência de Política Monetária Polônia - 66
 Figura 23 – Função Impulso Resposta Rússia - 67
 Figura 24 – Potência de Política Monetária Rússia - 67
 Figura 25 – Função Impulso Resposta África do Sul - 67
 Figura 26 – Potência de Política Monetária África do Sul - 67
 Figura 27 – Função Impulso Resposta Tailândia - 68
 Figura 28 – Potência de Política Monetária Tailândia – 68
 Figura 29 – PPMs de Todos os Países da Amostra – 69
 Figura 30 – Endividamento Bruto como proporção PIB para toda a Amostra Trimestral – 76

Lista de Siglas e Abreviaturas

- BC - Banco Central
 FED – Federal Economic Reserve
 PPM – Potência da Política Monetária
 ROIG – Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo
 TFNP – Teoria Fiscal do Nível de Preços

1. Introdução

Em sua exposição no simpósio de Jackson Hole de Agosto de 2016, Christopher Sims sugeriu que a Teoria Fiscal do Nível de Preços pode ajudar a entender a incapacidade de a política monetária conduzir a inflação para a meta nos Estados Unidos, Europa e Japão. Segundo ele, no atual cenário, a combinação de uma taxa de juros muito baixa e uma política fiscal exógena (ou seja, que não responde à variação da taxa de juros) previsivelmente resulta em uma taxa de inflação persistentemente baixa: *“The persistence of low inflation and low interest rates is not a surprise when, as has been true in fact, the low interest rates fail to generate substantial fiscal expansion”*. – Christopher Sims (2016).

Alguns anos antes, Jess Benhabib, Stephanie Schmitt-Grohé e Martín Uribe (2001) abordaram o tema da relação entre a política fiscal e o enfraquecimento da potência da política monetária. No artigo intitulado *“The Perils of Taylor Rules”*, os autores apresentaram a ideia de que a adoção da Regra de Taylor como regra de condução da política monetária resulta em dois possíveis equilíbrios, uma vez que se leve em consideração um limite inferior¹ para a taxa de juros. O primeiro equilíbrio, instável globalmente (ainda que estável localmente), apresenta a inflação na meta e taxa de juros positiva. O segundo, estável local e globalmente, apresenta taxa de juros muito próxima de zero e inflação extremamente baixa², a chamada Armadilha da Liquidez. Tudo que é necessário para um deslocamento do primeiro para o segundo equilíbrio é uma série de revisões deflacionárias de expectativas racionais. *“Another aspect of these dynamics that is central to the concept of liquidity traps is their self-fulfilling nature: all that is needed to fall into the liquidity trap is that people expect the economy to slide into a phase of decelerating inflation”* – Jess Benhabib, Stephanie Schmitt-Grohé e Martin Uribe (2002). Em um artigo de 2002, intitulado *“Avoiding Liquidity Traps”*, os mesmos autores sugerem que

¹ Em zero.

² É considerada, inclusive, a possibilidade de o segundo equilíbrio ser deflacionário.

uma possível alternativa para evitar a Armadilha de Liquidez (segundo equilíbrio) é o comprometimento crível do governo com a expansão fiscal nos casos em que a economia se aproxime suficientemente do limite nominal inferior.

Comum aos dois é o fato de que a resposta da política fiscal aos movimentos da política monetária é fator determinante para a estabilidade da taxa de inflação em torno da meta. A resposta da política fiscal não precisa ser feita instantaneamente, mas é necessário que haja um movimento das expectativas dos agentes econômicos de que, em algum momento futuro, a política fiscal vai responder à política monetária, se ajustando em magnitude condizente. A credibilidade da política fiscal, ao conduzir as expectativas dos agentes, se torna, nesse ambiente, essencial para a estabilidade inflacionária.

A relevância do tema da interação entre política fiscal e política monetária para a determinação da taxa de inflação não se restringe, contudo, aos casos de Armadilha de Liquidez, sendo ainda mais relevante em casos de países com alta inflação e alto endividamento. Em seu artigo de 1999, intitulado *“Tight Money Paradox on the Loose: a Fiscalist Hyperinflation”*, Eduardo Loyo sugere que grande parte da hiperinflação brasileira dos anos 80 pode ter sido causada justamente por um aperto monetário em um momento onde a política fiscal tinha um caráter exógeno e expansionista. Segundo ele, a inexistência de uma ancoragem de expectativas dos agentes em relação a uma retração dos gastos do governo em qualquer horizonte futuro pode ter feito com que o aumento dos juros conduzisse a uma inflação cada vez mais alta. A origem desse movimento inflacionário estaria no efeito-riqueza que a expectativa de expansão fiscal tem sobre as decisões de consumo ótimo dos agentes.

Em 30 de setembro de 2015, Monica De Bolle assumiu papel central no debate econômico e monetário brasileiro ao sugerir, em um artigo intitulado *“Brazil Needs to Abandon Inflation Targeting and Yield to Fiscal Dominance”*, que o país poderia se encontrar em um cenário conhecido como *“Dominância Fiscal”*. Segundo ela, a coincidência de uma política

fiscal desbalanceada com redução drástica na credibilidade do governo e do Banco Central poderiam fazer com que apertos monetários levassem a uma forte depreciação cambial. Essa ideia teórica foi sugerida originalmente por Olivier Blanchard em seu artigo intitulado “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil” (2002). Nele, Blanchard sugeria, à luz da véspera das eleições presidenciais brasileiras, que, caso o impacto sobre o câmbio do risco de *default* da dívida pública fosse maior que a atração advinda do diferencial de juros, seria possível que um aumento cambial causasse ainda mais inflação, ao invés de reduzi-la.

Por fim, no Relatório de Inflação divulgado pelo Banco Central do Brasil em Setembro de 2016, atentou-se para o fato de que a política fiscal tem impacto relevante na busca, por parte da política monetária, da meta de inflação: “Dentre os elementos que poderiam permitir maior confiança no alcance das metas, o Comitê destacou os seguintes fatores domésticos: (...) ; e (iii) que ocorresse redução da incerteza sobre a aprovação e implementação dos ajustes necessários na economia, incluindo a composição das medidas de ajuste fiscal e seus respectivos impactos sobre a inflação.” – Relatório de Inflação do Banco Central do Brasil, Setembro 2016.

Novamente, a relevância da interação entre a política fiscal e a política monetária esteve presente nos debates acadêmicos e políticos recentes, mas, desta vez, em um cenário de desancoragem de expectativas com inflação crescente. Comum aos três últimos casos apresentados (Loyo – 1998; Mônica de Bolle – 2015; e Relatório do BCB - 2016) está o fato de que, em cenários de política fiscal exógena, um aumento da taxa de juros pode ser contra-producente ao combate à inflação caso não leve a uma revisão de expectativas fiscais.

Nos modelos tradicionais de Economia Monetária, a determinação da trajetória ótima de consumo pelos agentes depende, essencialmente, apenas da renda e taxas de juros esperadas ao longo da vida – dá-se a essa conclusão o nome de Teoria da Renda Permanente. Ao solucionar esses modelos, no entanto, existe um termo adicional - além da renda e taxas de juros esperadas – que poderia impactar o consumo ótimo do agente representativo ao longo do tempo:

a restrição orçamentária intertemporal do governo. Como veremos mais detalhadamente no capítulo onde será apresentado o modelo teórico, esse termo adicional é considerado, por hipótese, igual a zero. É essa hipótese, então, que permite chegar ao resultado da Teoria da Renda Permanente como conhecemos hoje. Caso ela seja relaxada, a afirmação de que o consumo depende apenas da renda e taxas de juros esperadas estaria incompleta.

A hipótese a qual nos referimos acima – da nulidade da restrição orçamentária intertemporal do governo – ficou conhecida na literatura como Hipótese Ricardiana. A proposição é de que, em todos os momentos do tempo, os agentes esperam que o governo faça superávits suficientes para ser capaz de pagar a dívida real da economia – para qualquer nível de taxa de juros definido pela autoridade monetária e para qualquer nível de inflação. A expectativa sobre os superávits futuros trazidos a valor presente deve ser, então, endógena em todos os períodos, respondendo diretamente à política monetária. A endogeneidade das expectativas fiscais depende, então, da expectativa da endogeneidade da política fiscal. Nesses modelos, é possível a determinação da taxa de inflação diretamente pela autoridade monetária via fixação da taxa de juros nominal.

Caso a hipótese Ricardiana seja relaxada - caso exista a possibilidade de os agentes esperarem uma trajetória de política fiscal diferente daquela que equilibra a Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo – um novo componente aparecerá em equilíbrio (além do componente da Teoria da Renda Permanente) na equação de determinação da trajetória ótima de consumo dos agentes. Esse novo componente pode ser interpretado como um efeito-renda sobre as decisões de consumo desses agentes. Esse efeito renda, causado pela expansão - temporária - da riqueza percebida pelos agentes, resultará em um aumento da demanda e uma consequente pressão inflacionária. O aumento da inflação reequilibrará, eventualmente, a Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo, de modo que, sem qualquer outra

modificação de políticas ou expectativas, o modelo se equilibre novamente. O reequilíbrio do modelo, contudo, se dará em um patamar inflacionário mais alto.

O problema é que, se considerarmos uma regra de política monetária como a Regra de Taylor - que sugere um aumento da taxa real de juros para combater desvios inflacionários em relação à meta de inflação – a hipótese destacada acima “sem qualquer outra modificação de políticas” se torna não-crível. Isso acontece porque, sob uma Regra de Taylor, a inflação mais alta resultante do novo equilíbrio seria combatida com aumento de juros que desequilibraria novamente a Restrição Orçamentária do Governo, levando a uma nova rodada de aceleração da inflação causada pela exogeneidade das expectativas em relação à trajetória da política fiscal e seu resultante efeito-renda sobre o consumo.

Chega-se, então, a um ponto crucial. Tanto em economias com baixas taxas de juros e baixa (ou negativa) inflação, quanto em economias com altas taxas de juros e inflação crescente, uma incapacidade de resposta endógena da política fiscal à política monetária torna a Regra de Taylor contra-producente. Esse tema é extremamente relevante e atual para economias em momentos muito distintos, sendo sua pesquisa uma ferramenta importantíssima para a determinação de Políticas Ótimas a serem adotadas pela Autoridade Monetária e pela Autoridade Fiscal.

Como apontado por Thomas Sargent e Eric Leeper³ no congresso “Next Steps for the Fiscal Theory of the Price Level” realizado no Instituto Becker Friedman da Universidade de Chicago em Abril de 2016, a Teoria Fiscal do Nível de Preços ainda precisa de um esforço muito grande de pesquisa tanto teórica quanto empírica. Na ocasião, Leeper afirmou, em relação aos exercícios empíricos: “*In particular, just as Friedman and Schwartz had to go back*

³ Filling in the Gaps: Next Steps for the Fiscal Theory of the Price Level. Disponível em <<https://www.youtube.com/watch?v=Zpsr1SwF7zE>>. Acesso em 03 de janeiro de 2016.

and try to construct datasets, we also need to go back and construct datasets that will allow us to think about the world through the lens of the Fiscal Theory”⁴

Enquanto ainda não é possível utilizar novas séries, somos levados a testar novas estratégias empíricas para investigar a existência da Teoria Fiscal do Nível de Preços nos dados. Apesar da evolução nas últimas décadas, existe ainda muito espaço para o desenvolvimento de teorias e testes empíricos e é, então, nessa última lacuna que pretendemos contribuir com esta dissertação.

Como apresentado, a Dominância Fiscal via TFNP se dá quando os agentes não acreditam no caráter Ricardiano da política fiscal. Quando isso acontece, a teoria diz que um aumento da taxa básica de juros da economia não apenas atua no sentido de reduzir consumo (via teoria da renda permanente), como também atua no sentido de aumentar o consumo (via efeito-riqueza), ficando seu efeito resultante ambíguo.

Caso seja positivo, o efeito-riqueza ameniza, mesmo que não anule ou inverta, o impacto sobre o consumo causado pelo aumento dos juros. Com uma redução menos profunda do consumo, há um impacto menor do aumento de juros sobre a inflação, o que chamamos de Potência da Política Monetária.

É nesse contexto que o modelo empírico utilizado no capítulo 4, objetivo principal desta dissertação, se insere. O teste empírico que será apresentado é um painel onde investigamos a correlação entre duas variáveis: a Potência da Política Monetária e as Expectativas de Superávits Primários Futuros. Para criar a variável Potência de Política Monetária, nos baseamos nas funções de impulso-resposta de um modelo de VAR Bayesiano cujos coeficientes e matriz de variância-covariância podem variar no tempo. Para as Expectativas de Superávits

⁴ Filling in the Gaps: Next Steps for the Fiscal Theory of the Price Level. Disponível em <<https://www.youtube.com/watch?v=Zpsr1SwF7zE>>. Acesso em 13 de outubro de 2016.

Primários Futuros, utilizamos proxys de variáveis fiscais e de risco, como argumentado no capítulo 4 desta dissertação.

A dissertação que se segue tem a seguinte estrutura: Após esta introdução, o capítulo 2 apresenta a Revisão da Literatura Teórica e Empírica da Dominância Fiscal. O objetivo desse capítulo é explicitar o desenvolvimento teórico até o momento e contextualizar a relevância empírica, dentro da literatura de Dominância Fiscal, do trabalho a ser desenvolvido. O capítulo 3 apresenta um modelo teórico de Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços baseado em Eusepi e Preston (2010). Nele, são detalhadas as bases teóricas sobre as quais a estratégia empírica será estruturada. O capítulo 4 detalha, então, o modelo empírico. Esse capítulo é dividido em duas partes: a primeira, chamada de 1ª etapa, desenvolve o processo de criação da variável Potência de Política Monetária; a segunda, chamada de 2ª etapa, apresenta o painel e seus resultados. Por fim, o capítulo 5 encerra esta dissertação com as conclusões.

2. A literatura econômica da Dominância Fiscal

Bancos Centrais são instituições que obedecem aos mandatos estabelecidos, via de regra, pelos parlamentos nacionais. Em alguns países, como é o caso dos Estados Unidos, o Banco Central deve ao mesmo tempo prezar pelo controle inflacionário e por uma taxa de desemprego baixa, ou seja, possui o chamado mandato duplo. No caso brasileiro, o Banco Central possui mandato único, devendo priorizar apenas o combate à inflação. Algumas outras funções, como a estabilidade financeira, o papel de prestador de última instância e o papel de emissor de títulos do governo podem representar objetivos adicionais do Banco Central de determinados países, mas comum a todos é o de estabilidade de preços, ou seja, o controle inflacionário.

Devido à centralidade do controle inflacionário para a atuação dos Bancos Centrais ao redor do mundo, esse se tornou um assunto recorrente na literatura econômica. Dois são os principais objetivos da literatura: (i) instrumento: entender qual o melhor instrumento a ser usado pelo Banco Central para exercer seu controle sobre os preços e como usá-lo de forma ótima; e (ii) dado o instrumento, entender quais as variáveis externas à política monetária podem interferir na sua capacidade de controlar os preços de uma economia.

2.1 - Década de 70 até meados da década de 80 – Teoria Monetarista e a Base Monetária

Ao longo da década de 70 até meados da década de 80, o impacto do livro “*A Monetary History of the United States, 1867-1960*” de Milton Friedman e Anna Schwartz ainda era sentido nas decisões de política monetária dos grandes Bancos Centrais. De acordo com a visão de Friedman e Schwartz, central para a Teoria Monetarista, a inflação é diretamente causada pela proporção entre a base monetária e o produto - considerando-se fixa a velocidade da moeda

– e, a essa relação, dá-se o nome de Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). Isso posto, o principal instrumento de qualquer Autoridade Monetária deveria ser a determinação direta da quantidade de moeda em circulação. A sua condução ótima se daria por meio de uma regra pré-estabelecida e amplamente divulgada que definiria a emissão de moeda como uma proporção fixa do crescimento do produto.

Segundo Friedman, a política monetária não era eficaz na determinação do produto, mas o era extremamente na determinação do nível de preços, especialmente no longo prazo. Segundo ele, essa era uma variável que a política monetária, sozinha, era capaz de não apenas influenciar, mas definir, determinar. Assim, não havia qualquer variável externa à política monetária que fosse capaz de interferir na potência da política monetária, ou seja, no seu poder de determinação de preços.

Foi em resposta à hipótese de exogeneidade da potência da política monetária sugerida por Friedman que, em 1981, Thomas Sargent e Neil Wallace escreveram um artigo seminal intitulado “*Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*”. O objetivo desse artigo era questionar a hipótese de que a política monetária seria capaz, em qualquer situação, de definir o nível de preços da economia no longo prazo sozinha. Segundo eles, sob determinado comportamento da política fiscal, nem mesmo os preços a política monetária seria capaz de definir. Segue o extrato do primeiro parágrafo do artigo:

“In his presidential address to the American Economic Association (AEA), Milton Friedman (1968) warned not to expect too much from monetary policy. In particular, Friedman argued that monetary policy could not permanently influence the levels of real output, unemployment, or real rates of return on securities. However, Friedman did assert that a monetary authority could exert substantial control over the inflation rate, especially in the long run. The purpose of this paper is to argue that, even in an economy that satisfies monetarist assumptions, if monetary policy is interpreted as open market operations, then Friedman's list

of the things that monetary policy cannot permanently control may have to be expanded to include inflation.” – Some Unpleasant Monetarist Arithmetic

A ideia central do artigo é que os agentes estabelecem um limite máximo de dívida do governo em relação ao PIB que estão dispostos a absorver, de forma que, quando a Autoridade Fiscal adota uma política excessivamente expansionista⁵, caberá futuramente à Autoridade Monetária absorver o restante da dívida. Essa absorção é feita via emissão de moeda, que resultará em inflação. Os autores mostram que, nesse cenário, um aperto monetário hoje resultará em uma aceleração da inflação no futuro⁶. Ou seja, os autores mostram que, sob determinadas hipóteses, uma política fiscal excessivamente expansionista pode, sim, afetar o controle que a política monetária exerce sobre os preços de curto e longo prazo.

Sargent e Wallace fundaram, então, com esse artigo, uma linha de pesquisa teórica que ficou conhecida como Dominância Fiscal. A Dominância Fiscal, em linhas gerais, é uma situação onde as decisões de política fiscal são capazes de influenciar a capacidade de a política monetária controlar os preços de uma economia. A forma como isso acontece, contudo, depende do arcabouço teórico utilizado. No caso do artigo de Sargent e Wallace, a Dominância Fiscal foi teorizada baseando-se em um modelo monetarista. Posteriormente, outros estudos foram realizados onde a Dominância Fiscal podia ser encontrada, como mostraremos em seguida, em modelos Novo Keynesianos. Ainda que o impacto da política fiscal sobre a Potência da Política Monetária ocorra, de acordo com o modelo utilizado, por meios completamente distintos, a literatura convencionou dar a eles o mesmo nome.

⁵ Ou seja, uma política fiscal que cresça a uma taxa mais alta do que a taxa de crescimento do PIB.

⁶ Eles também abordam um possível cenário onde os agentes prevêm esse movimento inflacionário via expectativas e já repassam o aumento dos preços para o presente.

2.2 - Meados da década de 80 em diante – Teoria Novo-Keynesiana e a Taxa de Juros

Em meados da década de 80, o arcabouço Novo Keynesiano torna-se o *mainstream* da literatura econômica. Os eventos de inflação acelerada nos anos 80 contribuíram para a revisão dos instrumentos ótimos da Autoridade Monetária. A Teoria Monetarista deu lugar à chamada Teoria Novo-Keynesiana, que inovava ao absorver técnicas matemáticas mais complexas de Equilíbrio Geral desenvolvidas pelos teóricos dos modelos de Real Business Cycle. Isso resultou em modelos mais complexos para retratar a economia: em linhas gerais, a inflação deixava de ser entendida como uma consequência direta da quantidade de moeda em circulação, e passava a ser⁷ um resultado do hiato do produto⁸ e da formação de expectativas dos agentes.

No ano de 1993, o artigo seminal de John Taylor “*Discretion versus Policy Rules in Practice*” argumentava que a resposta do Banco Central (via determinação da taxa de juros básica) podia ser descrita por uma função clara do nível de inflação corrente e do hiato do produto. Indo além, argumentava que, para controlar o nível de preços, a resposta da Autoridade Monetária à um desvio da inflação deveria ser maior do que a unidade, ou seja, deveria haver uma resposta via aumento da taxa de juros real, o que ficou conhecido como Regra de Taylor. Se substituirmos o nível de inflação pelo desvio da inflação com relação à meta estabelecida pelos governos de cada país, nos aproximaremos muito do que hoje é a regra de atuação dos Bancos Centrais ao redor do mundo. É importante, contudo, notar que, mesmo com a mudança dos paradigmas teóricos e práticos da economia, a atuação da Autoridade Monetária continuava a ser largamente entendida como exógena a qualquer influência da política fiscal.

A nova face da Dominância Fiscal surgiu em 1991, um pouco antes do artigo de John Taylor, com o artigo seminal “*Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies*” de Eric Leeper. Nesse artigo, o autor mostra que, mesmo sob expectativas racionais

⁷ Outras variações ocorrem dependendo da forma adotada em cada modelo

⁸ Diferença entre o PIB de um país e seu PIB potencial, ou seja, aquele de preços flexíveis.

e um arcabouço Novo Keynesiano de Equilíbrio Geral, havia situações onde a atuação da política fiscal podia influenciar a capacidade de controle inflacionário por parte da política monetária. Mais especificamente, o autor mostra que, quando a política fiscal é exógena ao endividamento – ou seja, quando o governo define os gastos sem se preocupar com o controle da dívida – o conjunto de respostas da Autoridade Monetária capaz de controlar a inflação (ou seja, capaz de fazer o sistema convergir para um equilíbrio em expectativas racionais) se torna muito restrito. Essa nova interpretação da Dominância Fiscal, agora sob arcabouço Novo-Keynesiano, ganhou também um nome próprio – Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP).

Intuitivamente, a ideia da Dominância Fiscal via TFNP é que, no Longo Prazo, o governo precisa economizar o suficiente para pagar toda a dívida real⁹ que possui no presente¹⁰. Assim, se os agentes acreditarem que o governo não será capaz de pagar sua própria dívida no Longo Prazo, então será necessário que o governo não pague parte da dívida (default) ou que a inflação aumente o suficiente para depreciar a dívida presente em termos reais.

A Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) se desenvolveu, a partir de Leeper (1991), e se tornou um ramo cada vez mais relevante na literatura econômica. Artigos como Sims (1994), Woodford (1994) e Loyo (1999), buscaram entender as consequências da TFNP para a determinação das políticas Fiscal e Monetária ótimas, além do impacto de diferentes hipóteses adotadas sobre o resultado final da teoria – a perda de eficácia da política monetária.

Sims (1994) apresenta um modelo simples de Equilíbrio Geral, passível de ser resolvido analiticamente, que mostra as mesmas características e resultados do modelo apresentado por Leeper. Woodford (1994) adota uma abordagem diferente, mostrando que o efeito da política fiscal sobre a política monetária também podia ser observado em um modelo com cash-in-advance como o de Lucas (1983). Essa foi uma contribuição importante, uma vez que reforçou

⁹ A dívida real é a dívida nominal em termos do nível de preços.

¹⁰ Logo, a comparação se dá entre a dívida real no presente e os superávits que o governo fará, no longo prazo, também trazidos a valor presente. É isso que torna essas duas medidas comparáveis.

que o embrião da TFNP não era restrito a uma classe de modelos modernos, mas era um efeito recorrente na macroeconomia, independente do modelo usado. Por fim, Loyo (1999) apresentou, de forma mais simplificada e acessível, um modelo de Equilíbrio Geral onde os efeitos da TFNP eram vistos de forma mais clara e didática. Esse artigo sugeriu ainda, apesar de não tê-lo feito baseado em testes empíricos, a hipótese de que o Brasil possa ter vivido um período de Dominância Fiscal do tipo descrito pela TFNP durante a década de 80. Além da contribuição didática, esse artigo introduziu na literatura empírica, como veremos mais a frente, um dos seus principais casos de estudo.

Em anos recentes, alguns artigos como Eusepi e Preston (2010) foram publicados onde as Expectativas Racionais eram flexibilizadas e passava-se a abordar a TFNP sob *Learning*. Esses artigos fazem parte de uma literatura mais recente que busca alterar os modelos de TFNP ao introduzir possíveis irracionalidades pontuais no comportamento das expectativas. Esse movimento, contudo, não é exclusivo da literatura de TFNP, mas se estende por toda a literatura de Macroeconomia.

A Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços será, então, o modelo teórico sobre o qual nos basearemos para a estruturação do teste empírico do presente estudo. O próximo capítulo apresentará um modelo teórico detalhado da Teoria Fiscal do Nível de Preços, baseado no artigo “*Debt Policy Uncertainty and Expectations Stabilization*” de Eusepi e Preston (2010). O objetivo é garantir que a estrutura da teórica da TFNP seja bem fixada pelo leitor.

Antes de detalhar o modelo da TFNP, contudo, é importante dar atenção especial ao artigo “*Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil*” na próxima seção deste capítulo. Esse é um artigo que introduz na literatura uma nova interpretação de Dominância Fiscal que, vale ressaltar, não é de forma alguma contraditória quando comparada com a Dominância Fiscal via TFNP, porém é tampouco baseada nela. Apesar de não

fundamentarmos nosso modelo empírico nas hipóteses do modelo teórico do artigo de Blanchard, sua contribuição para a literatura do tema é extremamente relevante e merece, por fim, ser apresentada nesta revisão.

2.2.1 - A Dominância Fiscal de Blanchard (2004)

No ano de 2004, Olivier Blanchard escreveu o artigo intitulado “*Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil*”. Nele, o autor apresenta um breve modelo teórico seguido de um teste empírico voltado para o caso brasileiro. O objetivo do seu modelo teórico é, como em todos os modelos de Dominância Fiscal, avaliar a influência da política fiscal sobre a capacidade de a política monetária exercer controle sobre os preços da economia.

Diferentemente dos modelos da literatura de TFNP, cujo exemplo veremos no próximo capítulo, a Dominância Fiscal de Blanchard não se baseia em modelos de Equilíbrio Geral. Seu modelo é um conjunto de equações que explicitam um possível canal de transmissão do impacto da política fiscal sobre a política monetária. Esse canal de transmissão funciona da seguinte forma:

Se, para combater a inflação, a Autoridade Monetária subir os juros, dois efeitos simultâneos sobre o câmbio ocorrerão. São eles: (i) aumento do diferencial de juros do país em relação ao exterior, o que atrairá capital externo devido à maior rentabilidade e, graças a isso, atuará no sentido de apreciar o câmbio e (ii) aumento do custo da dívida¹¹ do país, o que pode resultar em um maior risco de default que, por sua vez, expulsará capital externo graças ao aumento de risco percebido pelos investidores.

O segundo efeito será tão maior relativamente ao primeiro, quanto piores forem as condições fiscais do governo. Isso porque, caso o governo tenha contas fiscais suficientemente

¹¹ Graças ao aumento da taxa básica de juros que incide sobre a dívida

deterioradas, um pequeno aumento do custo da dívida será suficiente para gerar temor nos investidores de que a dívida tenha se tornado grande demais para ser paga.

Caso o segundo efeito se sobreponha ao primeiro, um aumento de juros - instrumento de combate inflacionário da Autoridade Monetária – poderá resultar em depreciação do câmbio. Caso a depreciação do câmbio seja suficientemente grande para compensar a redução da atividade causada pelo aumento dos juros, a atuação da Autoridade Monetária terá causado inflação, ao invés de tê-la arrefecido. Ou seja, a Dominância Fiscal de Blanchard nada mais é que um caso particular de Dominância Fiscal onde o efeito perverso da política fiscal sobre a política monetária se dá via câmbio. Como vimos, o governo central, ao adotar política fiscal irresponsável, afetará a capacidade de o Banco Central reduzir a inflação via aumento dos juros, seu instrumento de controle inflacionário.

Como veremos no próximo capítulo, é perfeitamente possível caracterizar a DF de Blanchard como um caso particular da DF via TFNP. É por esse motivo que, neste estudo, concluímos que existem duas grandes vertentes da DF: (1) Dominância Fiscal via Sargent e Wallace; e (2) Dominância Fiscal via TFNP.

2.3 – Revisão Empírica

Assim como na Literatura Teórica, a Literatura Empírica de Dominância Fiscal também se divide entre a Dominância Fiscal Monetarista, baseada em Sargent e Wallace (1981) e a Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços, baseada em Leeper (1991).

A literatura empírica baseada na Dominância Fiscal Monetarista é relativamente extensa e busca, em geral, testar a existência de causalidade entre variáveis fiscais de um país e o aumento de sua base monetária. Como essa não é a linha teórica que será abordada neste artigo, não apresentaremos suas metodologias de forma mais detalhada. Seus resultados, no entanto,

são divergentes. Dwyer (1982), Joines (1985) e King Plosser (1985) não encontram indícios de causalidade entre déficits e impressão de moeda. Por outro lado, Sickles e Wiest (1983), Laney e Willet (1983) e Nacheva (2005) encontram indícios de monetização do déficit.

A literatura empírica baseada na Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços, por outro lado, é mais restrita por causa da dificuldade de obtenção de dados-chave da literatura teórica, como é o caso da Expectativa Futura de Superávits Primários. Existe atualmente um esforço conjunto liderado por Eric Leeper, na Universidade de Indiana, para que se busque criar variáveis capazes de auxiliar os estudos nessa área, mas ainda não há séries de tempo prontamente disponíveis para utilização. Na tentativa de contornar esse problema, alguns testes empíricos foram criados, como os apresentados a seguir, mas pode-se dizer que essa ainda é uma literatura em fase de desenvolvimento.

No ano de 1998, Cazoneri, Cumby e Diba criaram um dos mais famosos métodos de teste empírico de Dominância Fiscal no artigo chamado *“Is The Price Level Determined By The Needs Of Fiscal Solvency?”*. Baseando-se no fato de que a invalidade da Hipótese Ricardiana no Curto Prazo é condição necessária para a Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços, os autores investigam se a economia americana esteve sob um regime não-ricardiano entre 1951 e 1995. O teste se baseia em, por meio de um VAR, avaliar a função resposta do endividamento a um choque exógeno do superávit primário. Em um regime ricardiano, um choque exógeno de superávit seria usado necessariamente para pagar parte da dívida, o que resultaria em uma resposta negativa da dívida ao choque. Em um regime não-ricardiano, por outro lado, a resposta da dívida pode ser ambígua. Assim sendo, caso a resposta da dívida seja positiva ou neutra, argumentam os autores que o regime é não-ricardiano. Caso a resposta seja negativa, no entanto, ambos os regimes poderiam explicar, de forma plausível, o movimento observado. A única forma, entretanto, de um regime não-ricardiano resultar em uma resposta negativa da dívida seria se o superávit primário presente fosse negativamente

correlacionado com superávits futuros. Em uma análise de dados anuais dos Estados Unidos para o período compreendido entre 1951 e 1995, os autores argumentam que não há indícios de que o regime seja não-ricardiano. Essa conclusão resulta do fato de a resposta da dívida ao choque de superávit ser negativa e a correlação entre superávit presente e futuros ser não-negativa. Sendo assim, os autores não encontram indícios de Dominância Fiscal nesse período da história dos Estados Unidos.

É importante, aqui, notar que os Estados Unidos são tomados como referência de credibilidade fiscal no cenário internacional. Sendo assim, torna-se menos provável a existência de um regime de Dominância Fiscal nesse país. A metodologia de Canzoneri, Cumby e Diba (1998) foi, então, reproduzida para o caso brasileiro no artigo “Teoria Fiscal do Nível de Preços: Um Teste Para a Economia Brasileira no Período de 1966-2000” pelas pesquisadoras Fabiana Rocha e Elisa Paschoalotto da Silva. Assim como no artigo anterior, não foram encontrados indícios de Dominância Fiscal uma vez que também não foram encontrados indícios de violação da Hipótese Ricardiana.

Por fim, Blanchard (2005) apresentou um teste empírico para seu modelo que, como previamente argumentado, pode ser interpretado como um caso particular da Teoria Fiscal do Nível de Preços. No teste empírico apresentado, Blanchard usa dados para a economia brasileira no período de 1995 a 2004 para entender se um aumento de juros por parte da Autoridade Monetária causa apreciação cambial (via Diferencial de Juros) ou depreciação cambial (via aumento da probabilidade de *Default*). O autor encontra indícios de que o aumento de juros causa depreciação cambial nesse período para o Brasil, o que sugere que um aumento de juros nesse período possa ter tido o efeito de intensificar a inflação, ao invés de freá-la. Contudo, Loyo (2005) argumenta que o artigo de Blanchard falha em considerar o efeito dos juros sobre a atividade, de forma que não se pode dizer que representa um indício contundente de

Dominância Fiscal. Os resultados encontrados são, ao menos, explicativos na tentativa de compreender o mecanismo de transmissão da política monetária no país.

O presente estudo se insere na literatura, então, como uma forma alternativa de teste para indícios de Dominância Fiscal via TFNP. Como será apresentado no capítulo 4, esperamos contribuir, por meio de um novo teste, para o entendimento desse mecanismo e para o estudo de sua ocorrência.

3. Um Modelo Teórico de Economia Monetária

A Teoria Fiscal do Nível de Preços é um ramo teórico da literatura que se baseia nos mesmos modelos usados amplamente pela teoria monetária Novo-Keynesiana tradicional. Em termos práticos, a única forma pela qual a TFNP se diferencia como teoria é o relaxamento da chamada Hipótese Ricardiana. O relaxamento dessa hipótese, apesar de simples, tem consequências importantes para os resultados do modelo.

O objetivo deste capítulo é, então, apresentar um exemplo de modelo teórico onde seja possível ver, de forma clara, onde e como essa hipótese afeta alguns dos resultados. Para esta exposição, vamos utilizar o modelo apresentado na seção 2 de Eusepi e Preston (2010) que é, por sua vez, baseado no modelo de Clarida, Gali e Gertler (1999) e Woodford (2003).

Neste capítulo apresentaremos uma versão condensada, explicitando os pontos mais importantes para a compreensão do teste empírico do capítulo 4.

3.1 - Agentes

3.1.1 - Objetivo e Preferências

A economia desse modelo é populada por um contínuo de agentes cujo objetivo é maximizar a seguinte função de utilidade esperada futura descontada:

$$\hat{E}_t^i \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [\ln(C_T^i + g) - h_T^i]$$

onde:

$$C_t^i \equiv \left[\int_0^1 c_t^i(j) dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \text{ e } P_t = \left[\int_0^1 p_t(j)^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

e onde θ é a elasticidade de substituição entre 2 bens j ; $c_t^i(j)$ é o consumo do bem j pelo indivíduo i no momento t e $p_t^i(j)$ é o preço do bem j ; β é o fator de desconto e está contido no intervalo $(0,1)$; P_t é o nível de preços geral da economia no momento t ; C_t^i é o índice de consumo agregado da economia com elasticidade de substituição constante de Dixit-Stiglitz no momento t ; $g > 0$ é a quantidade de gastos do governo; h_t^i é a quantidade de trabalho usado para produzir cada bem j e E é o operador de expectativas¹², que define como o agente forma suas expectativas em relação ao futuro.

3.1.2 - Restrição Orçamentária

O agente, contudo, está restrito à seguinte Restrição Orçamentária:

$$B_{t+1}^i \leq R_t(B_t^i + W_t h_t^i + P_t \Pi_t - T_t - P_t C_t^i)$$

onde, B_t^i é a quantidade de dívida do governo que está em posse do indivíduo i no momento t ; R_t é a taxa¹³ de juros nominal em t ; W_t é o salário nominal dessa economia; Π_t são os dividendos resultantes de o indivíduo i possuir uma parcela igual de cada uma das firmas dessa economia; e T_t são os impostos *lump-sum*.

Além disso, o agente está sujeito a uma restrição de No-Ponzi.

¹² Para esta exposição, não vamos nos aprofundar no processo de formação de expectativas dos agentes. Para isso, existe uma vasta literatura. Vide, por exemplo, Leeper (1991) e Eusepi e Preston (2010).

¹³ $R_t = 1 + r_t$

3.1.3 - Maximização e Condições de Primeira Ordem

O agente, então, maximiza sua utilidade sujeita às restrições orçamentária e de No-Ponzi. As Condições de Primeira Ordem resultantes dessa maximização podem ser log-linearizadas e apresentam, por sua vez, dois resultados importantes:

(i) Equação de Euler:

$$\hat{C}_t^i = \hat{E}_t^i \hat{C}_{t+1}^i - (\hat{i}_t - \hat{E}_t^i \hat{\pi}_{t+1})$$

onde \hat{C}_t^i , \hat{i}_t e $\hat{\pi}_t$ são $\ln \left[\frac{C_t^i}{\bar{C}} \right]$, $\ln \left[\frac{R_t}{\bar{R}} \right]$ e $\ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right]$, respectivamente. Assim, a equação de

Euler acima é a representação da seguinte equação:

$$\ln \left[\frac{C_t^i}{\bar{C}} \right] = \hat{E}_t^i \ln \left[\frac{C_{t+1}^i}{\bar{C}} \right] - \left(\ln \left[\frac{R_t}{\bar{R}} \right] - \hat{E}_t^i \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \right)$$

onde \bar{z} representa o valor de Estado Estacionário de qualquer variável z .

(ii) Restrição Orçamentária Intertemporal:

$$s_C \hat{E}_t^i \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \hat{C}_T^i = \frac{\bar{b}}{\bar{Y}} \hat{b}_t^i + \hat{E}_t^i \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \left[Y_T^i - \frac{\bar{\tau}}{\bar{Y}} \hat{\tau}_T + \frac{\bar{b}}{\bar{Y}} (\beta \hat{i}_T - \hat{\pi}_T) \right]$$

onde, além das variáveis já apresentadas, $\hat{\tau}_t \equiv \ln\left(\frac{\tau_t}{\bar{\tau}}\right)$; $\tau_t \equiv \frac{T_t}{P_t}$; $\hat{b}_t^i = \ln\left(\frac{\tilde{B}_t^i}{\bar{B}}\right)$; $\tilde{B}_t^i = \frac{B_t^i}{P_{t-1}}$; $s_C = \frac{\bar{c}}{\bar{Y}}$. Ou seja, respectivamente: a variação do valor real de impostos lump sum em relação ao seu valor de estado estacionário; o valor real dos impostos lump-sum; a variação do valor real da dívida em relação ao valor real da dívida em estado estacionário; o valor real da dívida; e a proporção de consumo e renda no estado estacionário.

Soluciona-se, então, recursivamente para trás, a equação de Euler e tira-se sua expectativa no momento t . Substitui-se o termo resultante na Restrição Orçamentária Intertemporal e, ao reorganizar os termos, encontra-se a equação de consumo ótimo para cada indivíduo:

$$\hat{C}_t^i = s_C^{-1} \delta (\hat{b}_t^i - \hat{\pi}_t) + s_C^{-1} \hat{E}_t^i \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1-\beta)(\hat{Y}_T - \delta \hat{s}_T) - (1-\delta)\beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})]$$

onde, além dos termos já apresentados acima: $\hat{s}_t = \frac{\bar{\tau} \hat{\tau}_t}{\bar{s}}$; $\delta = \frac{\bar{s}}{\bar{Y}} = \frac{(1-\beta)\bar{b}}{\bar{Y}}$, que são, respectivamente, o superávit primário e a razão, no estado estacionário, entre superávit e renda.

Podemos, ainda, agregar o consumo para todos os agentes, ou seja, para todos os indivíduos i . Agregando e reorganizando os termos, chega-se à seguinte equação de determinação do consumo ótimo agregado:

$$\hat{C}_t = s_C^{-1} \delta \{ (\hat{b}_t - \hat{\pi}_t) - \hat{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1-\beta)\hat{s}_T - \beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})] \} + s_C^{-1} \hat{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1-\beta)\hat{Y}_T - \beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})]$$

onde $\int_0^1 \hat{C}_t^i di = \hat{C}_t$; $\int_0^1 \hat{b}_t^i di = \hat{b}_t$; e $\int_0^1 \hat{E}_t^i di = \hat{E}_t$ são, respectivamente, consumo agregado, dívida pública total e expectativa média dos agentes.

Essa é a equação central para entendermos a diferença entre a Teoria Monetária tradicional e a Teoria Fiscal do Nível de Preços. Ela nos diz que o consumo agregado dessa economia em cada período t depende da Teoria da Renda Permanente – segundo termo da adição acima – e da Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo – termo entre chaves da adição acima. Note que essa equação é um resultado da maximização do agente no modelo Novo-Keynesiano de Eusepi e Preston (2010) que estamos desenvolvendo, mas é comum à grande maioria dos modelos de economia monetária dessa literatura. Sendo assim, essa equação é comum às duas teorias que estamos tratando: TFNP e teoria Monetária tradicional.

O segundo termo dessa equação contém os termos que, tradicionalmente, originam a Teoria da Renda Permanente. Vamos focar, em um primeiro momento, apenas nesse segundo termo, onde o consumo agregado depende positivamente da renda atual e negativamente das taxas de juros reais presente e futuras. Note que, considerando apenas esse termo, um aumento da taxa de juros nominal corrente (ou um aumento na expectativa das taxas de juros nominais futuras) atua no sentido de reduzir o consumo agregado. O aumento da taxa de juros nominal resulta em um aumento da taxa de juros real (representada por $\hat{i}_t - \hat{\pi}_{t+1}$), e esse aumento terá um impacto tão maior sobre o consumo quanto maior for a paciência do agente (que se reflete em um maior β). Esse é o canal tradicional pelo qual a política monetária afeta as decisões de consumo dos agentes: um aumento da taxa de juros básica da economia reduz o consumo, reduzindo conseqüentemente a demanda. Essa redução da demanda agregada se reflete em uma redução na pressão inflacionária, o que desacelera a inflação.

O primeiro termo dessa equação depende da Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo (ROIG - termo entre chaves na equação acima). Note que a ROIG é a dívida atual do governo (em poder do público) em termos reais (representada por $(\hat{b}_t - \hat{\pi}_t)$) menos a

expectativa, trazida a valores presentes, da soma dos superávits primários futuros que o governo vai produzir quando t tende ao infinito (representada por $\hat{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1 - \beta)\hat{s}_T - \beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})]$). Ou seja, o termo entre chaves é nulo quando os agentes esperam que o governo vá, ao longo dos períodos futuros, produzir superávits o suficiente para pagar toda a sua dívida presente. Essa, contudo, é uma hipótese forte, a qual chama-se de Hipótese Ricardiana.

Para a teoria monetária tradicional, a Hipótese Ricardiana é sempre válida, ou seja, o termo entre chaves será igual a zero em todos os períodos, do momento atual até quando t tender ao infinito. Como consequência, esse termo anulará toda a primeira linha da adição acima, de forma que o consumo ótimo será apenas consequência da Teoria da Renda Permanente (segundo termo, explicado anteriormente).

A grande inovação da Teoria Fiscal do Nível de Preços está no relaxamento da Hipótese Ricardiana. Ou seja, a TFNP se utiliza do mesmo modelo Novo-Keynesiano, mas relaxa uma hipótese central, a de que os agentes sempre esperam que o governo será capaz de fazer superávits suficientes no futuro para pagar a dívida que possui no presente. Aqui, se faz necessário abordar duas perguntas importantes: (i) É razoável relaxar essa hipótese? (ii) Qual a consequência, para os resultados, do relaxamento dessa hipótese?

Para responder a essas duas perguntas, vamos partir da Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo sob hipótese Ricardiana:

$$(\hat{b}_t - \hat{\pi}_t) = \hat{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1 - \beta)\hat{s}_T - \beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})]$$

A resposta para a primeira pergunta (i) incita importantes debates na literatura de economia monetária. Para os teóricos da TFNP, a Hipótese Ricardiana deve valer no Longo Prazo, mas não necessariamente no Curto Prazo. No Curto Prazo ela pode, sim, ser válida para alguns países e em alguns períodos, mas não é necessariamente válida para todos os países, em

todos os períodos. A variável chave para entender a sua validade é a credibilidade do governo. Note que o termo à direita da equação depende das expectativas médias dos agentes em relação à capacidade de o governo economizar no futuro. Caso um governo tenha baixa credibilidade, é possível que os agentes não esperem que ele seja capaz de, no futuro, aumentar impostos ou reduzir despesas em montante suficiente para arcar com a dívida que possui no presente. Nesse caso, o termo à direita se tornaria menor que o termo à esquerda, resultando na seguinte inequação:

$$(\hat{b}_t - \hat{\pi}_t) > \hat{E}_t \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [(1 - \beta)\hat{s}_T - \beta(\hat{i}_T - \hat{\pi}_{T+1})]$$

Se a Hipótese Ricardiana pode ser relaxada no Curto Prazo, como ela voltaria a valer no Longo Prazo? Para os teóricos da TFNP, a variável que reestabelece o equilíbrio e torna a inequação acima uma equação é a inflação ($\hat{\pi}_t$). Ou seja, caso os agentes não acreditem que o governo é capaz de economizar o suficiente no futuro, a inflação aumentará de forma a corroer a dívida real do governo (termo do lado esquerdo da inequação) até que a dívida real se torne pequena o suficiente para que os superávits esperados sejam capazes de pagá-la.

O que levaria, contudo, nesse modelo, a inflação a aumentar para compensar essa falta de credibilidade? Responder essa pergunta é o mesmo que responder a pergunta (ii) acima: “Qual a consequência, para os resultados, do relaxamento dessa hipótese?”. Para isso, devemos voltar à equação de consumo ótimo agregado, resultado da maximização do problema do agente. Nela, caso a Hipótese Ricardiana não seja válida, o termo entre chaves será positivo, de modo a aumentar o consumo em t . Enquanto a Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo não for nula, ou seja, enquanto a Hipótese Ricardiana não valer, o consumo ótimo por parte dos agentes terá um “efeito positivo” decorrente da ROIG. Esse efeito positivo será tão maior quanto mais endividado estiver o governo (δ) e seu efeito sobre o consumo pressionará

a demanda de forma a aumentar a inflação, explicando o reequilíbrio, no Longo Prazo, da ROIG.

Em termos do modelo, o processo se encerra como o explicado acima, com a falta de credibilidade do governo resultando em um aumento da taxa de inflação. Intuitivamente, contudo, a relação se torna mais clara se interpretarmos a desigualdade da ROIG como um efeito-renda. Para os teóricos da TFNP, a inflação não é determinada pela quantidade de moeda em circulação na economia (como era o caso dos modelos monetaristas), mas sim pela percepção de riqueza dos agentes. Assim, caso os agentes entendam estar mais ricos, terão mais estímulo para consumir, o que resultará em uma pressão sobre o consumo e, conseqüentemente, em um aumento inflacionário. Se a Hipótese Ricardiana não for válida no Curto Prazo, os agentes acreditarão que o governo possui mais dívida do que é capaz de pagar no futuro. Assim, o governo está, em termos práticos, criando riqueza no presente, uma vez que consome a dívida, mas não retirará, no futuro, esse mesmo montante dos agentes via cortes de gastos ou aumento de impostos. Essa percepção de riqueza gera um aumento no consumo, exatamente como pode-se observar no primeiro termo da equação de consumo ótimo agregado.

Em termos práticos, o relaxamento da Hipótese Ricardiana faz com que os agentes do mercado financeiro acreditem que o governo não será capaz de pagar sua dívida. Isso faz com que os agentes tenham receio de um possível *default* e, conseqüentemente, se desfaçam de parte dos títulos que detêm. Ao fazê-lo, os agentes usam o dinheiro resultante para consumir outros ativos, sejam eles quais forem: imóveis, móveis e moeda estrangeira, entre outros. Nesse ponto, é importante notar que, caso os agentes optem, em massa, pela compra de moeda estrangeira, haverá uma apreciação cambial. É nesse caso que a TFNP encontra a Dominância Fiscal de Blanchard, mostrando como a segunda é, na verdade, um caso particular da primeira. Para a modelagem desse efeito, contudo, precisaríamos de um modelo de economia aberta, o que foge ao escopo deste trabalho.

Por fim, vale ainda ressaltar o efeito que, sob a TFNP, um aumento dos juros nominais pela Autoridade Monetária terá sobre o consumo. Note, como já apresentado, que um aumento da taxa de juros nominal tem efeito negativo sobre o consumo via Teoria da Renda Permanente. Ao relaxarmos a Hipótese Ricardiana, no entanto, um aumento da taxa de juros nominal tem ainda um efeito adicional positivo sobre o consumo resultante do aumento do custo da dívida do governo - que aumenta a percepção, por parte dos agentes, da probabilidade de *default* caso haja baixa credibilidade do governo – e do aumento da taxa de juros real, que reduz o valor presente dos superávits primários futuros esperados.

O resultado, sobre a inflação, de um aumento da taxa de juros nominal se torna, então, incerto. Dependendo do tamanho de cada um desses efeitos, a intervenção da Autoridade Monetária com o objetivo de reduzir a inflação pode se mostrar ineficaz ou até contraproducente. Esse será um dos pontos centrais do estudo empírico do próximo capítulo.

O efeito da taxa de juros sobre a inflação já foi observado ao maximizar as preferências do agentes sujeitas à sua Restrição Orçamentária. Para que o modelo se torne completo, contudo, ainda é preciso apresentar a maximização das firmas e as funções de Política das Autoridades Monetária e Fiscal.

No próximo capítulo, apresentaremos um modelo empírico que tem como objetivo a investigação, a partir de dados, da existência da Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços.

4. Capítulo Empírico

4.1 – Apresentação

Como apresentado na revisão de literatura teórica, a Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços se dá quando os agentes acreditam que a política fiscal não apresenta um caráter Ricardiano. Nesse caso, observamos no modelo que um aumento da taxa básica de juros da economia não apenas atua no sentido de reduzir consumo (via teoria da renda permanente), como também atua no sentido de aumentar o consumo (via efeito-riqueza), ficando seu efeito resultante ambíguo.

Sendo positivo, o efeito-riqueza ameniza, mesmo que não anule ou inverta, o impacto sobre o consumo causado pelo aumento dos juros. Com uma redução menos profunda do consumo, há um impacto menor do aumento de juros sobre a inflação, o que chamamos de Potência da Política Monetária.

Dito de outra forma, podemos observar da teoria que, ao considerarmos a possibilidade de a política fiscal não ser Ricardiana, temos como efeito-colateral a redução da Potência da Política Monetária: altas de juros terão menos impacto sobre a inflação se o governo não tiver credibilidade.

4.1.1 - Regressão a ser idealmente estimada

Sendo assim, a relação empírica a ser idealmente testada é: como a variação de expectativa de superávits futuros afeta a Potência da Política Monetária (PPM). Isso pode ser representado pela equação abaixo:

$$PPM = c + \beta \text{ Expectativa de Superávits Futuros} + u$$

O coeficiente β da equação acima representa o montante que um choque exógeno na expectativa dos agentes em relação aos superávits primários futuros tem sobre a Potência da Política Monetária da economia estudada. Caso esse coeficiente seja zero, a expectativa de superávits futuros não exerce qualquer impacto, ao menos linearmente, sobre a Potência da Política Monetária, o que apontaria para a não ocorrência do efeito predito pela TFNP.

4.1.2 - A Regressão e as Teorias de Dominância Fiscal

A equação escolhida para esse teste empírico é direcionada para o estudo da Dominância Fiscal sob o arcabouço da TFNP. É importante, porém, notar a relação que esse teste empírico ideal apresenta com as outras teorias de Dominância Fiscal que apresentamos.

Como explicitado no capítulo de revisão da literatura teórica, a Dominância Fiscal de Blanchard pode ser interpretada como um caso particular da TFNP, de modo que a equação de teste acima não excluiria a sua possibilidade. Outra estratégia empírica deveria ser adotada, entretanto, para permitir a análise do canal pelo qual a variação de expectativas afeta a Potência da Política Monetária. Caso esse canal seja o câmbio, teríamos a TFNP ocorrendo via um canal de Dominância Fiscal de Blanchard. Caso seja o consumo de outros bens, sem o canal do câmbio, teríamos a Dominância Fiscal via TFNP, mas não via Blanchard. É importante ressaltar que essa diferenciação não é o intuito deste teste.

Para a Dominância Fiscal do ponto de vista Monetarista, como em Sargent e Wallace, não podemos dizer que o teste empírico acima é adequado, entretanto. Isso acontece porque, no arcabouço teórico da Dominância Fiscal de Sargent e Wallace, o instrumento de política monetária é, essencialmente, a base monetária. Como veremos à frente, utilizamos como

hipótese para este estudo o fato de que a Autoridade Monetária utiliza, como instrumento para o controle inflacionário, a taxa de juros, como é amplamente observado na prática atual dos Bancos Centrais. Sendo assim, o estudo subsequente não deve ser interpretado como um teste empírico para a Dominância Fiscal de Sargent e Wallace.

4.1.3 - Estratégia Empírica

Para que possamos extrair o máximo dos dados entre diferentes economias e momentos no tempo, optamos por um painel. A ideia, então, é usar como variável dependente a Potência da Política Monetária (PPM) e, como variável independente, a expectativa de superávits futuros para n países. Desse modo, objetivamos investigar indícios de que as expectativas sobre a situação fiscal de um país possam afetar a eficácia da política monetária. O painel tomaria, então, a seguinte forma:

$$PPM_{i,t} = c_i + \beta_{i,t} \text{Expectativa de Superávits Futuros}_{i,t} + u_{i,t}$$

Não existe, contudo, uma variável prontamente disponível para medir a PPM nem para medir a expectativa de superávits futuros, de modo que precisamos adaptar o modelo ideal pretendido. Trataremos as duas variáveis da seguinte forma:

- Potência da Política Monetária (PPM) – Variável Dependente: Essa variável nada mais é do que uma medida do impacto, sobre a inflação, que é resultado de uma variação na taxa de juros. Para encontrá-la, nos baseamos então em funções impulso-resposta de

um modelo de Time Varying Bayesian VAR que será apresentado à frente. A variável resultante desse processo medirá o impacto médio, em cada ponto do tempo e para cada país diferente, de um choque dos juros sobre a inflação.

- Expectativa de Superávits Primários Futuros – Variável Independente: Como não existe uma medida disponível para essa variável, é preciso que entendamos o que afeta a expectativas dos agentes em relação à política fiscal. Faremos, então, hipóteses sobre a formação de expectativas, de modo a encontrar variáveis Proxy satisfatórias. Como argumentado à frente, serão usadas as variáveis: (i) Superávit Primário como proporção do PIB; (ii) Endividamento como proporção do PIB; (iii) Medidas de Risco.

A regressão a ser estimada terá, por fim, o seguinte formato:

$$PPM_{i,t} = c_i + \beta_{1,i,t} Superávit_{i,t} + \beta_{2,i,t} Endividamento_{i,t} + \beta_{3,i,t} Risco_{i,t} + u_{i,t}$$

O teste empírico tem a forma a seguir: Em um primeiro momento, apresentaremos a motivação, metodologia, dados e resultados do processo de construção da variável dependente – chamaremos isso de primeira etapa. Na segunda etapa, já com a variável PPM criada, explicaremos a escolha das variáveis independentes e apresentaremos metodologia, dados e resultados do painel.

4.2 – 1ª Etapa – Construindo a Potência da Política Monetária

4.2.1 - Motivação

A Potência da Política Monetária é o impacto que uma variação exógena nos juros têm sobre a inflação. Esse impacto, contudo, se dá ao longo do tempo uma vez que a alteração da taxa básica de juros da economia tem reflexos recursivos sobre a inflação.

É usual na literatura empírica de política monetária utilizar um modelo VAR para simular uma economia recursiva. O modelo VAR, por ser um sistema de equações simultâneas, permite que estudemos o impacto de um choque exógeno de uma variável A no instante t sobre outra variável B ao longo dos períodos subsequentes – a isso chamamos de Função Impulso Resposta (FIR). Se o sistema de equações for estacionário, o choque exógeno se dissipará após alguns períodos, de modo que o sistema retorne ao equilíbrio ao fim desse processo. Se esse for o caso, a FIR tenderá a zero em algum momento após t e, conseqüentemente, a soma dos choques de cada instante será finita.

A Função Impulso Resposta Acumulada (FIRA) calcula, a cada período, o impacto sofrido pela variável B ao longo dos instantes de tempo (após t, quando foi dado o choque exógeno). Como mostrado no parágrafo anterior, a FIRA eventualmente se estabilizará se o sistema for estacionário, representando o impacto acumulado de um choque exógeno de juros sobre a inflação.

Tome, por exemplo, um modelo VAR onde duas das variáveis endógenas sejam taxa de inflação e taxa básica de juros. Ao tomarmos o choque exógeno de juros sobre inflação, chamamos de Potência da Política Monetária a média da FIRA em relação ao número de períodos necessários até que a FIR retorne a zero e se estabilize nesse patamar. Essa medida permite que o impacto exógeno da taxa de juros sobre a inflação seja padronizado e comparável entre países diferentes.

O tamanho do choque e o número de períodos pelo qual ele se estende depende dos coeficientes do VAR em questão, uma vez que eles representam a relação contemporânea e defasada entre as variáveis do sistema. O VAR tradicional, contudo, tem coeficientes e matriz de variância-covariância fixos ao longo do tempo. Essa característica dos modelos VAR tem como consequência uma única FIR para toda a janela disponível de dados, o que por sua vez resultaria em apenas uma observação da PPM para cada país estudado.

Optamos por adotar um modelo VAR cujos coeficientes e matriz de variância-covariância possam variar ao longo do tempo – Time Varying VAR (TVVAR). Dessa forma, os resultados fornecerão, para cada país, uma série de tempo onde cada observação é a PPM de um período. Ou seja, ao optarmos pelo Time Varying VAR ao invés de um VAR tradicional, conseguimos extrair um conjunto muito maior de informações sobre a efetividade da política monetária para cada país.

Tome como um exemplo um VAR com quatro equações - Hiato do Produto; Taxa de Inflação; Taxa de Juros e Taxa de Câmbio – cujos dados se estendem, com frequência trimestral, do primeiro trimestre de 1960 até o último trimestre de 2000. Se utilizarmos um modelo VAR fixo no tempo, encontraremos apenas uma PPM. A sua interpretação será de que, em qualquer momento entre o primeiro trimestre de 1960 até o último trimestre de 2000, um choque exógeno da taxa de juros resultará em uma resposta de magnitude média da inflação igual à PPM. Se utilizarmos um modelo VAR que permite que os coeficientes e a matriz de variância covariância variem ao longo do tempo, então, para cada instante de tempo, encontraríamos o efeito de um choque exógeno dos juros sobre a inflação. No exemplo acima, poderíamos calcular a diferença entre um choque de juros sobre a inflação em 1970 e um choque de juros de mesma dimensão sobre a inflação em 2000. Essa característica confere maior realismo ao modelo empírico, além de aumentar consideravelmente a quantidade de informação que o modelo nos fornece.

Caso utilizássemos um VAR tradicional, conseguiríamos, na segunda etapa do exercício empírico, rodar apenas um Cross-Section, uma vez que teríamos apenas uma observação para cada país. Com o Time Varying VAR, no entanto, conseguimos rodar um painel, uma vez que temos informações ao longo do tempo para vários países.

Na próxima seção, será exposta a metodologia utilizada para pôr em prática o modelo de Time Varying VAR. O modelo em questão é baseado no artigo “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy” de Giorgio Primiceri (2004).

4.2.2 - Metodologia

As primeiras decisões a serem tomadas em um VAR são: a determinação e quantidade de variáveis e sua ordenação – para fins da decomposição de Cholesky. Para o modelo em questão, optamos por apresentar um sistema de quatro equações, já devidamente ordenadas: Hiato do Produto; Taxa de Inflação, Taxa de Juros; Taxa de Câmbio.

Por se tratar de um modelo de política monetária, escolha dessas variáveis se deu pelos motivos a seguir: (i) a variável de juros é essencial por ser o instrumento de intervenção da Autoridade Monetária na economia; (ii) a variável de inflação é essencial por ser a variável objetivo da política monetária; (iii) a variável hiato do produto foi escolhida por se tratar de, por vezes, objetivo de política monetária e também para evitar viés de variável omitida quando da estimação do impacto dos juros sobre a inflação¹⁴; e, por fim, (iv) a variável câmbio foi também escolhida para evitar viés de variável omitida¹⁵ causado por choques externos.

¹⁴ Reduções de juros e queda de inflação muitas vezes acompanham depressões econômicas. A primeira, uma resposta ativa da Autoridade Monetária, tem como objetivo estimular a economia. A segunda, uma resposta da própria redução de demanda, é um resultado da depressão. Assim, a omissão do Hiato do Produto poderia viesar substancialmente o modelo.

¹⁵ Uma vez que choques externos podem levar a fortes depreciação ou apreciação da moeda, que também pode resultar em alteração na taxa básica de juros e variações na inflação.

A ordenação apresentada foi escolhida por ser usual na literatura uma vez que decisões que afetam o produto exigem mais tempo para serem implementadas. Em seguida, decisões de mudança de preços são mais flexíveis, porém ainda suavizadas pela variedade no tempo de reação de cada um dos agentes econômicos. A variável de juros é decidida pela Autoridade Monetária levando-se em consideração resultados das duas primeiras variáveis (Regra de Taylor). Por fim, a variável câmbio, determinada pelas forças consideravelmente instantâneas do mercado. O modelo apresentado por Primiceri (2004) é um VAR Bayesiano onde a variação temporal dos coeficientes e da matriz de variância-covariância é modelada por meio de um AR(1).

O modelo de TVVAR se estrutura da seguinte forma:

Seja um VAR com n equações e s defasagens (para tornar o desenvolvimento mais simples e didático, apresentaremos aqui um modelo com duas equações e duas defasagens, mas ele pode ser trivialmente expandido):

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12,t} \\ a_{21,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{1,t} \\ c_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11,1,t} & b_{12,1,t} \\ b_{21,1,t} & b_{22,1,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11,2,t} & b_{12,2,t} \\ b_{21,2,t} & b_{22,2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

Onde as variáveis indicadas com “ t ” variam ao longo do tempo. Esse modelo pode ser reescrito na forma matricial, como:

$$A_t y_t = c_t^* + B_{1,t}^* y_{t-1} + B_{2,t}^* y_{t-2} + \Sigma_t \varepsilon_t$$

Multiplicando ambos os lados por A_t^{-1} , temos:

$$y_t = A_t^{-1} c_t^* + A_t^{-1} B_{1,t}^* y_{t-1} + A_t^{-1} B_{2,t}^* y_{t-2} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

Para a identificação dos choques estruturais, transforma-se a matriz A_t em triangular inferior zerando-se a relação contemporânea $a_{12,t}$, procedimento amplamente adotado pela literatura. Para simplificar a notação:

$$A_t^{-1}c_t^* = c_t$$

$$A_t^{-1}B_{1,t}^* = B_{1,t}$$

$$A_t^{-1}B_{2,t}^* = B_{2,t}$$

E o modelo fica, então:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + B_{2,t}y_{t-2} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t$$

Tudo o que foi feito, até esse momento, é muito semelhante ao procedimento usual da literatura para transformar o VAR estrutural em um VAR reduzido, sendo a maior diferença a indexação dos coeficientes, covariância e variância no tempo.

O próximo passo é reescrever o modelo acima empilhando o vetor de constantes e as duas matrizes de coeficientes em um só vetor-coluna 10×1 . Esse processo de empilhamento é feito começando pelo vetor de constantes e prosseguindo com o empilhamento da primeira linha da matriz de primeira defasagem dos coeficientes. Em seguida, empilha-se os coeficientes da segunda linha da matriz de primeira defasagem dos coeficientes, terminando com o mesmo procedimento para a matriz de segunda defasagem dos coeficientes (processo que se repetiria por todas as matrizes de defasagens, de acordo com a defasagem escolhida). Chama-se o vetor de \mathbf{B}_t .

Exemplificando com o modelo de duas defasagens e duas equações acima, \mathbf{B}_t será:

$B'_t =$

$$[c_{1,t} \quad c_{2,t} - a_{21,t}c_{1,t} \quad b_{11,1,t} \quad b_{21,1,t} - a_{21,t}b_{11,1,t} \quad b_{12,1,t} \quad b_{22,1,t} - a_{21,t}b_{12,1,t} \quad b_{11,2,t} \quad b_{21,2,t} - a_{21,t}b_{11,2,t} \quad b_{12,2,t} \quad b_{22,2,t} - a_{21,t}b_{12,2,t}]$$

E o VAR será escrito, então, da forma que se segue:

$$y_t = X'_t B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

Onde:

$$X'_t = [1 \quad y_{1,t-1} \quad y_{2,t-1} \quad y_{1,t-2} \quad y_{2,t-2}] \otimes I_n$$

E n é o número de equações.

Por fim, ainda se faz necessário definir:

$$a_t = [a_{21,t}]$$

$$\sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} \\ \sigma_{2,t} \end{bmatrix}$$

Note que a_t é um vetor-coluna formado pelos elementos diferentes de 0 ou 1 da matriz A_t , ou seja, pelas relações contemporâneas não-nulas entre as variáveis. Com n variáveis endógenas, a_t é um vetor coluna com $\frac{n^2-n}{2}$ linhas. Note, também, que cada entrada de σ_t é a variância do erro estrutural, de forma que σ_t será sempre um vetor-coluna com n linhas.

Temos, então, três vetores-coluna: B_t ; a_t ; σ_t . Os vetores-coluna representam, respectivamente, os coeficientes (constantes inclusive), as relações contemporâneas entre as diferentes variáveis endógenas e a variância dos erros estruturais.

A ideia é, então, modelar esses três vetores por passeios aleatórios, de forma a permitir que variem no tempo. Vale notar que a forma escolhida é um passeio aleatório para reduzir o número de parâmetros a serem estimados pelo modelo, uma vez que esse número já é muito elevado. É possível, sim, refinar essa modelagem acrescentando-se mais defasagens e estimando-se os coeficientes de um AR(q), porém isso resultaria em uma perda de graus de liberdade, exigindo uma amostra muito maior. Primiceri (2004) argumenta que o passeio aleatório é suficientemente satisfatório para modelar a evolução dos parâmetros. Sendo assim:

$$B_t = B_{t-1} + v_t$$

$$a_t = a_{t-1} + \xi_t$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t$$

Esses são, então, os processos estocásticos que permitem a variação no tempo dos parâmetros. É importante notar, ainda, que os três erros dos passeios aleatórios são independentes entre si e possuem distribuição normal-padrão.

4.2.2.1 - Estimação Bayesiana via MCMC (método de Gibbs Sampling):

A estimação do modelo acima é Bayesiana e feita via um MCMC (Markov-Chain Montecarlo).

A estimação Bayesiana exige a escolha de um prior, ou seja, uma distribuição de probabilidade que é assumida, pelo economista, como a distribuição de probabilidades da variável a ser estimada. Os dados são, então, usados para estimar os momentos da distribuição, resultando na estimativa do coeficiente em questão.

No modelo acima, a ideia é utilizar uma sub-amostra (composta pelas primeiras observações) para definir os momentos da distribuição inicial de cada coeficiente a ser estimado. Essa sub-amostra, então, é utilizada apenas para a determinação dos momentos das distribuições iniciais, sendo inutilizada em seguida. A partir desse ponto, a estimação se utiliza de todos os dados disponíveis para calcular, período a período, os momentos da distribuição do coeficiente a ser estimado. É isso, então, que permite a avaliação da estimativa ao longo do tempo.

Na prática, para que esse modelo possa ser estimado, utiliza-se métodos numéricos (MCMC). Para mais detalhes sobre o algoritmo de MCMC utilizado para a estimação, vide Primiceri (2004) e Del Negro e Primiceri (2015).

4.2.3 - Dados

4.2.3.1 - Países

Segundo a teoria econômica, a Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços se dá uma vez que a política fiscal é exógena, ou seja, não-Ricardiana. Como argumentado anteriormente, o caráter não-Ricardiano da política fiscal depende da falta de credibilidade por parte dos governos perante os agentes econômicos. Assim, faz sentido falar em Dominância Fiscal em países cujo governo possui baixa credibilidade, fazendo menos sentido quando nos referimos a países que, como os Estados Unidos, possuem altíssima credibilidade nos mercados de dívida soberana. Foi baseado nesse argumento que limitamos a amostra a países considerados emergentes. Tomamos os 23 países a seguir: África do Sul, Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Filipinas, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Marrocos, Paquistão, Peru, Polônia, Romênia, Rússia, Tailândia, Tunísia, Turquia, Ucrânia e Vietnam.

Dessa lista de 23 países, 5 foram excluídos pelos motivos a seguir: Argentina (dados possivelmente viesados e incompletos); Paquistão, Tunísia e Vietnã (número reduzido de dados, impossibilitando a implementação do modelo); Romênia (dados possivelmente viesados pela mudança da moeda no ano de 2005).

Dos 18 países restantes, as FIRs de 3 países (Indonésia, Filipinas e Ucrânia) não convergiram. Uma vez que isso torna a soma dos impactos infinita, o cálculo da PPM para esses países se torna impossível. Por esse motivo, também foram excluídos da lista final.

Restou, dessa forma, a lista final de 15 países: África do Sul, Brasil, Chile, China, Colômbia, Hungria, Índia, Malásia, México, Marrocos, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia e Turquia.

4.2.3.3 - Fonte

As fontes usadas para a coleta de dados foram: (i) base de dados do site FRED Economic Data do FED de Saint Louis; (ii) base de dados do International Finance Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI); (iii) bases de dados dos bancos centrais de cada um dos países.

4.2.3.4 - Frequência e Janela de tempo

Todos os dados usados na primeira etapa são trimestrais e as janelas de tempo variam de acordo com a disponibilidade de dados para cada país, conforme a tabela a seguir.

	Frequency	First Observation	Last Observation	Number of Observations
Brazil	Quarterly	01.01.00	01.04.16	65
Chile	Quarterly	01.01.96	01.10.14	76
China	Quarterly	01.01.00	01.01.15	61
Colombia	Quarterly	01.05.95	01.01.16	84
Hungary	Quarterly	01.01.95	01.01.15	81
India	Quarterly	01.04.96	01.10.14	75
Malaysia	Quarterly	01.01.88	01.04.16	114
Mexico	Quarterly	01.01.80	01.10.14	140
Morocco	Quarterly	01.10.97	01.10.14	69
Peru	Quarterly	01.07.91	01.01.15	95
Poland	Quarterly	01.01.95	01.10.14	80
Russia	Quarterly	01.01.03	01.07.14	47
South Africa	Quarterly	01.01.60	01.10.14	220
Thailand	Quarterly	01.01.93	01.04.16	94
Turkey	Quarterly	01.04.86	01.10.14	115

4.2.3.5 - Dados

(i) Hiato do Produto: O Hiato do Produto foi construído a partir do componente cíclico da variável de PIB Nominal. Esse componente cíclico foi extraído utilizando o filtro HP com λ igual a 1600;

(ii) Taxa de Inflação: A taxa de inflação utilizada se refere à taxa percentual de aumento do nível de preços entre o trimestre de referencia e o mesmo trimestre do ano anterior;

(iii) Taxa de Juros: A taxa de juros utilizada foi a taxa de juros básica da economia, aquela diretamente determinada pela Autoridade Monetária como instrumento para cumprimento de sua função;

(iv) Taxa de Câmbio: A taxa de câmbio utilizada foi a nominal.

4.2.4 - Resultados

O modelo de TVVAR baseado em Primiceri (2004) foi estimado utilizando o software estatístico R. Para a definição do número de lags de cada país, utilizamos, como base, os respectivos VARs fixos no tempo de cada um dos países. Foram feitos testes LM de autocorrelação e, por fim, usados os critérios de informação de Schwarz ou Hannan-Quinn,

dependendo do número disponível de observações para cada país. Para isso, foi utilizado como base o artigo *"A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis - Ventsislav Ivanov e Lutz Kilian - University of Michigan"* que define o melhor critério a ser usado em cada caso. Escolhidos os lags, foi rodado o TVVAR de Primiceri para cada país.

Após a estimação do modelo, foi calculada a FIR para cada país e para cada instante de tempo. A partir das séries de FIRs, foram calculadas as séries da PPM para cada país, seguindo a metodologia apresentada anteriormente. Note que apenas é possível calcular coeficientes e matriz de variância-covariância para observações que estejam fora da sub-amostra de testes. Sendo assim, o número de observações da PPM é igual ao número total de observações menos o tamanho da amostra de testes usada.

Os resultados podem ser resumidos na tabela a seguir. Gráficos e valores de todas as FIRs e PPMs estão disponíveis no Apêndice A para consulta.

	Frequency	First Observation (DD/MM/YY)	Last Observation (DD/MM/YY)	Average	Minimum	Maximum
Brazil	Quarterly	01.10.06	01.04.16	-0,0097	-0,01644	-0,0059
Chile	Quarterly	01.04.01	01.10.14	-0,5322	-0,56984	-0,49868
China	Quarterly	01.07.06	01.01.15	-0,1921	-0,20812	-0,18224
Colombia	Quarterly	01.07.04	01.01.16	0,06694	0,047544	0,083197
Hungary	Quarterly	01.07.05	01.01.15	0,07066	0,066821	0,07446
India	Quarterly	04.01.09	01.10.14	-0,0327	-0,03339	-0,03224
Malaysia	Quarterly	01.01.01	01.04.16	0,02538	0,02477	0,0259
Mexico	Quarterly	01.10.91	01.10.14	0,22476	0,170673	0,277392
Morocco	Quarterly	01.07.09	01.10.14	-0,0007	-0,00077	-0,00059
Peru	Quarterly	01.10.00	01.01.15	-0,0022	-0,00375	-0,00019
Poland	Quarterly	01.07.01	01.10.14	-0,0386	-0,04159	-0,0334
Russia	Quarterly	01.04.08	01.07.14	0,02941	-0,15085	0,057787
South Africa	Quarterly	01.01.78	01.10.14	-0,0183	-0,03015	-0,00741
Thailand	Quarterly	01.07.04	01.04.16	0,01659	0,016199	0,017026
Turkey	Quarterly	01.01.99	01.10.14	0,2564	0,24816	0,271189

Note que todas as séries de PPM são bastante estáveis, o que sugere que o sistema está em equilíbrio. Note também que, como a PPM representa a resposta média da inflação a um

choque exógeno de juros, dizemos que a política monetária é mais potente quanto mais negativa for a PPM. Essa observação é crucial para a interpretação dos resultados do painel a seguir.

Uma vez que temos a série de tempo para a Potência de Política Monetária, a variável dependente do painel, podemos nos debruçar sobre a variável independente. Em seguida, apresentaremos os dados e os resultados do painel.

4.3- 2ª Etapa – Painel

4.3.1 - Motivação e Metodologia

A PPM era o primeiro passo necessário para podermos estimar o painel da Expectativa dos Superávits Primários Futuros (ESPF) - variável explicativa - e PPM - variável explicada. Agora se faz necessário voltar à teoria para que possamos encontrar variáveis que sejam proxy válidas para a ESPF.

Precisamos, primeiramente, definir o que é uma variável proxy. Segundo Wooldridge (2002):

“Omitted variables bias can be eliminated, or at least mitigated, if a proxy variable is available for the unobserved variable q . There are two formal requirements for a proxy variable for q . The first is that the proxy variable should be redundant (sometimes called ignorable) in the structural equation. If z is a proxy variable for q , then the most natural statement of redundancy of z in equation is

$$E(y|q,z) = E(y|q)''$$

(...)

“The second requirement of a good proxy variable is more complicated. We require that the correlation between the omitted variable q and each x_j be zero once we partial out z ”

Ou seja, para que uma variável proxy seja válida, ela precisa cumprir duas exigências:

1 - explicar y (PPM) apenas via q (ESPF): Isso quer dizer que todo o efeito da variável proxy sobre a variável explicada deve se dar por causa do efeito que a Proxy tem sobre a explicativa não-observável q (ESPF);

2 – uma vez considerado o efeito da proxy sobre a variável explicada via q (ESPF), não existe correlação entre q (ESPF) e qualquer outra variável explicativa.

Ambos os requerimentos para uma boa variável proxy não podem ser testados uma vez que a variável q (ESPF) não é observável. Logo, toda a argumentação deve se basear na teoria econômica. Em específico, baseamos nossa argumentação na Teoria Fiscal do Nível de Preços, de modo a caracterizar boas proxys para podermos, enfim, estimar o painel desejado.

É importante, contudo, atentar para o fato de que não importa, para uma boa proxy, que outras variáveis explicativas afetem a PPM, contanto que não o façam via ESPF.

Para que possamos teorizar sobre boas proxys para a Expectativa de Superávits Primários Futuros, precisamos entender o que isso significa e como essas expectativas são formadas.

Como as pessoas formam expectativas em relação aos superávits primários futuros? Quando um agente adquire o papel da dívida do governo, ele espera receber o pagamento em dia e na sua integralidade no vencimento. O agente, contudo, apenas comprará o título se confiar nesse pagamento. Como não existe garantia de comprometimento por parte do governo,

especialmente quando se trata, como é o caso em questão, de governos de países economicamente mais instáveis ao longo da história, os agentes não conseguem observar com certeza o futuro dos superávits e, logo, ajustam a “credibilidade percebida” por meio de algumas variáveis-chave que eles conseguem observar.

São elas: superávit (pois fornece informação sobre como o governo administra suas receitas/despesas; é uma variável de fluxo), nível de dívida (pois permite obter a dimensão de quanto o governo precisará economizar no futuro para pagar ou estabilizar o estoque de dívida; é uma variável de estoque), interação entre dívida e superávit (pois ajuda a entender a relação entre fluxo e estoque) e variáveis de confiança no governo ou risco do governo (o governo tem credibilidade? Agentes acreditam que o governo vai economizar o suficiente para pagar dívida?).

“Confiança no governo” também é, por sua vez, uma variável não observável, pois abarca muitas variáveis que são subjetivas e as quais somos incapazes quantificar satisfatoriamente. Usualmente utiliza-se na literatura como proxy para confiança variáveis de risco como taxas de CDS (Credit Default Swaps) ou diferencial de juros entre os títulos do país e um título sem risco (em geral, notas do Tesouro Americano).

Reduzimos, então, as variáveis candidatas a proxy, ou seja, que aproximem o que os agentes usam para prever a sequência futura de superávits: o próprio superávit, o nível da dívida e variáveis de confiança/risco (CDS e Diferencial de juros).

As variáveis escolhidas são boas proxy para a Expectativa de Superávits Primários Futuros? Para que sejam, elas precisam cumprir, conjuntamente, os dois requisitos listados previamente: Redundância e correlação zero entre ESPF e outras variáveis explicativas. Pelos argumentos apresentados acima, acreditamos ser esse o caso.

Dessa forma, podemos prosseguir com a estimação do painel. Para cada país, temos a série temporal da Potência da Política Monetária e as variáveis de Superávit, Endividamento e Risco, que serão detalhadas na próxima seção.

4.3.2 - Dados

4.3.2.1 - Países

Do Time Varying VAR, primeira etapa do exercício empírico, estimamos séries de tempo da Potência da Política Monetária para 15 países: África do Sul, Brasil, Chile, China, Colômbia, Hungria, Índia, Malásia, México, Marrocos, Peru, Polônia, Rússia, Tailândia e Turquia. Dessa lista, 4 países reportam seus déficits de maneira distinta dos demais, são eles: Hungria, Malásia, Marrocos e Tailândia. Excluímos esses países para não haver problema, na estimação do painel, entre os dados dos países observados.

Sendo assim, a lista final de países é composta por: Brasil, Chile, China, Colômbia, Índia, México, Peru, Polônia, Rússia, África do Sul e Turquia

4.3.2.2 - Fonte

As fontes usadas para a coleta de dados foram: (i) base de dados do site FRED Economic Data do FED de Saint Louis; (ii) base de dados do International Finance Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI); (iii) bases de dados dos bancos centrais de cada um dos países; (iv) base de dados do Terminal da Bloomberg; (v) base de dados do Terminal da Reuters.

4.3.2.3 - Frequência e Janela de tempo

Os dados de PPM, Superávit Primário, CDS e Diferencial de Juros tem frequência trimestral e anual¹⁶. A maior parte dos países, contudo, não apresenta uma série trimestral de dados de endividamento, apenas anual. Da amostra utilizada na primeira etapa, apenas Brasil e Polônia divulgam trimestralmente os dados de endividamento.

Argumentaremos à frente que a variável de endividamento é essencial para a estimação não-viesada do painel, de forma que a frequência a ser utilizada deverá, então, ser a anual. O painel trimestral, com apenas os dois países que possuem a variável endividamento, está exposto no Apêndice C, para fins de robustez dos resultados. Vale adiantar, contudo, que os resultados são robustos à mudança de frequência dos dados, de forma que não há prejuízo em optar pelo painel anual, como fazemos à frente. As janelas de tempo variam de acordo com a disponibilidade de dados para cada país.

4.3.2.4 - Dados

(i) Superávit: A medida de superávit que não inclui os gastos com pagamento de juros é o Superávit Primário. Assim, é o Superávit Primário que deve variar no caso de um Regime Ricardiano, para compensar o aumento da taxa básica de juros sobre o serviço da dívida. É por esse motivo que o dado ideal para ser usado para representar a variável Superávit é o Superávit Primário. Essa variável é medida em superávit primário em razão do PIB.

(ii) Endividamento: A variável de endividamento usada está em razão do PIB.

(iii) CDS: O CDS utilizado no painel é a taxa paga, na média do período, pelos papéis de Credit Default Swap no mercado financeiro.

(iv) Diferencial de Juros: Duas medidas diferentes de diferencial de juros foram usadas no painel para evitar viés. A primeira é o diferencial da taxa de juros futura de 10 anos. A segunda medida utilizada é o diferencial da taxa de juros de overnight.

¹⁶ A PPM com frequência anual é calculada pela média anual de suas observações trimestrais.

(v) PPM: Os dados de Potência de Política Monetária foram retirados da primeira etapa deste exercício empírico.

4.3.3 - Resultados

Antes de apresentarmos os resultados, é importante esclarecer quais são os resultados esperados pela Teoria Fiscal do Nível de Preços. As variáveis explicativas e seus respectivos resultados esperados são:

- Superávit Primário como percentual do PIB: É esperado que o superávit de um governo forneça informação, para os agentes, sobre como o governo administra seu orçamento – é a variável de fluxo das contas do governo. O resultado esperado para o coeficiente dessa variável tem sinal negativo . Isso porque é esperado que, se o governo for mais conservador com suas despesas, os agentes aumentem a credibilidade que conferem ao governo quanto ao pagamento das dívidas futuras. Dessa forma, um aumento do superávit hoje deve estar correlacionado com um aumento das expectativas de superávits futuros, o que torna a política monetária mais potente. Como ressaltamos anteriormente, uma política monetária mais potente significa uma PPM mais negativa. Logo, um aumento do superávit deve resultar em uma queda da PPM, segundo a TFNP.
- Endividamento como percentual do PIB: É esperado que um endividamento mais alto esteja correlacionado, especialmente em países subdesenvolvidos, com um governo que terá maiores dificuldades de pagar sua dívida. Assim, a variável de endividamento permite que o agente tenha uma dimensão de quanto o governo precisará economizar no futuro para pagar ou estabilizar o estoque da sua dívida – é a variável de estoque das contas do governo. Um endividamento mais alto indica

uma situação fiscal com menor credibilidade, maior risco de default. Assim, é esperado que um aumento do nível de endividamento cause um enfraquecimento da política monetária. No painel, isso se reflete em um sinal positivo.

- Variáveis de Risco: É a variável explicativa que indica a percepção do mercado em relação à probabilidade de default por parte do governo. Logo, uma percepção maior de risco está associada a uma menor credibilidade por parte do governo. Essa menor credibilidade está intimamente correlacionada com a ideia de que o governo não será capaz de fazer, no futuro, os superávits necessários para pagar a dívida real que possui no presente. Dito de outra forma, é esperado, pela TFNP, que um aumento da percepção de risco pelo mercado esteja correlacionado com um enfraquecimento da política monetária. É esperado para o coeficiente da variável de risco, então, um sinal positivo.

A teoria tradicional de economia monetária parte do princípio de que, uma vez que a economia é Ricardiana, qualquer dessas variáveis não é capaz de afetar a Potência da Política Monetária, por ser ela exógena. Assim, a análise dos resultados a seguir passa pela interpretação do sinal e da significância dessas variáveis para a determinação da PPM. Como em todo procedimento científico, a análise deve passar pela rejeição de possíveis teorias e não pela confirmação delas.

Assim, caso os coeficientes dessas variáveis não sejam estatisticamente significativos para a determinação da PPM, então há indícios de que a teoria tradicional é respeitada e, conseqüentemente, não há indícios da Dominância Fiscal via TFNP. Caso uma ou mais dessas variáveis possuam coeficientes estatisticamente significativos, então a teoria monetária tradicional – aquela que considera que os agentes esperam que a política fiscal seja Ricardiana – falha ao explicar a PPM. Nesse caso, se os coeficientes tiverem os sinais esperados pela

TFNP, então essa é uma teoria que se mantém apta para explicar o observado empiricamente. Veremos, a seguir, que esse é o caso.

Em especial, por se tratarem de proxys para a Expectativa de Superávits Primários Futuros, a variável “superávit primário como percentual do PIB” é a que, supomos, apresenta maior correlação com a Expectativa de Superávits Primários Futuros. Essa hipótese é feita uma vez que é justamente sobre a variável de superávits que os agentes foram expectativas. Assim, mesmo que outras variáveis tenham impacto relevante sobre as expectativas (o que as tornam boas proxys), supomos que a variável de “superávit primário como percentual do PIB” tenha um impacto ainda mais relevante e direto sobre as expectativas (o que a torna uma proxy ainda mais relevante).

A estimação do painel com frequência anual encontra a seguinte tabela de resultados¹⁷:

Yearly Variables	1 PPM	2 PPM	3 PPM	4 PPM	5 PPM	6 PPM
Debt as %GDP		0.000364 (0.000520)	8.80e-05 (0.000532)	-0.000481 (0.000581)	-0.000306 (0.000616)	-0.000341 (0.000621)
Surplus as %GDP	-0.00210* (0.00107)		-0.00205* (0.00113)	-0.00357** (0.00163)	-0.00462** (0.00204)	-0.00468** (0.00205)
Surplus*Debt					4.81e-05 (5.56e-05)	4.11e-05 (5.67e-05)
Interest Rate Diff (24h)						-0.00101 (0.00140)
Year FE				X	X	X
Country FE	X	X	X	X	X	X
Constant	-0.0270*** (0.00279)	-0.0357* (0.0183)	-0.0300 (0.0183)	-0.0157 (0.0191)	-0.0196 (0.0197)	-0.0112 (0.0230)
Observations	70	70	70	70	70	70
R-squared	0.062	0.008	0.062	0.192	0.203	0.212
Number of countries	10	10	10	10	10	10

Todas as colunas possuem Efeitos Fixos de País - ou seja, em todas as colunas, características que são fixas no tempo, mas variam entre países, são controladas. Nas colunas

¹⁷ Os valores entre parênteses se referem ao desvio padrão. Os asteriscos se referem ao nível de significância, sendo um asterisco referente ao nível de significância de 10%, dois asteriscos, 5%, e três asteriscos, 1%.

4, 5 e 6, também incluímos Efeitos Fixos de Ano – ou seja, controlamos para todos os efeitos comuns a todos os países que possam ter acontecido em cada um dos anos estudados.

A coluna 1 e a coluna 2 representam a estimação com apenas uma variável explicativa – superávit como proporção do PIB e endividamento como proporção do PIB, respectivamente. Ambas as variáveis, sozinhas, apresentam coeficiente com o sinal esperado pela TFNP, porém apenas a variável de superávit é estatisticamente significativa (a um nível de significância de 10%).

Como dívida e superávit são correlacionados, faz-se necessário estimar a regressão onde ambos aparecem como variáveis explicativas, com o objetivo de evitar a ocorrência de viés de variável omitida – o que é feito na coluna 3. Nesse caso, contudo, o coeficiente da variável de superávit se mantém estatisticamente significativo (a um nível de significância de 10%), enquanto o coeficiente do endividamento se mantém não-significativo, mas com o sinal correto. Dessa forma, as três primeiras colunas apontam para a rejeição da hipótese nula de que a teoria tradicional seja capaz de explicar a PPM e apontam para coeficientes que, quando significativos, estejam em linha com a TFNP.

Existe, contudo, a possibilidade de haver fatores internacionais não-observáveis que sejam comuns a todos os países em determinado período do tempo. Um exemplo é uma crise internacional que reduza momentaneamente, em todos os países, a propensão a consumir dos agentes. É por esse motivo que se faz importante adicionar Efeito Fixo de tempo (no caso, de anos) à estimação. Isso é feito nas colunas 4, 5 e 6.

Na coluna 4, onde a única diferença para a coluna 3 é a introdução do EF de tempo, vemos que o coeficiente de superávit mantém o sinal esperado pela TFNP e se mantém estatisticamente significativo, mas agora a um nível de significância de 5%. O coeficiente de endividamento, no entanto, apesar de ter o sinal inverso ao esperado pela TFNP, se mantém estatisticamente não-significativo.

A introdução da variável de interação entre superávit e endividamento, na coluna 5, tem como objetivo capturar possíveis efeitos sobre a PPM da interação entre o fluxo e o estoque. Apesar de o coeficiente dessa variável e da variável de endividamento se mostrarem estatisticamente não-significativos, podemos observar a persistência da significância do coeficiente da variável de superávit primário, a um nível de significância de 5%.

Por fim, é esperado que o risco associado a um país seja tão maior quanto pior for sua situação fiscal. Assim, o risco percebido é negativamente correlacionado com superávit e positivamente correlacionado com o endividamento. As proxys de risco foram utilizadas e todas apresentam coeficientes estatisticamente não-significativos. Em todos os casos, o coeficiente associado à variável de superávit se manteve com o sinal esperado e estatisticamente significativos a um nível de significância de 5%. Colocamos apenas o diferencial de juros na coluna 6 da tabela para fins de simplificação.

Em resumo, os resultados do painel anual apontam para a existência de correlação estatisticamente significativa entre o superávit primário corrente e a PPM. Esse resultado representa uma falha na Teoria Monetária tradicional, que não considera a possibilidade desse efeito ocorrer. Não há, com isso, evidência empírica para os países analisados, de que a PPM seja exógena a movimentos fiscais. O sinal negativo do coeficiente relativo ao superávit primário mantém a TFNP como uma possível explicação para esse efeito, uma vez que está em linha com sua literatura teórica.

5. Conclusão

Vimos que a Dominância Fiscal via Teoria Fiscal do Nível de Preços é um ramo da literatura teórica que pode explicar flutuações da Potência da Política Monetária, especialmente em países cujo governo possui baixa credibilidade.

Pela importância de seus resultados teóricos, a Teoria Fiscal do Nível de Preços representa um ramo da literatura a ser explorado de forma mais detalhada, seja teórica ou empiricamente.

A forma ideal de teste empírico da ocorrência da Dominância Fiscal, no entanto, exige séries de dados que não estão disponíveis para análise, de modo que existe um esforço conjunto na academia para que tais séries sejam calculadas.

Enquanto essas séries, como a expectativa de superávits primários futuros, ainda são impossíveis de serem calculadas, buscamos formas alternativas de testar a Dominância Fiscal. Para isso, utilizamos um painel onde a variável explicada era a Potência da Política Monetária e as variáveis explicativas eram proxys da expectativa de superávits primários futuros. Para o cálculo da Potência de Política Monetária, utilizamos a função impulso-resposta de um *Time Varying Bayesian VAR* baseado em Primiceri (2005). Por causa da ausência de dados trimestrais para endividamento, foram realizados dois painéis – o primeiro com frequência anual e o segundo com frequência trimestral (robustez).

Os resultados encontrados por ambos os painéis apontam para um impacto estatisticamente significativo da expectativa de superávits primários futuros sobre a Potência da Política Monetária, com os sinais em conformidade com os esperados pela literatura teórica e favoráveis à TFNP. Esses resultados vão de encontro à teoria tradicional, que vê a Potência da Política Monetária como uma variável exógena às expectativas fiscais.

Este estudo espera, ao apresentar uma nova abordagem empírica para testar a Teoria Fiscal do Nível de Preços, contribuir para a literatura econômica. A robustez e significância dos

resultados confere indício adicional da existência de Dominância Fiscal em determinados períodos e países.

Referências Bibliográficas

Banco Central do Brasil, Relatório de Inflação de Setembro de 2016. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2016/09/ri201609P.pdf>>. Acesso em 13 de abril de 2017.

BARTH, J., SICKLES, R. and WIEST P. (1982): “Assessing the Impact of Varying Economic Conditions on Federal Reserve Behavior,” *Journal of Macroeconomics*, 4(1), 47-70.

BENHABIB, J., SCHMITT-GROHÉ, S. and URIBE, M. (2001): “The perils of Taylor rules”, *Journal of Economic Theory* 96, 40-69, 2001.

BENHABIB, J., SCHMITT-GROHÉ, S. and URIBE, M. (2002): “Avoiding Liquidity Traps.” *Journal of Political Economy* 110:535–563.

BLANCHARD, O. (2004): “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil”, *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003*, MIT Press, 49-80.

CANZONERI, M., CUMBY, R. and DIBA B. (2001): “Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?” *American Economic Review*, 91(5): 1221-1238.

CLARIDA, R., GALI, J. and GERTLER, M. (1999): “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective” *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.

DE BOLLE, M. (2015): “Brazil Needs to Abandon Inflation Targeting and Yield to Fiscal Dominance”. Disponível em: < <https://piie.com/blogs/realtime-economic-issues-watch/brazil-needs-abandon-inflation-targeting-and-yield-fiscal>>. Acesso em 13 de abril de 2017.

DWYER, G. (1982): “Inflation and Government Deficits” *Economic Inquiry*, 20(3), 315-329

EUSEPI, S. and PRESTON B. (2010): *Debt, Policy Uncertainty and Expectations Stabilization*. *Journal of the European Economics Association*.

Filling in the Gaps: Next Steps for the Fiscal Theory of the Price Level. Disponível em <<https://www.youtube.com/watch?v=Zpsr1SwF7zE>>. Acesso em 13 de abril de 2017.

FRIEDMAN, M., & SCHWARTZ, A. (1963): “A Monetary History of the United States, 1867-1960”. Princeton University Press.

Há Dominância Fiscal no Brasil? Evento do Centro de Finanças. Disponível em < <https://www.youtube.com/watch?v=FcnODT0jpkE>>. Acesso em 13 de abril de 2017.

JOINES, D. (1985): “Deficits and Money Growth in the United States 1872-1983” *Journal of Monetary Economics*, 16 (3), 329-351

KING, R. and PLOSSER, C. (1985): “Money, Deficits, and Inflation” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22(1), 147-195

Laney, L.O. and WILLET, T. (1983): “Presidential Politics, Budget Deficits and Monetary Policy in the United States,” *Public Choice*, 40 (1), 53-69.

LEEPER, E. M. (1991): “Equilibria Under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary And Fiscal Policies” *Journal of Monetary Economics*, 27: 129–47.

LOYO, E. (2000): “Tight Money Paradox on the Loose: A Fiscalist Hyperinflation” Discussion paper, John F. Kennedy School of Government.

LOYO, E. (2005): “Comment on Chapter 2” *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience – 1999 to 2003*. 81-84. MIT Press.

NACHEGA, J. (2005): “Fiscal Dominance and Inflation in the Democratic Republic of the Congo” *IMF Working Paper*, 5.

PRIMICERI, G. E. (2004): “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy” *Review of Economic Studies* 72 (3): 821-852.

ROCHA, F. and Paschoalotto, E. (2004): “Teoria Fiscal do Nível de Preços: um Teste para a Economia Brasileira no Período 1966-2000” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 34(3), 419-436.

SARGENT, T. J. and WALLACE, Neil (1981): “Some Unpleasant Monetarist Arithmetic” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall, 1-17.

SIMS, C. (1994): “A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction Between Monetary and Fiscal Policy” *Economic Theory* 4, 381-399.

SIMS, C. (2016): "Fiscal Policy, Monetary Policy and Central Bank Independence". Federal Reserve Bank of Kansas City - Jackson Hole Symposium - Designing Resilient Monetary Policy Frameworks for the Future.

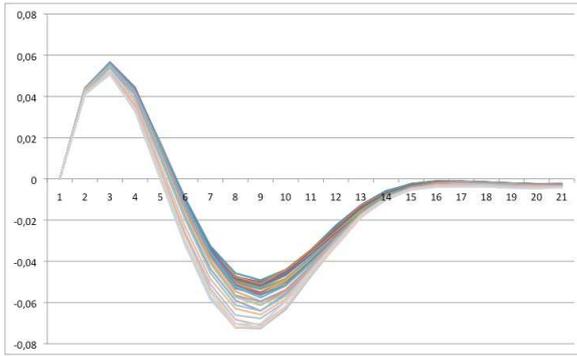
TAYLOR, J. B. (1993). "Discretion versus policy rules in practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, vol. 39(1), pages 195-214, December.

WOODFORD, M. (1994). "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash-in-advance Economy" *Economic Theory* 4, 345-380.

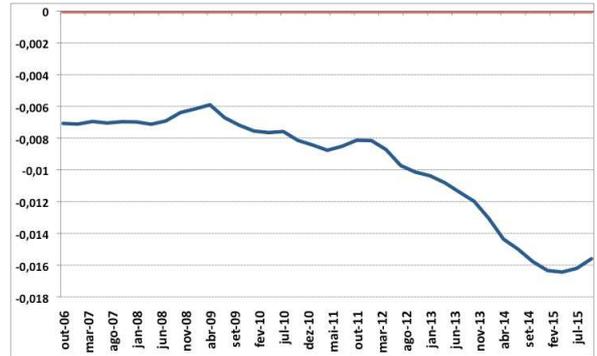
WOODFORD, M. (2003). "Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy" Princeton University Press.

APÊNDICE A:

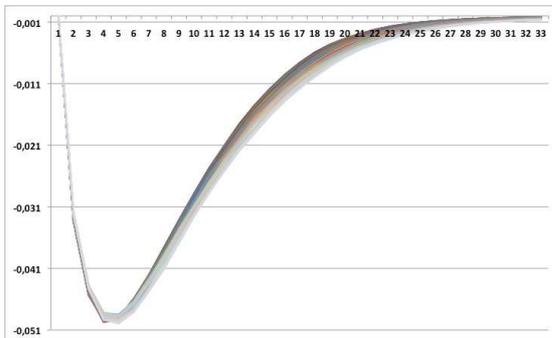
Função de Impulso Resposta - Brasil



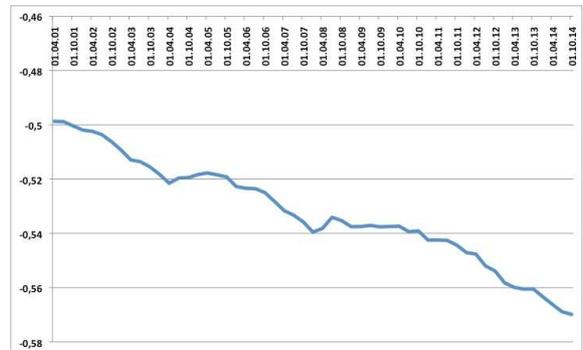
PPM - Brasil



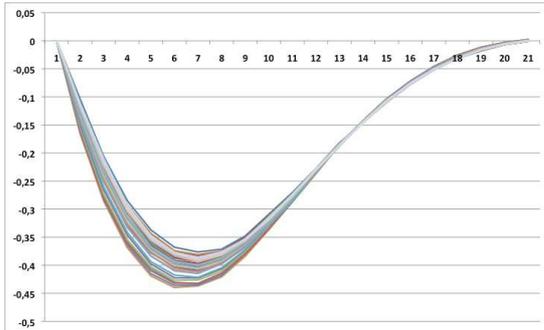
Função de Impulso Resposta - Chile



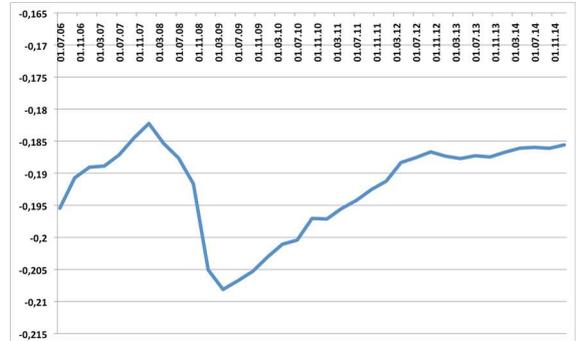
PPM - Chile



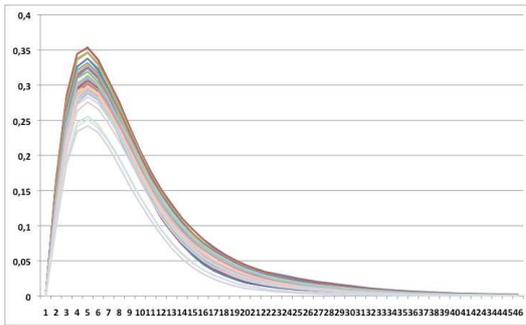
Função de Impulso Resposta – China



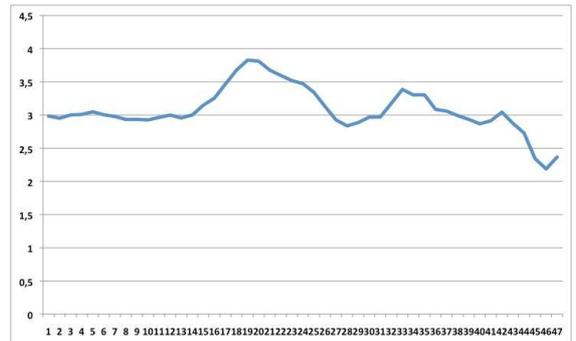
PPM - China



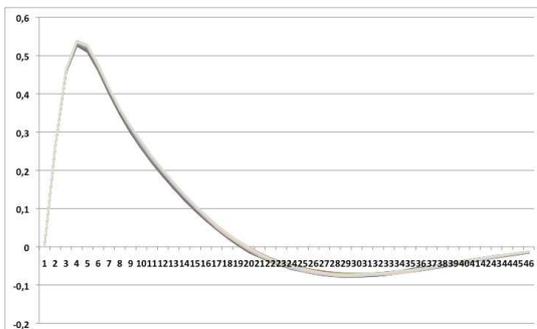
Função de Impulso Resposta – Colômbia



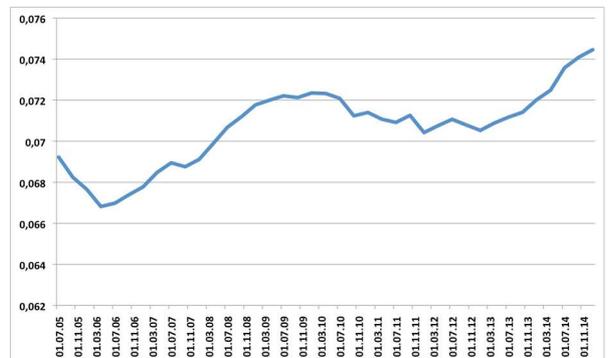
PPM - Colômbia



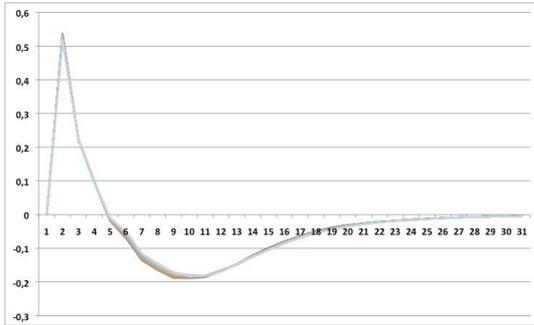
Função de Impulso Resposta - Hungria



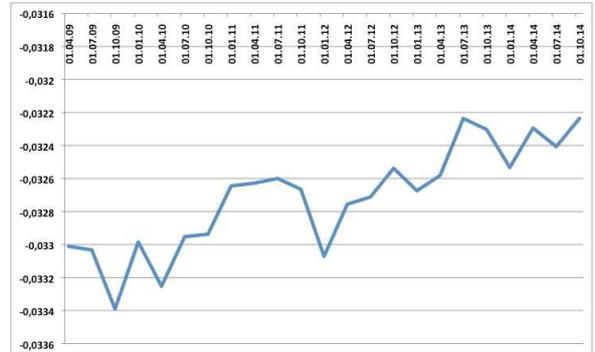
PPM - Hungria



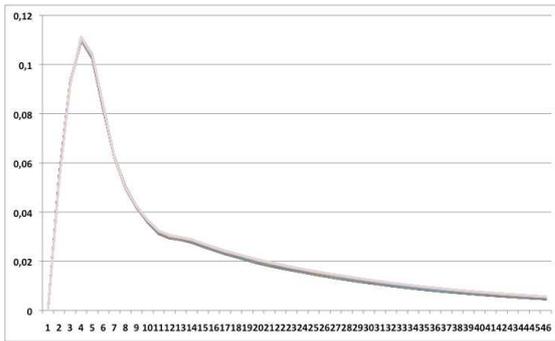
Função de Impulso Resposta - Índia



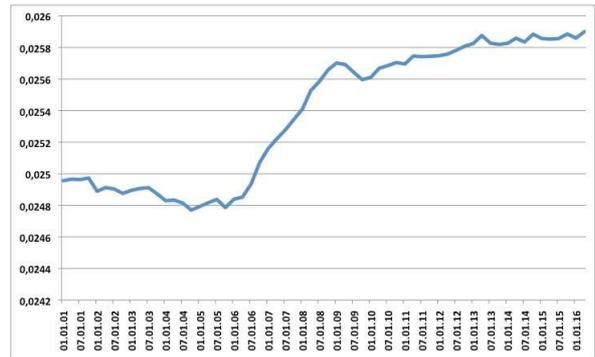
PPM - Índia



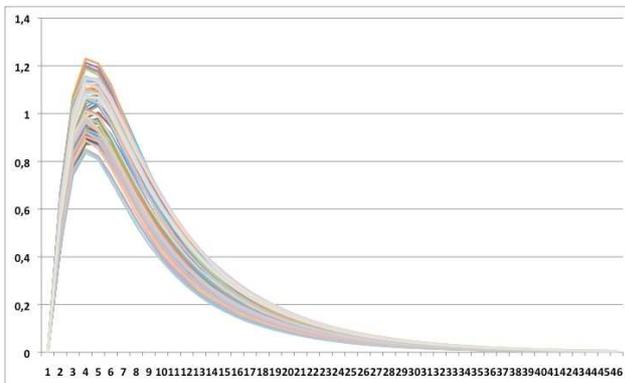
Função de Impulso Resposta - Malásia



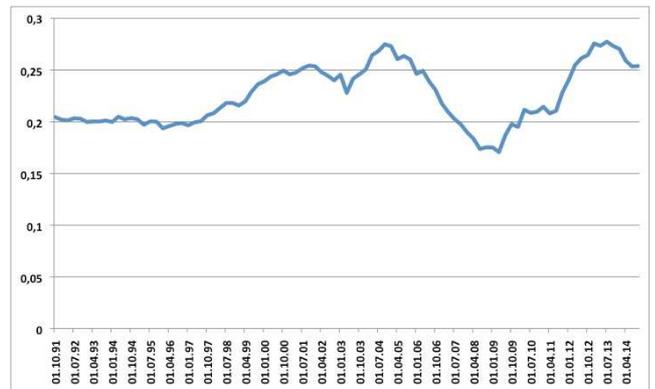
PPM - Malásia



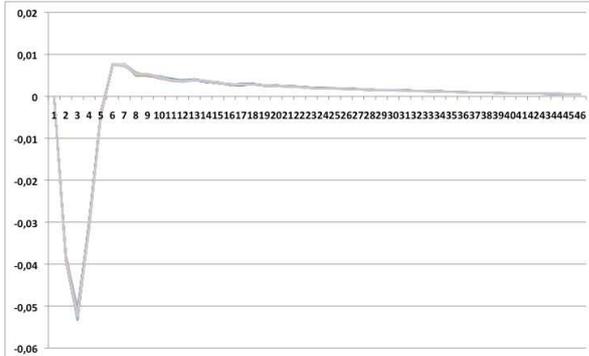
Função de Impulso Resposta - México



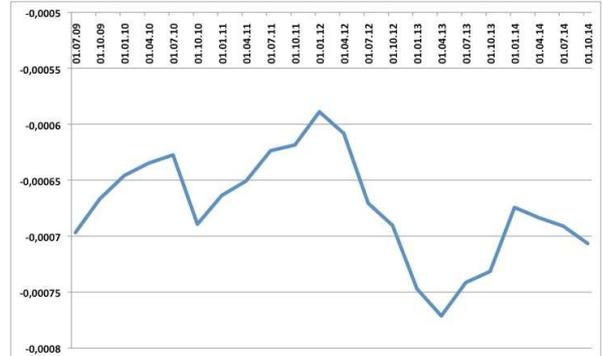
PPM - México



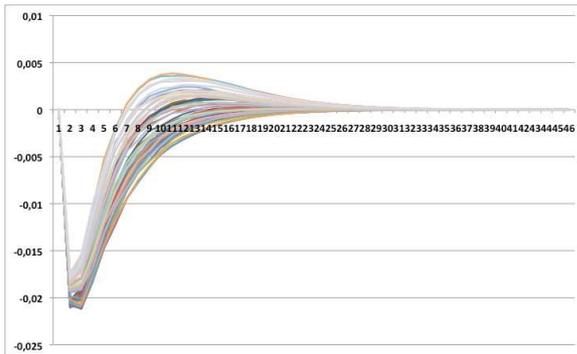
Função de Impulso Resposta - Marrocos



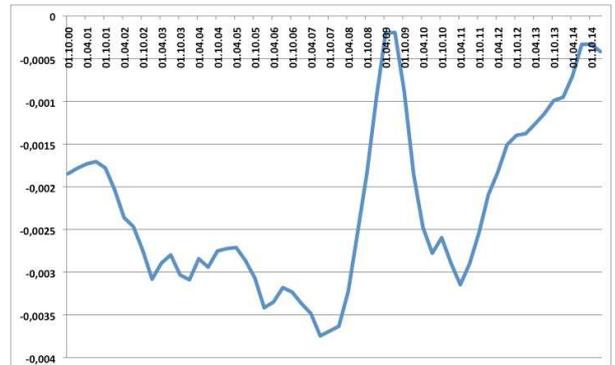
PPM - Marrocos



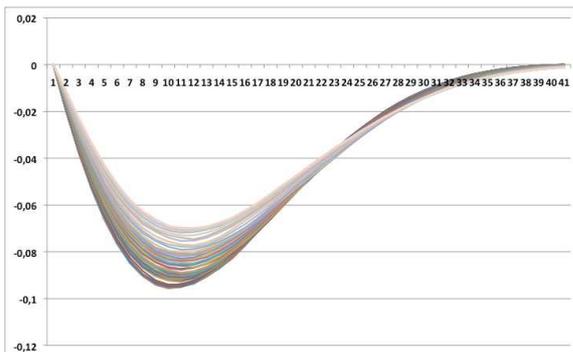
Função de Impulso Resposta - Peru



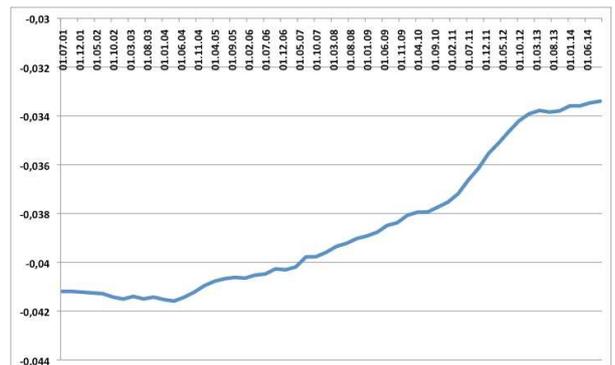
PPM - Peru



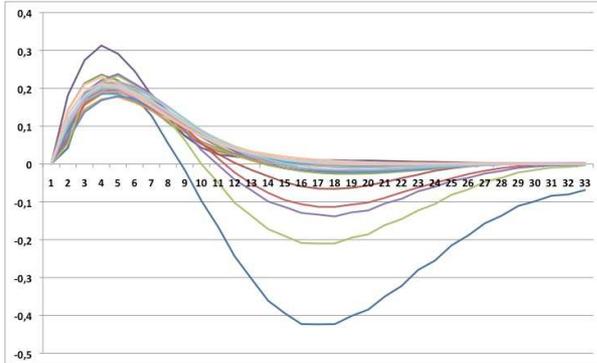
Função de Impulso Resposta - Polônia



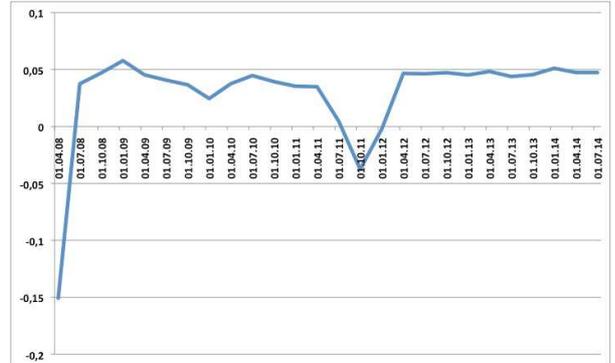
PPM - Polônia



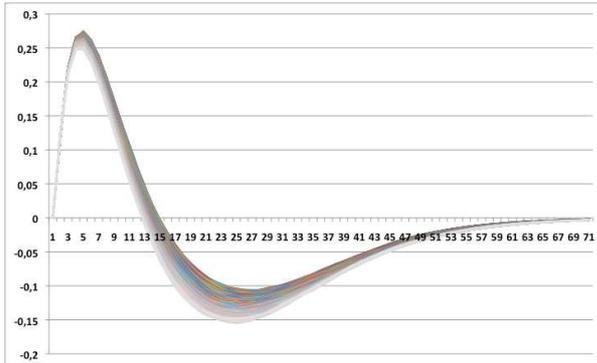
Função de Impulso Resposta - Rússia



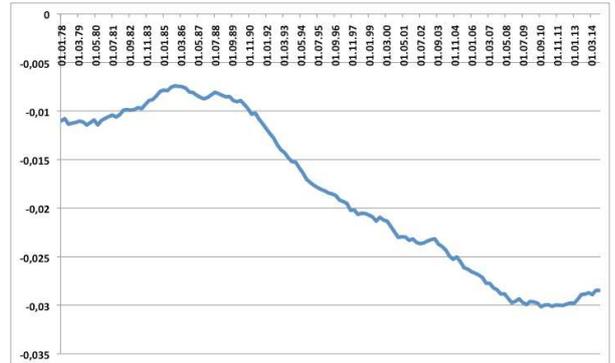
PPM - Rússia



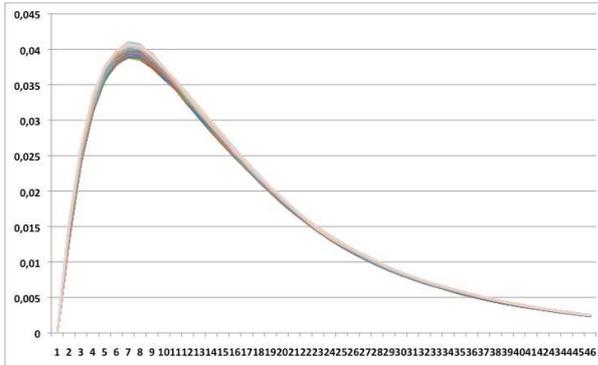
Função de Impulso Resposta – Africa do Sul



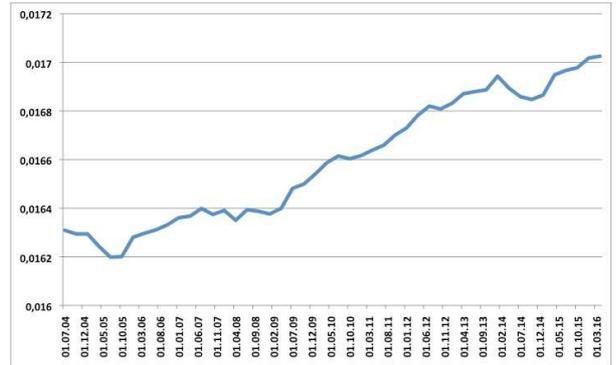
PPM – África do Sul



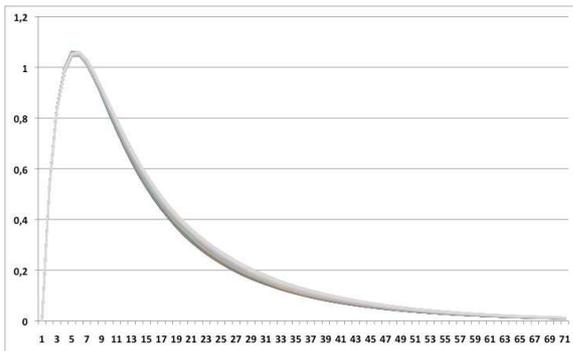
Função de Impulso Resposta - Tailândia



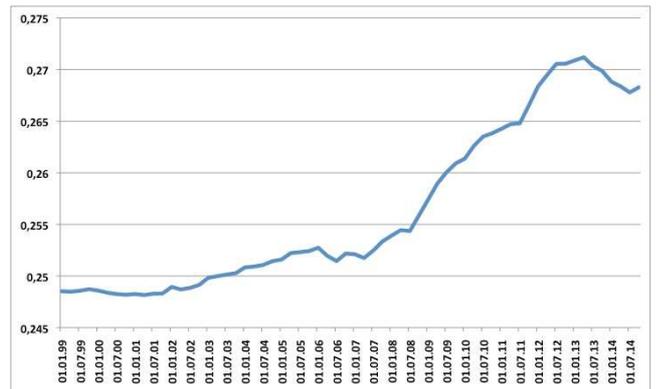
PPM - Tailândia



Função de Impulso Resposta - Turquia



PPM - Turquia



APÊNDICE C:

Painel com frequência trimestral

A primeira etapa deste exercício empírico usou dados trimestrais para estimar, via um Time-Varying Bayesian VAR, baseado em Primiceri (2004), a PPM. Sendo assim, ao utilizarmos o painel anual - na segunda etapa - acabamos perdendo informações mais detalhadas sobre a PPM.

O motivo pelo qual, então, apresentamos o painel anual é a ausência de dados trimestrais para a variável de endividamento como percentual do PIB, utilizada na segunda etapa. Essa variável, em frequência trimestral, é apenas divulgada por um número limitado de países, que, na amostra utilizada neste estudo, se resumem ao Brasil e à Polônia. Todos os outros países apresentam apenas dados anuais de endividamento.

A estimação a seguir foi realizada, com periodicidade trimestral, sem a variável de endividamento.

VARIABLES	1 PPM	2 PPM	3 PPM	4 PPM
Surplus	-0.00144 (0.00324)	-0.00112 (0.00375)	0.000266 (0.000241)	0.000267 (0.000280)
Interest Rate Diff (10Y)	0.0151*** (0.00418)	0.0165*** (0.00479)	-9.85e-07 (0.000529)	0.000517 (0.000699)
Year FE	X		X	
Period FE		X		X
Country FE			X	X
Constant	-0.149* (0.0823)	-0.164 (0.168)	0.0113* (0.00594)	0.00763 (0.0106)
Observations	306	306	306	306
R-squared			0.190	0.265
Number of countries	10	10	10	10

Aqui, se mostra importante salientar a diferença entre o Efeito Fixo de Ano e o Efeito Fixo de Período. Como estamos lidando com dados de frequência trimestral, é possível dividir os períodos em anos e em trimestres. O Efeito Fixo de Ano controla apenas para variáveis não-observadas que sejam fixas entre os países, mas variáveis entre os anos. Já o Efeito Fixo de Período controla para todas as variáveis não-observadas que sejam fixas entre países, mas variáveis entre anos e entre trimestres. Isso se reflete, na prática, em dummies para anos e para trimestres.

Na primeira e na segunda coluna, apresentamos os resultados com as variáveis de Superávit e risco, com EF de Ano e de Período respectivamente, mas sem EF de País. Em ambos os casos, a variável de risco possui coeficiente estatisticamente significativo (a um nível de significância de 1%) e com sinal esperado pela TFNP, mas a variável de Superávit possui coeficientes não-significativos.

As colunas 3 e 4, no entanto, acrescentam os Efeitos Fixos de país, essenciais para uma boa estimação do painel. Isso porque os coeficientes das colunas 1 e 2 podem capturar efeitos de características não-observadas e fixas em cada um dos países – o que tornaria o painel viesado e sem utilidade prática. A introdução do EF de país torna os coeficientes de ambas as variáveis estatisticamente não-significativos, invertendo, inclusive o sinal associado ao coeficiente estimado do superávit. Esse resultado seria, caso não houvesse viés, um indício de que a teoria monetária tradicional poderia estar correta ao defender a exogeneidade da PPM.

A interpretação da não-significância dos coeficientes ao introduzirmos o EF de país aponta para a existência de alguma variável - que antes não era observada - que seja correlacionada com a PPM, Superávit Primário e Risco e que, ao mesmo tempo, seja fixa ao longo do tempo para cada país observado.

Na nossa interpretação, essa variável poderia ser justamente o endividamento. Como argumentaremos a seguir, essa explicação se mostrou bastante plausível diante das evidências empíricas e testes subsequentes.

Para que a variável causadora do viés seja o endividamento, é necessário que ele seja fixo no tempo para cada país. Sabemos que isso não é verdade, contudo, uma vez que a dívida dos países, como pode ser observado nos gráficos do Apêndice D, varia ao longo do tempo para cada país. É importante, no entanto, notar que parte dessa dívida é constante para esses países. Tomemos o caso do Brasil como um exemplo: entre os anos de 2007 e 2015, que são os anos cujos dados estão disponíveis, a dívida é sempre igual ou superior a cinquenta e oito por cento (58%) do PIB. Nesse mesmo tempo, no entanto, o nível da dívida varia entre cinquenta e oito por cento (58%) e setenta e um por cento (71%) do PIB. Assim, é possível que o Efeito Fixo de país introduzido tenha capturado, em parte, o efeito da dívida sobre a PPM, tirando parte do viés sobre o Superávit e a variável de Risco. Se esse for o caso, no entanto, a “parte variável” da dívida ainda estará viesando os coeficientes estimados.

Essa possibilidade só é factível se o endividamento for correlacionado com o superávit, com o Risco e com a PPM. A estimação do painel sem essa variável seria possível caso ela não fosse correlacionada com as variáveis explicativas incluídas no modelo, o que não parece ser uma hipótese razoável. A seguir mostramos como endividamento está intimamente correlacionado com o superávit e com medidas de risco em teoria:

Dívida e Superávit: O superávit representa o fluxo das finanças públicas, enquanto a dívida representa o seu estoque. Sendo assim, é trivial a conclusão de que ambas as variáveis são correlacionadas e que o nível do superávit, de certa forma, causa a dívida. Note que, pela teoria monetária tradicional, a dívida também causa o superávit, uma vez que ela supõe que, como a economia é Ricardiana, o governo irá responder a aumentos da dívida com aumentos do superávit. Pela TFNP, no entanto, o governo pode adotar, como em Leeper (1991), uma

política fiscal passiva, ou seja, que não responde a variações no nível da dívida. Nesse caso, a dívida não causaria o superávit de forma alguma. É provável, no entanto, que os governos se situem em algum ponto entre essas duas teorias. Dada essa causalidade dupla, é difícil teorizarmos sobre o sinal dessa correlação, de forma que ele deve ser determinado pelos dados. Tudo que podemos concluir é que se mostra bastante evidente a correlação entre essas duas variáveis.

Dívida e risco: O risco percebido pelos investidores está intimamente correlacionado com a probabilidade de Default de determinado país. Quanto maior a probabilidade de Default, maior o risco percebido e, conseqüentemente, maior o retorno demandado por investidores. Parece razoável, também, supor que o tamanho da dívida esteja positivamente correlacionado com o risco, uma vez que uma dívida mais alta é mais difícil de ser paga. Essa relação parece ser ainda mais evidente se pensarmos em países emergentes, cuja credibilidade é consideravelmente mais fraca do que a dos países desenvolvidos.

Por fim, como argumentado na seção de resultados do Capítulo 4, é também razoável supor, pela TFNP, a existência de correlação entre o endividamento e a PPM.

Assim, como existem motivos fortes para acreditarmos na existência de correlação entre todas essas variáveis, o viés por variável omitida se torna uma preocupação válida e relevante. A hipótese levantada anteriormente, de que o EF de país capturou parcela do efeito da dívida, se mantém possível.

Testar essa hipótese, no entanto, exigiria a inclusão da variável omitida no painel, o que não é possível pela falta de dados. A solução encontrada foi a de estimar, para fins de robustez, o maior painel trimestral possível com todas as variáveis, sujeito aos países da amostra. A seguir, apresentamos a tabela com os resultados do painel de dois (2) países – Brasil e Polônia – que disponibilizam todas as variáveis explicativas do modelo.

VARIABLES	1	2	3	4	5	6
	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM	PPM
Surplus as % GDP	0.00190*** (0.000495)	0.00186** (0.000859)	0.000386 (0.000262)	0.000331 (0.000450)	-0.000996 (0.000728)	-0.00532** (0.00224)
Debt as % GDP					0.000677*** (5.74e-05)	0.000994*** (0.000134)
Surplus*Debt					3.13e-05** (1.28e-05)	0.000112** (4.16e-05)
Interest Rate Diff (10Y)	0.00318*** (0.000202)	0.00330*** (0.000331)	-0.000818*** (0.000304)	-0.00225*** (0.000703)	3.48e-05 (0.000155)	0.000577 (0.000334)
Year FE	X		X		X	
Period FE		X		X		X
Country FE			X	X	X	X
Constant	-0.0380*** (0.00482)	-0.0384*** (0.00754)	-0.0275*** (0.00245)	-0.0218*** (0.00414)	-0.0605*** (0.00344)	-0.0811*** (0.00832)
Observations	74	74	74	74	69	69
R-squared			0.675	0.779	0.960	0.993
Number of countries	2	2	2	2	2	2

Assim como o observado no painel trimestral com todos os países, mas sem endividamento, as colunas 1 e 2 – que não incluem EF de país, apenas de tempo - apresentam coeficientes estatisticamente significativos (a um nível de significância de 1%) e com sinal esperado pela TFNP para a variável de Risco. A variável de Superávit não possui aqui sinal esperado pela TFNP, agora estatisticamente significativo a um nível de significância de 1%.

Ao introduzirmos o EF de país nas colunas 3 e 4, o superávit perde a significância estatística e a variável de Risco se torna estatisticamente significativa, mas com sinal oposto ao esperado pela TFNP. Vemos que, da mesma forma como no painel trimestral com amostra completa, a inclusão do EF de país alterou de forma significativa os coeficientes estimados, o que aponta para a existência de viés nas colunas 1 e 2.

Como argumentado anteriormente, acrescentamos a variável de endividamento e de interação entre endividamento e superávit nas colunas 5 e 6, com o objetivo de estudar a existência de viés causado pela sua omissão nas colunas anteriores. Na coluna 5, com EF de País e Ano, o resultado aponta para significância dos coeficientes da interação entre Superávit e Endividamento (5%) e do Endividamento (1%), ambos com o sinal esperado pela TFNP. O

Superávit e o Risco, apesar de apresentarem sinais em linha com a TFNP, não se mostram significativos.

Na coluna 6, por outro lado, com EF de País e Período, resultado aponta para significância nos coeficientes da interação entre Superávit e Endividamento (significância de 5%), do Endividamento (significância de 1%) e do Superávit (significância de 5%), todos com o sinal esperado pela TFNP. O coeficiente do Risco, apesar de ainda apresentar sinal em linha com a TFNP, não se mostra estatisticamente significativo. Acreditamos que esse é o resultado mais refinado, uma vez que captura também possíveis efeitos sazonais sobre as variáveis, ao incluir os Efeitos Fixos para cada trimestre.

Os resultados apresentados vão ao encontro da hipótese de que a variável omitida de endividamento causava viés de estimação, justificando, assim, o abandono do painel trimestral com amostra completa por falta de dados. Mais ainda, os resultados parecem confirmar a hipótese de que, enquanto omitido o endividamento, o EF de país capturou a parcela fixa do estoque de dívida, enquanto as variáveis de Superávit e Risco capturaram parcela variável.

Por fim, os resultados desse painel trimestral apontam, mais uma vez, para o impacto das Expectativas de Superávits Primários Futuros sobre a Potência da Política Monetária, o que vai de encontro à teoria monetária tradicional, que assume a hipótese de expectativas de um caráter Ricardiano da política fiscal. Mais do que isso, todos os sinais dos coeficientes reforçam, por meio da evidência empírica, a possibilidade de ocorrência da TFNP, o que representa um forte teste de robustez para os resultados previsamente encontrados no exercício empírico deste estudo.

APÊNDICE D:

